

**Die Verwendung von Methoden der Ökologischen Inferenz
in Ebenenübergreifenden Analysen zur Stabilität der
Stimmabgabe**

**Ein Beispiel zum Vergleich des Wahlverhaltens bei Bundes- und
Landtagswahlen zwischen 2005 und 2013**

Inauguraldissertation
zur
Erlangung des Doktorgrades
der
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät
der
Universität zu Köln

2016

vorgelegt
von

Master of Arts Jui Jen Peng

aus Taipeh

Referent: Prof. Dr. André Kaiser

Korreferent: Prof. Dr. Wolfgang Wessels

Tag der Promotion: 02. September 2016

Vorwort

Meine Dissertation beschreibt die ebenenübergreifenden Analyseergebnisse über die Stabilität der Stimmabgaben mittels der Anwendung zweier Ansätze für die ökologische Inferenz: Gary Kings EI-Modell und das bayesianische Modell unter Annahmen aus der „Second-Order-Election-Theorie“ anhand von vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013 in Nordrhein-Westfalen. Ich bin meinem Betreuer Herrn Professor Dr. André Kaiser für seine stets sorgfältige und sehr gewissenhafte Betreuung meiner Dissertation sehr dankbar. Mein Dank gilt auch Herrn Professor Dr. Wolfgang Wessels und Herrn Professor Dr. Johannes Münster. In Oktober 2009 nahm ich mein Promotionsstudium bei Herrn Professor André Kaiser an der Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät der Universität zu Köln auf. Die regelmäßige Teilnahme am Oberseminar (Research Seminar) bei Herrn Professor Dr. André Kaiser und Frau Professorin Dr. Christine Trampusch sowie an weiteren Seminaren bei Herrn Professor Dr. André Kaiser und Herrn apl. Professor Dr. Martin Höpner ermöglichte es mir, meine Fachkenntnisse in den Bereichen „Vergleichende Politik“, „Politikwissenschaftliche Methoden“ und „Politische Ökonomie“ bedeutend zu erweitern. Dafür möchte ich ebenfalls meinen besonderen Dank aussprechen. In diesen Jahren stand mir meine Frau Hsin-I stets mit all ihrer Liebe und Fürsorge zur Seite und unterstützte mich, wo immer sie konnte. Auch meine Mutter, meine Schwiegereltern und meine Tante Guo haben mich stets ermutigt und waren immer für mich da. Dafür danke ich ihnen vom ganzen Herzen. Schließlich möchte ich mich auch bei allen Freunden bedanken, mit denen ich so viele schöne Momente in Deutschland teile

Zusammenfassung

Angesichts des Verbundföderalismus im deutschen politischen System mit mehreren Ebenen interagieren die Wahlgänge in unterschiedlicher Weise. Die Wahlen führen deswegen auf den Bundes- und Landesebenen sowohl zu ähnlichen als auch zu verschiedenen Ergebnissen. Hinsichtlich der Erst- und Zweitstimmen bei aufeinanderfolgenden Wahlen zeigen sich bei den Wählern aufgrund der Vor- oder Nachrangigkeit der Wahlebenen und unter Einfluss des „Testwahl-“ bzw. „Bestätigungseffekts“ Unbeständigkeiten in deren Wahlentscheidungen. Von 2005 bis 2013 wanderten die Wähler in Nordrhein-Westfalen bei Wahlen mehrmals unabsehbar ab. Dennoch ist die politische Tendenz zu erkennen, dass die Wähler auf der Bundeswahlebene die Regierungsparteien unterstützen und auf der Landeswahlebene hingegen eher zu Oppositionsparteien tendieren. Dabei erschienen die Wählerströme aufgrund der Korrelation des Wahlzyklus mit der Rangfolge der Wahlebene in NRW häufig. Manche Wähler wanderten bei Bundestagswahlen zu anderen Parteien – insbesondere zu Großvolksparteien – ab, da sie bei nationalen Wahlen die bundesweite Politik eher abwägten. Regionale Wahlen dagegen wurden von den Wählern als unwesentlich bewertet und daher von ihnen weniger abgewägt.

Bei den tatsächlichen Wahlergebnissen ist nicht erkennbar, wie die Wähler in ihrem Wahlverhalten als Stamm- oder Wechselwähler schwankten. Der Grund dafür ist der, dass die Einschätzung des Stabilitäts- und Wechselgrads der Stimmabgabe zwischen Parteien nicht direkt durch die tatsächlichen Wahlergebnisse, sondern nur durch die Methoden für die ökologische Inferenz mit – kleinstmöglich aggregierten – Aggregatdaten erfolgen kann. Dafür werden in dieser Dissertation zwei Ansätze für die ökologische Inferenz – Gary Kings EI (Ecological Inference) -Modell für 2x2-Fälle und das bayesianische Modell für Rx2-Fälle – unter Annahmen aus der „Se-

cond-Order-Election-Theorie“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013 bei ebenenübergreifenden Analysen angewandt. Die betreffenden Fallbeispiele sind in vier separate Modelle unterteilt: „Erststimmen – Erststimmen“, „Erststimmen – Zweitstimmen“, „Zweitstimmen – Erststimmen“ sowie „Zweitstimmen – Zweitstimmen“. Die zugrundeliegende „Second-Order-Election-Theorie“ dient zur Erläuterung der Schätzergebnisse aus den gewählten Fallbeispielen in NRW.

Beide Ansätze resultieren in teils gleichen und teils unterschiedlichen Schätzergebnissen, bei denen sich dennoch feststellen lässt, dass der Erst- und Zweitstimmenanteil der Großvolksparteien in diesem Zeitraum konstant in nur geringem Maße variierte. Der Großteil ihrer Wähler neigte aufgrund der hohen Stabilität in seiner Stimmabgabe zur Stammwählerschaft. Die Wähler der mittleren Parteien und der Kleinparteien dagegen traten auf der Bundes- oder Landeswahlebene meistens als Wechselwähler auf. Anhand der Analyseergebnisse aus den Schätzwerten beider Methoden wird deutlich aufgezeigt, dass die Schätzergebnisse teilweise den Annahmen aus der „Second-Order-Election-Theorie“ in manchen Fallbeispielen entsprechen und teilweise auch nicht. In der Gegenüberstellung mancher Schätzergebnisse mit den Annahmen kommt es zur widersprüchlichen Situation, dass mehrere Annahmen zutreffen.

Trotz der fundamentalen Beschränkung sind beide Methoden für Analysen der Stabilität der Stimmenabgabe und der Wählerströme notwendig, da sich beide Methoden aufgrund ihrer statistischen theoretischen Basen für verschiedene Fallbeispiele bei Wählerstromanalysen eignen. Darüber hinaus kann die Veränderung im Wahlverhalten nur durch beide – sich einander ergänzende – Methoden mit Aggregatdaten rekonstruiert werden, unabhängig davon, ob Individualdaten vorliegen oder nicht.

Gliederung

Kapitel 1: Einleitung	1
Kapitel 2: Die Methode und theoretische Struktur für die ökologische Inferenz	16
Kapitel 3: Fallstudien über regionale und nationale Wahlen in Nordrhein-Westfalen von 2005 bis 2013 mittels Gary Kings ökologischer Inferenz	66
Kapitel 4: Fallstudien über regionale und nationale Wahlen in Nordrhein-Westfalen von 2005 bis 2013 mithilfe des bayesianischen Modells	195
Kapitel 5: Wählerstromanalysen mit demografischen Faktoren bei Wahlen in NRW...	317
Kapitel 6: Schluss	349

Inhaltsverzeichnis

Vorwort.....	I
Zusammenfassung.....	II
Gliederung.....	IV
Inhaltsverzeichnis.....	V
Tabellenverzeichnis.....	IX
Abbildungsverzeichnis.....	XVII
Kapitel 1: Einleitung.....	1
1. Methodische Fragestellung und Fallstudien in Nordrhein-Westfalen.....	1
2. Der Zusammenhang zwischen „der Second-Order-Election-Theorie“ und dem Mehrebenensystem.....	2
3. Der Zusammenhang zwischen „der Second-Order-Election-Theorie“ und den Wählerströmen.....	9
Kapitel 2: Die Methode und theoretische Struktur für die ökologische Inferenz.....	16
1. Einleitung: Die analytischen Ebenen und ebenenübergreifende Schlussfolgerung.....	16
2. Die Ansätze für die ökologische Inferenz.....	18
3. Die ebenenübergreifende Simulation mittels Kings EI-Modell.....	20
3.1 Gary Kings ökologische Inferenz.....	20
3.2 Die Funktion der Aggregatdaten.....	22
3.3 Die Verteilungsannahme aus Kings EI-Modell.....	24
3.4 Die mathematische Ableitung aus Kings EI-Modell.....	29
3.5 Die Schätzung des King’schen Modells.....	33
3.6 Simulation der interessierenden Parameter.....	37
3.7 Erweiterungen des einfachen King’schen Modells.....	40
3.8 Datenstruktur und Konstruktion der Wählerstromanalysen.....	42
3.9 Die Kritik am EI-Modell.....	45
4. Das hierarchische bayesianische Modell in der RxC-Tabelle.....	46
4.1 Binomial–Beta-Modell und Markov-Ketten-Monte-Carlo.....	47
4.2 Das erweiterte Binomial-Beta-Modell und das hierarchische Multinomial-Dirichlet-Modell.....	51
4.3 Die Konstruktion der Wählerströme in der RxC-Tabelle.....	55
4.4 Die Übersicht und der Aufbau der Arbeit.....	57
Kapitel 3: Fallstudien über regionale und nationale Wahlen in Nordrhein-Westfalen von 2005 bis 2013 mittels Gary Kings ökologischer Inferenz.....	66
1. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei Wahlen zwischen der Bundestagswahl 2005	

und der Bundestagswahl 2009	67
1.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009	69
1.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009.....	77
1.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen der Bundestagswahl 2005 und Erststimmen der Bundestagswahl 2009	84
1.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009.....	91
2. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei Wahlen zwischen der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl 2010	98
2.1 Die Wählerströme zwischen den Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und den Erststimmen bei der Landtagswahl 2010.....	99
2.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010	106
2.3 Die Wählerströme zwischen den Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und Erststimmen bei der Landtagswahl 2010	113
2.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010	120
3. Fallanalyse der NRW-Wahlen bei Wahlen zwischen der Landtagswahl 2010 und der Landtagswahl 2012	127
3.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und Erststimmen bei der Landtagswahl 2012	128
3.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012	135
3.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und Erststimmen bei der Landtagswahl 2012	143
3.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012	150
4. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei Wahlen zwischen der Landtagswahl 2012 und der Bundestagswahl 2013.....	157
4.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013	158
4.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013.....	166
4.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013	173
4.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012	

und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013.....	180
5. Fazit und Schlussfolgerung	187
Kapitel 4: Fallstudien über regionale und nationale Wahlen in Nordrhein-Westfalen	
von 2005 bis 2013 mithilfe des bayesianischen Modells	195
1. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei den Bundestagswahlen 2005 und 2009	196
1.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009	197
1.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009.....	203
1.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009	209
1.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009.....	215
2. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl 2010	221
2.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und den Erststimmen bei der Landtagswahl 2010.....	221
2.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und den Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010.....	228
2.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und den Erststimmen bei der Landtagswahl 2010.....	236
2.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und den Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010.....	242
3. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei der Landtagswahl 2010 und der Landtagswahl 2012	249
3.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und Erststimmen bei der Landtagswahl 2012	250
3.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012	258
3.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und Erststimmen bei der Landtagswahl 2012	264
3.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012	271
4. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei der Landtagswahl 2012 und der Bundestagswahl 2013.....	278
4.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013	278
4.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2012	

und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013.....	286
4.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013	293
4.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013.....	301
5. Fazit und Schlussfolgerung.....	309
Kapitel 5: Wählerstromanalysen mit demografischen Faktoren bei Wahlen in NRW	317
1. Einleitung: Die Umwandlungsschritte im natürlichen Logarithmus	317
2. Deskriptive Analyseergebnisse der demografischen Faktoren.....	319
2.1 Die Stabilität der Stimmenabgabe bei den Bundestagswahlen 2005 und 2009.....	319
2.2 Die Stabilität der Stimmenabgabe bei der Bundestagswahl 2009 und bei der Landtagswahl 2010	321
2.3 Die Stabilität der Stimmenabgabe bei den Landtagswahlen 2010 und 2012.....	323
2.4 Die Stabilität der Stimmenabgabe bei der Landtagswahl 2012 und bei der Bundestagswahl 2013	325
3. Fazit.....	327
Kapitel 6: Schluss	349
1. Der theoretische Vergleich zwischen Kings EI Modell und dem bayesianischen Modell	349
2. Die Grenzen beider Modelle für die ökologische Inferenz	352
3. Perspektiven beider Modelle für Wählerströme	357
Literatur – und Softwareverzeichnis	360

Tabellenverzeichnis

Kapitel 1:

Tabelle 1.1: Wahlergebnisse der Bundestagswahl 2009 und Landtagswahl 2010.....	10
Tabelle 1.2: Wahlergebnisse der Landtagswahl 2012 und Bundestagswahl 2013.....	12
Tabelle 1.3: Das EI-Basismodell für i Gemeinde	44
Tabelle 1.4: Das einfache King'sche Modells für i Gemeinden	44
Tabelle 1.5: Notation für Beobachtungseinheit i (Gemeinde) in 7x7 Tabelle.....	56

Kapitel 2: (keine Tabelle)

Kapitel 3:

Tabelle 3.1: Die Wahlergebnisse der Bundestagswahlen 2005 und 2009.....	68
Tabelle 3.2: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modells im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“	69
Tabelle 3.3: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“	73
Tabelle 3.4: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modells im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“	77
Tabelle 3.5: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“	80
Tabelle 3.6: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“	84
Tabelle 3.7: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005“	87
Tabelle 3.8: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“	91
Tabelle 3.9: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“	94

Tabelle 3.10: Die Wahlergebnisse der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl 2010.....	99
Tabelle 3.11: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“	99
Tabelle 3.12: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“	102
Tabelle 3.13: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“	106
Tabelle 3.14: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“	109
Tabelle 3.15: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“	113
Tabelle 3.16: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modells im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“	115
Tabelle 3.17: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“	120
Tabelle 3.18: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“	123
Tabelle 3.19: Die Wahlergebnisse der Landtagswahl 2010 und Landtagswahl 2012.....	127
Tabelle 3.20: Die Schätzergebnisse des King’schen EI-Modells im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“	128
Tabelle 3.21: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2012“	131
Tabelle 3.22: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“	135
Tabelle 3.23: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2010 und	

die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2012“	138
Tabelle 3.24: Die Schätzergebnisse des King’schen EI-Modells im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“	143
Tabelle 3.25: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2012“	146
Tabelle: 3.26 Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“	150
Tabelle 3.27: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2012“	153
Tabelle 3.28 Wahlergebnisse der Landtagswahl 2012 und Bundestagswahl 2013.....	158
Tabelle 3.29: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“	158
Tabelle 3.30: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“	161
Tabelle 3.31: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“	166
Tabelle 3.32: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“	169
Tabelle 3.33: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“	173
Tabelle 3.34: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“	176
Tabelle 3.35: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“	180
Tabelle 3.36: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“	183

Kapitel 4:

Tabelle 4.1: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	197
Tabelle 4.2: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (ohne die Kovariable)	197
Tabelle 4.3: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	198
Tabelle 4.4: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (mit der Kovariable)	199
Tabelle 4.5: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	203
Tabelle 4.6: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (ohne die Kovariable)	204
Tabelle 4.7: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	205
Tabelle 4-8: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (mit der Kovariable)	205
Tabelle 4.9: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	209
Tabelle 4.10: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (ohne die Kovariable)	209
Tabelle: 4.11 Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	210
Tabelle 4.12: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (mit der Kovariable)	211
Tabelle 4.13: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	215
Tabelle 4.14: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (ohne die Kovariable)	215
Tabelle 4.15: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	216
Tabelle 4.16: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (mit der Kovariable)	217
Tabelle 4.17: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	221
Tabelle 4.18: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen	

bei der Landtagswahl 2010“ (ohne die Kovariable).....	222
Tabelle 4.19: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	223
Tabelle 4.20: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“ (mit der Kovariable)	223
Tabelle 4.21: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	228
Tabelle 4.22: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ (ohne die Kovariable).....	229
Tabelle 4.23: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	230
Tabelle 4.24: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ (mit der Kovariable)	231
Tabelle 4.25: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	236
Tabelle 4.26: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“ (ohne die Kovariable).....	236
Tabelle 4.27: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	237
Tabelle 4.28: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“ (mit der Kovariable)	238
Tabelle 4.29: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	242
Tabelle 4.30: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ (ohne die Kovariable).....	243
Tabelle 4.31: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	244
Tabelle 4.32: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ (mit der Kovariable)	245
Tabelle 4.33: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	250
Tabelle 4.34: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“ (ohne die Kovariable).....	251
Tabelle 4.35: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	252
Tabelle 4.36: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“ (mit der Kovariable)	253
Tabelle 4.37: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	258

Tabelle 4-38: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ (ohne die Kovariable)	258
Tabelle 4.39: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	259
Tabelle 4-40: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ (mit der Kovariable)	260
Tabelle 4.41: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	264
Tabelle 4.42: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“ (ohne die Kovariable)	265
Tabelle 4.43: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	266
Tabelle 4.44: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“ (mit der Kovariable)	267
Tabelle 4.45: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	271
Tabelle 4.46: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl“ (ohne die Kovariable 2012)	272
Tabelle 4.47: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	273
Tabelle 4.48: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ (mit der Kovariable)	273
Tabelle 4.49: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	278
Tabelle 4.50: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (ohne die Kovariable)	279
Tabelle 4.51: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	280
Tabelle 4.52: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (mit der Kovariable)	281
Tabelle 4.53: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	286
Tabelle 4.54: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (ohne die Kovariable)	286
Tabelle 4.55: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)	287

Tabelle 4.56: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel
 „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen
 bei der Bundestagswahl 2013“ (mit der Kovariable)288

Tabelle 4.57: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)293

Tabelle 4.58: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel
 „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen
 bei der Bundestagswahl 2013“ (ohne die Kovariable)294

Tabelle 4.59: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)295

Tabelle 4.60: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel
 „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen
 bei der Bundestagswahl 2013“ (mit der Kovariable)296

Tabelle 4.61: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)301

Tabelle 4.62: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel
 „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen
 bei der Bundestagswahl 2013“ (ohne die Kovariable)302

Tabelle 4.63: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)303

Tabelle 4.64: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel
 „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen
 bei der Bundestagswahl 2013“ (mit der Kovariable)303

Kapitel 5:

Tabelle 5.1: Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen
 bei der Bundestagswahl 2009333

Tabelle 5.2: Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen
 bei der Bundestagswahl 2009334

Tabelle 5.3: Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen
 bei der Bundestagswahl 2009335

Tabelle 5.4: Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen
 bei der Bundestagswahl 2009336

Tabelle 5.5: Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen
 bei der Landtagswahl 2010.....337

Tabelle 5.6: Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen
 bei der Landtagswahl 2010.....338

Tabelle 5.7: Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen
 bei der Landtagswahl 2010.....339

Tabelle 5.8: Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen
 bei der Landtagswahl 2010.....340

Tabelle 5.9: Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012.....	341
Tabelle 5.10: Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012.....	342
Tabelle 5.11: Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012.....	343
Tabelle 5.12: Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012.....	344
Tabelle 5.13: Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013	345
Tabelle 5.14: Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013	346
Tabelle 5.15: Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013	347
Tabelle 5.16: Die Zweitstimmen der bei Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013	348
Kapitel 6: (keine Tabelle)	

Abbildungsverzeichnis

Kapitel 1:

Abbildung 1.1: vier Bereiche im Einheitsquadrat	25
Abbildung 1.2: Die Verletzung der Unimodalitätsannahme	26

Kapitel 2: (keine Abbildungen)

Kapitel 3:

Abbildung 3.1: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm, der Tomografieplot von β_i^{CR}	69
Abbildung 3.2: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GF}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LR}, \beta_i^{RC}$	71
Abbildung 3.3: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	78
Abbildung 3.4: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$	78
Abbildung 3.5: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	84
Abbildung 3.6: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$	85
Abbildung 3.7: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	92
Abbildung 3.8: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$	92
Abbildung 3.9: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	100
Abbildung 3.10: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$	100
Abbildung 3.11: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	106
Abbildung 3.12: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$	107
Abbildung 3.13: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	113
Abbildung 3.14: Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$	114

Abbildung 3.15: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	120
Abbildung 3.16: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme, Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$	121
Abbildung 3.17: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	128
Abbildung 3.18: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PF}, \beta_i^{LS}$	129
Abbildung 3.19: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	136
Abbildung 3.20: Die Dichteschätzungen, Streudiagramm und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$	136
Abbildung 3.21: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	143
Abbildung 3.22: Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LR}$	144
Abbildung 3.23: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	150
Abbildung 3.24: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$	151
Abbildung 3.25: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	159
Abbildung 3.26: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$	159
Abbildung 3.27: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	166
Abbildung 3.28: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LR}$	167
Abbildung 3.29: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	173
Abbildung 3.30 Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$	174
Abbildung 3.31: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}	180
Abbildung 3.32: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$	181
Abbildung: 3.33: Das Modell „Erststimmen – Erststimmen“ in vier Fallbeispielen	

zwischen 2005 und 2013	188
Abbildung 3.34: Das Modell „Erststimmen – Zweitstimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013	189
Abbildung 3.35: Das Modell „Zweitstimmen – Erststimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013	190
Abbildung 3.36: Das Modell „Zweitstimmen – Zweitstimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013	191
Kapitel 4:	
Abbildung 4.1: Das Modell „Erststimmen – Erststimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013	309
Abbildung 4.2: Das Modell „Erststimmen – Zweitstimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013	310
Abbildung 4.3: Das Modell „Zweitstimmen – Erststimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013	311
Abbildung 4.4: Das Modell „Zweitstimmen – Zweitstimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013	312

Kapitel 5: (keine Abbildungen)

Kapitel 6: (keine Abbildungen)

Kapitel 1: Einleitung

1.Methodische Fragestellung und Fallstudien in Nordrhein-Westfalen

Hinsichtlich des Verbundföderalismus im deutschen politischen System mit mehreren Ebenen interagieren die Wahlgänge, weil die Ebenen infolge des politischen Interesses dichter verflochten sind (Scharpf 1994; Sturm 2001). Die meisten Bundesländer versuchen sich parallel an vielfältigen bundesweiten politischen Themen zu beteiligen, um ihren politischen Einfluss unmittelbar auf der Bundespolitikebene auszudehnen. Dafür werden die Landtagswahlen oft mit manchen bundesweiten politischen Themen koordiniert (Detterbeck/Renzsch 2003). Dies führt offensichtlich dazu, dass die Wahlen auf Bundes- und Landesebenen sowohl zu ähnlichen als auch zu verschiedenen Resultaten kommen. So beeinflussen sich die Bundestags- und Landtagswahlen, was sich dann aufgrund der Vor- oder Nachrangigkeit der Wahlebenen möglicherweise im unentschlossenen Wahlverhalten der Wähler zwischen den Wahlen ausdrückt (Jeffery 1999; Detterbeck 2006). Im Vergleich zu Wahlergebnissen von 2005 bis 2013 lässt sich feststellen, dass die sogenannten Wählerströme oder Wählerwanderungen in Nordrhein-Westfalen (NRW) häufig eingetreten sind. Auch aus diesem Grund sollten die Wahlen für die Wählerstromanalysen und die Schätzung der Stabilität der Stimmenabgabe gemeinsam betrachtet werden. Von 2005 bis 2013 wanderten die Wähler in NRW bei Wahlen mehrmals und unabsehbar ab. Dennoch lässt sich die politische Tendenz erkennen, dass die Wähler auf der Bundeswahlebene die Regierungsparteien unterstützen, aber auf der Landeswahlebene eher zu Oppositionsparteien tendieren. Beispielsweise stellt sich diese Tendenz ganz klar bei den Landtagswahlen NRW 2010 und 2012 bzw. Bundestagswahlen 2009 und 2013 dar. Es lässt sich aber feststellen, dass der Erst- und Zweitstimmenanteil der Großvolksparteien – CDU und SPD – in diesem Zeitraum meistens in geringem Maße variierte.

Die Wähler der mittleren Parteien und der Kleinparteien¹ sind im Gegensatz zu den Stammwählern beider Großvolksparteien aber konstant als Wechselwähler bei Wahlen aufgetaucht, egal ob auf der Bundes- oder Landeswahlebene.² Unter Berücksichtigung der oben erwähnten politischen Situation in NRW können die Wahlen in NRW als wichtige Variablen für Wählerströme und sogar für die Wahlprognose erachtet werden. Darüber hinaus ist NRW für die Wahlforschung relevant, weil es die größte Bevölkerungsanzahl und die größte Industriekonzentration unter allen Bundesländern Deutschlands besitzt. Aus den genannten Gründen berücksichtige ich Nordrhein-Westfalen in meiner Dissertation. Demnach fokussiert sich meine Dissertation auf die Bundestags- und Landtagswahlen in Nordrhein-Westfalen von 2005 bis 2013, und beabsichtigt, im Rahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ und durch Anwendungen Gary Kings EI-Modells und des bayesianischen Modells die substanziellen Faktoren der Wählerströme und der Stabilität der Stimmenabgabe zu entdecken (King 1997; Rosen et al. 2001; Moser 2011c) sowie weiterhin die Ansätze für die ökologische Inferenz bei ebenenübergreifenden Analysen im Vergleich zu betrachten.

2. Der Zusammenhang zwischen der Second-Order-Election-Theorie und dem Mehrebenensystem

Als theoretische Grundlage der Wählerstromanalysen und der Stabilität der Stimmenabgabe in dieser Arbeit liegen die „Second-Order-Election-Theorie“³ und deren Annahmen zugrunde. Die „Second-Order-Election-Theorie“ dient meistens zur Betrachtung der Veränderung des Wahlverhaltens auf der Europawahl- und Bundeshwahlebene. Wie zwischen den Europa- und Bundestagswahlen kann man ebenfalls

¹ Zu „mittleren Parteien“ gehören die Grünen, die FDP, die Linkepartei und die Piratenpartei; Sonstige sind alle neu etablierten Parteien und rechtsextreme Parteien. Nichtwähler sind als „andere Kleinparteien“ zu bezeichnen.

² Aus dem engen Zusammenhang zwischen Bundestags- und Landtagswahlen ist noch zu ersehen, dass die Koalition in NRW, die die Wahlsieger bilden, einerseits aufgrund der Sitzverteilung in den Bundesrat kommt und andererseits indirekt in die Politik der Bundesregierung eingreifen kann.

³ Die Theorie nennt man auch „Theorie von der Nachrangigkeit“, Internetseite unter <http://www.bpb.de/apuz/31954/30-jahre-europawahlen?p=all> (abgerufen am 2.9.2015)

den ähnlichen Zusammenhang zwischen den Bundes- und Landtagswahlen feststellen, dass sich die Bürger an den Europawahlen und regionalen Nebenwahlen geringer beteiligt haben als bei nationalen Hauptwahlen und dass die Regierungsparteien oft bei regionalen Nebenwahlen einen Stimmenverluste verzeichneten. Die Oppositionsparteien profitierten mehr von den regionalen Nebenwahlen, insbesondere die Kleinparteien oder neu gegründete Parteien haben größere Chancen, ins Parlament einzuziehen. Diese These beruht auf der sogenannten Theorie nationaler Nebenwahlen. Da subnationale Landtagswahlen den Europawahlen ähneln,⁴ kann die Landtagswahl als sekundäre subnationale Nebenwahlen verstanden werden, aber nicht als sekundäre nationale Wahlen (Reif/Schmitt 1980; Norris 1997).

Bei Europa- und Landtagswahlen handelt es sich nicht direkt um eine politische Machtveränderung im Bund. Damit haben die Resultate der beiden Wahlen keine unmittelbare Auswirkung auf die Vergabe von Bundesregierungsämtern.⁵ Daher halten die Bürger die Europa- und Landtagswahlen für weniger relevant als die Bundestagswahlen, obwohl sich die Wahlergebnisse der Landtagswahlen noch auf die Sitzvergabe im Bundesrat beziehen (Reif/Schmitt 1980).⁶ In Deutschland werden regionale Wahlen sogar immer mehr als wichtiger als Europawahlen erachtet, da die Ergebnisse der Landtagswahlen nicht nur mit der Landespolitik und den Landesangelegenheiten,

⁴ Bei Landtagswahlen wie auch Europawahlen tendieren Wähler dazu, sie als Experiment zu nutzen, um Potentiale weniger etablierter Parteien zu testen. Auch haben beide Wahlformen gemein, dass sie im Vergleich zu Bundestagswahlen als eher unwichtig empfunden werden.

⁵ Als ein Musterbeispiel für die „Second-Order-Election-Theorie“ stellen die Landtagswahl und Europawahl ihre Gesamtbesonderheiten dar: 1) Ein beachtliches Missverhältnis liegt zwischen Wahlbeteiligung und Wählermobilisierung vor. 2) Aufgrund der verminderten Parteiidentifikation der Wähler und der zunehmenden schwankenden Wähler sinkt die Wahlbeteiligung von Jahr zu Jahr. Bei einer gering ausgeprägten Parteiloyalität der Wähler ist die Wählermobilisierung, die eine bestimmte Partei veranlasst, wichtiger als die Stärkung der Parteiidentifikation. Da die Nebenwahl für die Wähler relativ unbedeutend ist, mobilisieren die Parteien die Wähler nicht aktiv zur Stimmabgabe. 3) Während junge Politiker am Anfang ihrer Karriere die Europa- oder Landtagswahl voraussichtlich als eine politische Bühne ausnutzen würden, um ihren politischen Ruf, ihre Popularität und ihr politisches Prestige kumulieren zu können, beschäftigen sich die älteren Politiker mit den Bundestagswahlen oder sie betrachten die Nebenwahlen als einen lukrativen Ort, an dem sie ihre politische Einflussmacht ausbauen und weiter Karriere machen können, bevor sie in die Rente gehen. 4) Die Parteien behandeln in der überwiegenden Mehrheit nur inländischen oder über regionale Angelegenheiten, anstatt über Lösungen der europäischen Gesamtpolitik zu debattieren (Reif/Schmitt 1980; Reif (1984)).

⁶ Nach der Ansicht von Reif und Schmitt (1980) handelt es sich bei den Wahlen zum Europäischen bzw. regionalen Parlament oft um Wahlen niedrigeren Ranges als bei nationalen Parlaments- oder Präsidentschaftswahlen.

sondern auch mit bundesweiten politischen Themen konnotiert werden. Trotzdem gibt es grundsätzlich einen verhältnismäßig eher bescheidenen Wahlkampf der Parteien bei Landtagswahlen, wobei die Wähler schwächer mobilisiert werden als beim Bundestagswahlkampf (Tenscher 2005).⁷ In Deutschland hängen die primären (vorrangigen) nationalen Wahlen stark mit sekundären (nachrangigen) subnationalen (regionalen) Wahlen zusammen, weil einerseits die Resultate der primären nationalen Wahlen (Bundestagswahlen) bei sekundären subnationalen Wahlen (Landtagswahlen) zu Wählerströmen führen, da die Wähler, die insbesondere mit der Bundespolitik oder der politischen Performanz der Bundesregierung unzufrieden sind, absichtlich bei nachfolgenden regionalen Hauptwahlen zu einer anderen Partei abwandern, damit die ursprünglich gewählte Partei durch die Folgenlosigkeit der regionalen Nebenwahlen bestraft wird (*voting with the boot*) (Reif/Schmitt 1980; Sturm 1999; Steinbrecher/Wenzel 2008). Andererseits müssen die Wähler bei den regionalen Nebenwahlen nicht das Regierungsmitglied berücksichtigen und können ohne weiteres für diejenigen Parteien stimmen, denen bzw. deren Politik sie nahestehen (*voting with the heart*) (Franklin et al. 1996; Jeffery/Hough 2003; Bergmann/Plischke 2010). Anders als normale große Volksparteien wie die CDU und die SPD haben die anderen Kleinparteien, welche sich stärker politisch links oder rechts positionieren oder bestimmte politischen Aufforderungen als Parteiprogramm äußern oder neu etabliert werden, einen höheren Anteil an Wählern, die sich ihnen über einen längeren Zeitraum nahestehender gefühlt haben. Durch die hohe Partizipation der Wähler an Nebenwahlen könnten diese Kleinparteien von den regionalen Nebenwahlen stärker profitieren (Reif 1984; Dinkel 1989; Oppenhuis et al. 2007).

Weiterhin wird das wichtige Verhältnis zwischen den Wählerstromanalysen und der

⁷ Die Wähler bewerteten die Landtagswahlebene als unwichtiger als die Bundestagswahlebene und konzentrierten sich kaum auf den regionalen Wahlkampf und mehr auf den Bundestagswahlkampf (Wüst und Roth 1996).

„Second-Order-Election-Theorie“ deutlich, da die Wählerströme zwischen Parteien oft bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen eintreten, die gesondert auf zwei Wahl-ebenen entweder in zeitlicher Nähe oder in zeitlicher Distanz stattfinden. Die Schätzergebnisse für Wählerstromanalysen, die aus der ökologischen Inferenz resultieren, basieren ebenfalls auf der „Second-Order-Election-Theorie“, damit der Stabilitätsgrad und Wechselgrad zwischen vorrangigen Haupt- und nachrangigen Nebenwahlen (Bundestags- und Landtagswahlen) mittels einer theoretischen Struktur dargelegt wird (Roth 2008). Im Rahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ besteht der Wählerstrom im kurzen Zeitraum zwischen zwei aufeinanderfolgenden Wahlen, welche durch die Terminierung der Wahlen bedingt sind, im Bund und in Ländern. Die Bundestagswahlen sind den wichtigeren Hauptwahlen und die unwichtigeren Landtagswahlen, den Nebenwahlen, zuzuordnen. Bei dieser Theorie handelt es sich dennoch um verschiedene Annahmen. Die erste Annahme geht davon aus, dass die Landtagswahlen systematisch häufiger zu unterschiedlichen Ergebnissen kommen als die Wahlergebnisse der Bundestagswahlen in demselben Bundesland. Die zweite Annahme bedeutet jedoch, dass, wenn die Wahlgänge in demselben Bundesland entweder gleichzeitig oder kurzzeitig vor oder nach Bundestagswahlen stattfinden, beide Wahlen zu ähnlichen Wahlergebnissen kommen können (Detterbeck 2006; Steinbrecher/Wenzel 2008).

Im Kern der „Second-Order-Election-Theorie“ steht der Wahlzyklus, da es beim Wahlergebnis der Regierungspartei darauf ankommt, wie entfernt der Zeitpunkt zwischen den Landtags- und Bundestagswahlen ist. Dies bedeutet, dass sich die Höhe der Wahlbeteiligung für die Regierungsparteien abhängig von der zeitlichen Nähe bzw. Distanz zwischen aufeinanderfolgenden (Neben) Landtags- und (Haupt) Bundestagswahlen ändert oder Stimmenanteile abwandern. Während oder gegen Ende einer Le-

gislaturperiode fallen beide Wahlen meistens niedrig aus, was dazu führt, dass sich der Wahlstimmenanteil der Regierungsparteien aufgrund des Bestätigungseffekts nach nationalen Hauptwahlen am wenigsten verringert (Schmitt 1996).²⁶ Insbesondere wird eine Landtagswahl als so genannte „Zwischenwahl“ (Mid-Term-Election) oder Testwahleffekt (Mid-Term-Effekt) bezeichnet, insofern sie sich in zeitlicher Distanz zur nächsten Bundestagswahl befindet. Dieser Testwahleffekt zieht nach sich, dass sich einerseits die Höhe der Wahlbeteiligung kurz vor den nationalen Hauptwahlen erhöht und andererseits eine neue politische Ausgeglichenheit zwischen regionalen Wahlergebnissen und nationalen Kräfteverhältnissen entsteht. Manche Studien sprechen dafür, dass sich die parteipolitischen Kräfteverhältnisse in Wahlergebnissen bei Zwischenwahlen deutlich widerspiegeln können (Klos 2003; Schmitt 2005; Wüst/Tausendpfund 2009).⁸

Mit dieser Zwischenwahl geht häufig ein „Anti-Regierungs-Effekt“ einher, d.h. die Wahlstimmen der Oppositionspartei bzw. der neu begründeten Kleinparteien (z.B. AfD) bei der nächsten Wahl im Landtag erhöhen sich und die Regierungspartei büßt an Unterstützung der Bürger ein. Daher wird durch den „Anti-Regierungs-Effekt“ bei großen Parteien prognostiziert, wie viele Wahlstimmen sie verlieren oder hinzugewinnen (Fabritius 1978; Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Der „Anti-Regierungs-Effekt“ rührt daher, dass eine Regierungspartei oder Koalition im Laufe des Amtes wegen fehlender Erfolge der von ihr durchgesetzten Politik oder Entscheidungen, die die Bevölkerung, ablehnt und unpopulärer parlamentarischer Kompromisse, an den weiteren regionalen Wahlen scheitert (Benz 1999; Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Vom Bestätigungseffekt kann man sprechen, wenn die

⁸ Die obenstehenden Annahmen über die Wahlentscheidung eines Wählers beruhen auf den vermuteten Wahlmotivationen, die ausschließlich auf die Bundespolitik bzw. Parteiperformance angewiesen sind. Es wird kritisiert, ob dies plausibel ist und dass diese Annahmen aufgrund der bundespolitischen Erwägungen nur wenig mit der Landespolitik verbunden sind, von der das Wahlergebnis eigentlich geprägt ist (Detterbeck 2006: 11).

Hauptregierungspartei gegen Ende der Legislaturperiode sich erholt und trotz der vorangegangenen Wahlniederlage auf Landesebene die politische Macht im Bund erfolgreich wieder erhält (Fabritius 1979; Detterbeck/Renzsch 2003).

Die Hauptwahlen (first-order election) auf der Bundesebene sind vor allem für die Regierungspartei von Bedeutung, da vor einer Bundestagswahl Wahlentscheidungen öfter verändert werden könnten als Landtagswahlen (Lehmbruch 1976; Klos 2003). Im Hinblick auf ihre politische Bindung bzw. Ideologie bedenken die meisten Wähler, welche Partei mit welcher Politik bzw. welchen Parteiprogrammen ihnen eher nahesteht. Zugleich besinnen sich die Wähler ebenfalls auf die Regierungspotenziale der Oppositionen und schätzen ein, welche Oppositionspartei statt der momentan führenden Regierungspartei die nächste Bundestagswahl gewinnen wird (Dinkel 1989; Burkhart 2004). Demnach kann die größte Partei in der Koalition zwischenzeitlich ein sogenanntes „Political-Business-Cycles“ ausnutzen, damit ihr Wahlkampf durch die Manipulation der wichtigen Politikbereichen wie z.B. Arbeitsmarkt-, Steuer-, Sozial- und Wirtschaftspolitik kurz vor der nationalen Wahl errettet wird (Dinkel 1977; Sturm 1999; Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006: 10).

Der Wahlzyklus spielt bei der Wahlentscheidung eine wichtige Rolle und kann durch das kumulative Wirken der zwei unterschiedlichen Ansätzen gedeutet werden. Erstens beteiligen sich die Wähler an den Landtagswahlen immer weniger als an Bundestagswahlen. Der Grund des verhältnismäßigen Desinteresses der Wähler an den Landtagswahlen ist darauf zurückzuführen, dass die Wähler die regionalen Wahlen hinsichtlich ihrer Wahlebene für eher unwesentlich halten und deswegen die Wahlen bewusst ablehnen (Dinkel 1980; Decker/von Blumenthal 2002; Jeffery/Hough 2003). Zweitens haben meiste Wähler bei Landtagswahlen ihre bei Bundestagswahlen gewählte Partei geändert, da die subnationalen Landtagswahlen als unwesentliche Ne-

benwahlen bewertet werden und die Wähler damit normalerweise mit einer schwächeren Parteiidentifikation für unterschiedliche Parteien votieren (Klos 2003; Roth 2008). Zugleich entscheiden sich die Wähler bei regionalen Wahlen mehr für die Oppositionsparteien, um mit der Regierungsfähigkeit oder -möglichkeit einer anderen Kleipartei zu „experimentieren“. Umgekehrt stimmen die Wähler bei den nationalen Wahlen offenbar aufgrund der nationalen Politik mit großen Erwartungen für Regierungsparteien oder Großvolkparteien (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999). Außerdem wandern die Wähler bei einer Bundes- oder Landtagswahl, wenn sie als „Zwischenwahlen“ eingestuft wird, entweder zur wichtigsten Oppositionspartei oder anderen neuen Kleinparteien ab (Detterbeck 2006: 10; Dinkel 1977; Sturm 1999: 205-206). Aufgrund der obig beschriebenen Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ und unter Berücksichtigung von Wahlebenen können folgende Hypothesen für die betrachteten vier Fälle von 2005 bis 2013 aufgestellt werden:

(H1) *Die Wähler entscheiden sich oft bei Bundestagswahlen für die im Bund führenden Parteien, wenn sie die Bundestagswahlen als wichtigere Hauptwahlen und die Landtagswahlen als weniger wichtige Nebenwahlen begreifen.*

(H2) *Die Wähler votieren für die im Bund führenden Parteien, wenn sich die letzte Bundestagswahl in zeitlicher Nähe zur nächsten Landtagswahl befindet bzw. wenn sich die letzte Landtagswahl in zeitlicher Nähe zur nächsten Bundestagswahl befindet.*

(H3) *Wenn zwei Bundestagswahlen zeitlich weit voneinander entfernt liegen und dazwischen keine Landtagswahl stattfindet, so votieren die Wähler für die im Bund führenden Parteien. Wenn zwei Landtagswahlen zeitlich weit voneinander entfernt liegen und dazwischen keine Bundestagswahl stattfindet, so votieren die Wähler für die Op-*

positionsparteien im Bund.

(H4) *Je entfernter sich die letzte Bundestagswahl zur nächsten Landtagswahl befindet bzw. je entfernter sich die letzte Landtagswahl zur nächsten Bundestagswahl befindet, umso wahrscheinlicher stimmen die Wähler für die Oppositionsparteien im Bund, wenn sich die vorangegangenen Bundes- oder Landtagswahlen in zeitlicher Entfernung zu nachfolgenden Bundes- oder Landtagswahlen liegen.*

3. Der Zusammenhang zwischen „der Second-Order-Election-Theorie“ und den Wählerströmen

Der Begriff Wählerstrom bedeutet, dass ein Wähler, der sich bei einer vorangegangenen Wahl für eine bestimmte Partei entscheidet und sich bei einer nachfolgenden Wahl für eine andere Partei entscheidet. So stellen die Wählerströme sowohl die Wechselbewegungen von Wählern zwischen den Parteien als auch die fehlende Kontinuität und Parteiloyalität dar, d.h., dass ein Wähler seine Erst- und Zweitstimme mehrmals nacheinander bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen nicht derselben Partei gibt (Schoen 2003, 2005). Diese theoretische Definition hängt ganz eng mit der Stabilität der Stimmenabgabe und dem Begriff der Wahländerung (electoral change) oder der Wählerströme (voting transition) zusammen. Der Stabilitäts- und Wechselgrad innerhalb einer Gemeinde bei beiden Wahlen kann zur Zunahme oder Verlust des Stimmanteils einer Partei führen (Upton 1978; Shively 1992: 309). Es ist davon auszugehen, dass eine von Wählern langfristig und treu unterstützte Partei meistens in einer gespaltenen Gesellschaft anzutreffen ist, da sie das Interesse einer bestimmten Gesellschaftsklasse vertritt und weil das Vorhandensein einer gespaltenen Gesellschaft auch die Parteiloyalität beeinflusst (Shively 1992; Wattenberg 1994).

Die Wählerströme in Deutschland traten bereits auf horizontalen und vertikalen

Wahlebenen (Bundes- und Landeswahlebenen) ein, damit stehen die Wählerstromanalysen und die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ im Zusammenhang. Zur Betrachtung des Zusammenhanges zwischen Wählerströmen und der „Second-Order-Election-Theorie“ werden die Bundestagswahlen 2009 und 2013 bzw. die Landtagswahlen 2010 als exemplarische Vorprüfung der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ interpretiert.

Tabelle 1.1: Wahlergebnisse der Bundestagswahl 2009 und Landtagswahl 2010

Parteien	Bundestagswahl am 27.09.2009				Landtagswahl am 9.05.2010			
	Erststimmen		Zweitstimmen		Erststimmen		Zweitstimmen	
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%
SPD	3.286.593	35,1	2.678.956	28,5	2.980.311	38,5	2.675.818	34,48
CDU	3.706.284	39,6	3.111.478	33,1	2.983.788	38,54	2.681.700	34,56
FDP	832.146	8,9	1.394.554	14,9	363.895	4,7	522.229	6,73
Grüne	728.745	7,8	945.831	10,1	784.826	10,14	941.162	12,13
Die Linke	669.045	7,1	789.814	8,4	415.241	5,36	435.627	5,61
Piraten	—	—	158.585	1,7	70.610	0,91	121.046	1,56

Quelle: Landesdatenbank NRW

Bei der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl 2010 (s. Tabelle 1.1) kann man zuerst im Vergleich mit dem Erststimmenanteil bei beiden Wahlen der Auffassung sein, dass die tatsächlichen Wahlergebnisse den obigen Annahmen nach widersprüchlich sind, da die Regierungsparteien CDU und FDP bei der Landtagswahl NRW 2010, die in zeitlicher Nähe zur Bundestagswahl 2009 stand, 1% bis 5% der Erststimmen verloren, während sich der Erststimmenanteil der SPD, der Grünen und der Piratenpartei um 1% bis 4% erhöhte, so erhielt die SPD 3,4%. Als einzige Ausnahme sank der Anteil der Linkspartei um ca. 2%. So kamen die beiden Wahlen nicht zu ähnlichen Wahlergebnissen und die Wähler der Regierungsparteien befanden nicht unter dem Einfluss der Bundestagswahl. Dementsprechend gaben sie den Regierungsparteien während des „Honeymoons“ der neuen Bundesregierung auch nicht den Vorzug. Die Oppositionsparteien profitierten davon am meisten, sodass sie tatsächlich einen Oppositionsbonus erfuhren wie es auch bei der Zwischenwahl der Fall war.

Der Wahlzyklus spielte hier keine Rolle mehr. Im Vergleich zum Erststimmenanteil

bei der Bundestagswahl 2009 und dem Zweitstimmenanteil bei der Landtagswahl NRW 2010 sieht man ein unterschiedliches Resultat, in dem die tatsächlichen Wahlergebnisse den o.g. Annahmen widersprechen. Zwar war die Zeitspanne zwischen beiden Wahlen von kurzer Dauer, doch trotz des „Honeymoons“ einer neuen Bundesregierung (Detterbeck 2006; Bergmann/Plischke 2010) verringerte sich der Zweitstimmenanteil der Regierungspartei CDU und FDP um mehr als 5% bzw. 2%. Abgesehen davon, dass sich der Zweitstimmenanteil der Grünen und der Piratenpartei um 5% bzw. 1,6 % steigerte, ist der Zweitstimmenanteil der SPD, der FDP und der Linkspartei ebenfalls um 1% bis 2% gesunken. Dennoch ist der Stimmenverlust bei der SPD niedriger als bei der CDU. Hier sieht man bei zwei zeitlich nahestehenden Wahlen ein systematisch verändertes Ergebnis, wo sich die CDU- und FDP-Wähler nicht so loyal wie früher verhielten und nicht unter dem Einfluss der Bundestagswahl 2009 standen. Es ist interessant, dass nur die Grünen als Oppositionspartei einen Oppositionsbonus erfuhren, die SPD und die übrigen mittleren Parteien hingegen nicht.

Im Vergleich zum Zweitstimmenanteil in 2009 und dem Erststimmenanteil in 2010 stehen diese Annahmen im Widerspruch zu den tatsächlichen Wahlergebnissen. Der Grund dafür ist der, dass die Bundestagswahl 2009 und Landtagswahl NRW 2010 zwar in zeitlicher Nähe zueinander stattfanden, aber der Erststimmenanteil der im Bund führenden CDU und der Oppositionsparteien SPD und der Grünen sich parallel in 2010 im Vergleich zu ihrem Zweitstimmenanteil in 2009 steigerte. Einzig die FDP und die Linkspartei erfuhren Stimmenverluste und bilden damit die Ausnahmen. So erkennt man anhand dieses Falles das veränderte Wahlverhalten der Oppositionspartei-Wählerschaft, das laut den Annahmen eigentlich nur auftreten soll, wenn nationale und regionale Wahlen zeitlich weit voneinander entfernt sind. Im Vergleich zum Zweitstimmenanteil in 2009 und dem Zweitstimmenanteil in 2010 stimmen die tat-

sächlichen Wahlergebnisse mit den Annahmen überein. Der Zweitstimmenanteil der größten Regierungspartei CDU und der Oppositionsparteien inkl. den Grünen, der Linkspartei und der Piratenpartei nahm bei der Landtagswahl NRW 2010 zu, die sich zeitlich nahe der Bundestagswahl 2009 befand. Der Zweitstimmenanteil der SPD ist um fast 6% (34,48%) gestiegen und erheblich höher als bei der CDU und die Regierungspartei FDP büßte mehr als 8% der Zweitstimmen ein. Daher bestand in diesem Falle entgegen einer Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ ein gewandeltes Wahlverhalten, das nur bei der Zwischenwahl entstehen sollte.

Tabelle 1.2: Wahlergebnisse der Landtagswahl 2012 und Bundestagswahl 2013

Parteien	Landtagswahl am 13.05.2012				Bundestagswahl am 22.09.2013			
	Erststimmen		Zweitstimmen		Erststimmen		Zweitstimmen	
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%
CDU	2.545.309,00	32,7	2.050.321	26,3	4.148.811	43,8	3.776.563	39,8
SPD	3.290.561	42,3	3.049.983	39,1	3.472.520	36,7	3.028.282	31,9
FDP	372.727	4,8	670.082	8,6	228.962	2,4	498.027	5,2
Grüne	723.581	9,3	884.298	11,3	606.235	6,4	760.642	8
Die Linke	201.637	2,6	194.428	2,5	483.918	5,1	582.925	6,1
Piraten	617.926	7,9	609.176	7,8	220.636	2,3	209.507	2,2

Quelle: Landesdatenbank NRW

Zwischen der Landtagswahl 2012 und der Bundestagswahl 2013 (s. Tabelle 1.2) bestand eine verhältnismäßig mittlere Zeitspanne⁹ (sechzehn Monate). Im Vergleich zum Erststimmenanteil beider Wahlen lässt sich eine Veränderung des Wahlverhaltens feststellen. Der Erststimmenanteil der größten im Bund führenden Partei CDU erhöhte sich um 11,1%, dagegen verringerte sich der der Oppositionspartei SPD um 5,6%. Außer bei der Linkspartei senkte er sich bei allen anderen mittleren Parteien im Durchschnitt um 2% bis 5%. Bei beiden Wahlen kam es zwar zu unterschiedlichen Resultaten, jedoch erhielten die Kandidaten der CDU mehr als 40% der Erststimmen. Dahingegen verlor die FDP 2,4% der Erststimmen, sodass nur bei FDP-Wählern der „Mid-Term-Effekt“ erkennbar war, bei CDU-Wählern nicht. Als Opposition im Bund erfuhren die SPD, die Grünen und die Piratenpartei keinen Oppositionsbonus für ihre

⁹ Mit „mittlere Zeitspanne“ ist hier eine Zeitspanne von 1 Jahr bis 2 Jahren gemeint.

Kandidaturen, als einzige Ausnahme profitierte die Linkspartei davon. Folglich entsprechen die obigen Annahmen nicht den tatsächlichen Wahlergebnissen.

Im Vergleich zum Erststimmenanteil in 2012 und dem Zweitstimmenanteil in 2013 entsprechen die Annahmen auch nicht den tatsächlichen Wahlergebnissen, da die tatsächlichen Wahlergebnisse in beider Wahlen keine ähnlichen Resultaten darstellen, z.B. ist der Erststimmenanteil der im Bund führenden CDU und FDP jeweils um 6,9% und um 0,4% gestiegen, aber der der Oppositionsparteien SPD, der Grünen und der Piratenpartei ist dagegen jeweils um 10,4%, 1,3% und 5,7% gesunken. Einzig der Anteil der Linkspartei stieg an (um 3,5%). So profitierten die SPD, die Grünen und die Piratenpartei als Opposition im Bund von ehemaligen Oppositionspartei-Wählern nicht, stattdessen erhielten die CDU und die FDP mehr Stimmen von ehemaligen Regierungspartei-Wählern. Folglich scheint sich kein „Mid-Term Effekt (Testwahleffekt)“ zu entfalten und der Wahlzyklus hatte keinen Einfluss auf das Wahlverhalten der Wählerschaft (Sturm 1999; Manow 2005; Wüst/Tausendpfund 2009).

Im Vergleich zum Zweitstimmenanteil in 2012 und dem Erststimmenanteil in 2013 liegt auch ein Unterschied zwischen den tatsächlichen Wahlergebnissen und den Annahmen. Der Erststimmenanteil der CDU ist erstaunlicherweise um fast 17,5% gestiegen und der der SPD um 2,4% gesunken, dabei gewann die CDU als größte Regierungspartei im Bund die Mehrheit der Erststimmen. Als die größte Oppositionspartei bekam die SPD wegen ihres Stimmenverlustes dagegen keinen Oppositionsbonus. Abgesehen davon, dass die Linkspartei mehr als 2,5% erhielt, senkte sich der Erststimmenanteil der übrigen kleineren, mittleren Parteien um durchschnittlich 5,5%. Bei kleineren, mittleren Parteien mussten sowohl die FDP als Regierungsmitglied als auch die Oppositionsparteien die Grünen und die Piratenpartei ihre Wahlniederlagen hinnehmen. Sie profitierten bei der Zwischenwahl nicht vom Opposition- oder Amts-

bonus. Während der Bundestagswahl 2013 trat kein systematisch abweichendes Wahlverhalten auf und der Wahlzyklus wirkte sich nicht auf das Wahlverhalten der kleineren, mittleren Parteien aus. Damit bestätigen sich die obigen Annahmen nicht. Im Vergleich zum Zweitstimmenanteil beider Wahlen standen die Wahlergebnisse mit den obigen Annahmen im Widerspruch. Hierbei hat der Zweitstimmenanteil bei der CDU um mehr als 13,5% zugenommen und bei der SPD dagegen um 7,2% abgenommen.

Die CDU als Regierungspartei im Bund kam auf fast 40%, die SPD als größte Oppositionspartei erhielt rund 32%. Der Zweitstimmenanteil ist in 2013 bei der CDU 8% höher als bei der SPD. Daraus folgt kein systematisch verändertes Ergebnis und kein Amtsmalus der Bundesregierung, sodass die CDU keine Zweitstimmen bei der Zwischenwahl einbüßte. Gegenüber der CDU konnte die SPD ihren Vorteil bei der Zwischenwahl nicht verteidigen und somit als Opposition nicht von der Zwischenwahl profitieren. Der Zweitstimmenanteil kleinerer, mittlerer Parteien verringerte sich um jeweils 3% bis 6%, wobei sich nur der Anteil der Linkspartei um 3,6% steigerte. Als kleinerer Regierungspartner verlor zwar die FDP, jedoch erfuhren die Grünen und die Piratenpartei bei der Zwischenwahl auch keinen Oppositionsbonus. So entsprechen die obigen Annahmen nicht den tatsächlichen Wahlergebnissen.

Die Annahmen der "Second-Order-Election-Theorie" bestätigten sich in den meisten Fällen nicht in den tatsächlichen Wahlergebnissen, d.h. dass eine Prognose auf Basis der Annahmen hier nicht erfolgreich gewesen wäre. Nur durch Darstellung tatsächlicher Wahlergebnisse können das reale Wahlverhalten und die möglichen Wählerströme zwischen den Parteien nicht richtig interpretiert werden, da dabei nicht differenziert werden kann, wie sich die Stamm- und Wechselwähler zwischen zwei Wahlen verhalten und wie ihr Wahlverhalten zwischen Parteien schwankt. In diesem Falle

darf man nur mit verfügbaren Aggregatdaten durch die ökologische Inferenz in der ebenenübergreifenden Analyse erst die Wählerströme, die durch die Einschätzung des Stabilitäts- und Wechselgrads der Stimmabgaben bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen rekonstruiert werden, eindeutig schlussfolgern (Gay 2001, Anselin 2002b; Herron/Shotts 2003b). Zur weiteren Analyse der Wählerströme zwischen Parteien werden im Folgenden die Hypothesen H5 und H6, die sich auf die Stabilität der Stimmenabgabe bei Bundes- und Landtagswahlen zwischen 2005 und 2013 beziehen, aufgestellt:

(H5) *Die Stammwähler in Nordrhein-Westfalen, die über einen hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmabgabe und Parteiloyalität verfügen, wählen bei einer Bundestagswahl und der nachfolgenden Landtagswahl bzw. bei einer Landtagswahl und der nachfolgenden Bundestagswahl sowie bei zwei aufeinanderfolgenden Bundes- bzw. Landtagswahlen immer eine bestimmte Partei. Diese Wähler wandern bei aufeinanderfolgenden Wahlen nicht zu einer anderen Partei ab.*

(H6) *Die Wechselwähler in Nordrhein-Westfalen, die über einen niedrigen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und eine unbeständige Parteiloyalität verfügen, wählen bei einer Bundestagswahl und der nachfolgenden Landtagswahl bzw. bei einer Landtagswahl und der nachfolgenden Bundestagswahl sowie bei zwei aufeinanderfolgenden Bundes- bzw. Landtagswahlen unterschiedliche Parteien. Diese Wähler wandern bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen systematisch zu einer anderen Partei ab.*

Kapitel 2: Die Methode und theoretische Struktur für die ökologische Inferenz

1. Einleitung: Die analytischen Ebenen und ebenenübergreifende Schlussfolgerung

Zu Analysen der Wählerströme und der Stabilität der Stimmenabgabe wird in der Praxis oft zuerst eine Meinungsumfrage durchgeführt. Dadurch können die Wahrscheinlichkeiten und die Stimmenanteile jeder Partei weit im Voraus erkannt werden. Insbesondere kann man aufgrund der unklaren Analyseergebnisse die Meinungsumfrage in Zeitintervallen regelmäßig durchführen, um zu ermitteln, ob die aus der Population entnommenen Stichproben durchschnittlich verteilt sind (Schaffer/Schneider 2005). Trotz der Vorteile treten die Abweichungen bei der Durchführung der Umfrage, insbesondere bei den Stichprobenahmen unvermeidbar ein. Um die möglichen Abweichungen in den Umfrageergebnissen zu vermindern, müssen die Meinungsumfrageergebnisse im Rückbezug zu der Stichprobentheorie und statistischen Methoden gewichtet werden. Trotz der Durchführung der Meinungsumfrage sind die individuellen Rohdaten manchmal nicht vollständig, denn die aufgrund der sich verändernden bzw. wandelnden Bevölkerung, Bevölkerungsstruktur und Bevölkerungszahl sind nicht repräsentativ (Shively 1982: 680; Stoker 1993).¹⁰

So tendierten die meisten Studien dazu, dass entweder Rückschlüsse über das Wahlverhalten direkt vom Wahlergebnis gezogen wurden oder das Wahlverhalten durch Meinungsumfragen auf die Aggregatebene zurückgeführt wurde (z. B. Gemeinde). Dies führt auch zum Problem, dass man das reale Wahlverhalten in anderer Weise nachweisen muss, da die Befragten vor den Befragern manchmal ihre tatsächlichen Parteiidentifikationen oder Wahlentscheidungen verbergen; andernfalls kann eventuell übersehen werden, ob die verfügbaren Individualdaten den Anteil der Wahlbeteiligten

¹⁰ Shively (1982) hat als Beispiel gegeben, dass sich auch das Wahlverhalten der amerikanischen Wähler in den letzten Jahren veränderte, was maßgeblich darin liegt, dass sich die Anzahl der unabhängigen Wähler und der gelegentlichen Wahlbeteiligten erhöhten.

überhaupt vertreten können. Das bedeutet, dass man die Individualdaten nach dem Übertragen von lokalen Eigenschaften auf die Aggregatebene keineswegs isolieren und weiter prüfen kann, ob diese Daten wirklich mit den in die Aggregatdaten aggregierten individuellen Informationen übereinstimmen (Alker 1969; Stoker 1993; Anselin 2002b).

Aus diesem Grund rückte Shively (1982: 679-691) bei seiner Untersuchung über die Stabilität der Stimmabgabe bei amerikanischen Präsidentschaftswahlen die Aggregatdaten in den Blickpunkt. Er versuchte im Vergleich mit seinen Untersuchungsergebnissen und mit der von Converse (1976) durchgeführten Studie, die Daten auf der Individualebene zurückzuführen. Folglich konnten die aggregierten Individualdaten sehr schwierig wieder isoliert werden und es war unmöglich wieder an die Information über das individuelle Wahlverhalten zu gelangen. Eigentlich verfügt jede Beobachtungseinheit aufgrund ihrer geografischen Lage und sozialen sowie wirtschaftlichen Struktur über eine spezifische Eigenschaft, die sich jedoch verliert, sobald man die aus dieser Ebene stammenden Daten auf der höheren Aggregatebene konzentriert (Achen/Shively 1995: 21; Anselin 2002b). Daher sollte die Diskussion während des Untersuchungsverfahrens auf die Aggregatebene zurückgreifen, ohne jedoch das Problem der ebenenübergreifenden Schlussfolgerung außer Acht zu lassen.

Trotzdem ist in diesem Falle die ebenenübergreifende Schlussfolgerung mittels der geografischen Informationen und der Aggregatdaten weiterhin zur Untersuchung der Wählerströme anwendbar, weil zur Betrachtung des realen Wahlverhaltens unterschiedliche Methoden wie z.B. das Goodman-Modell mit der Methode der Ränder (method of bounds), Gary Kings EI-Modell oder das hierarchische bayesianische Modell usw. für die ebenenübergreifende Schlussfolgerung vorliegen und verwendet werden können (Shively 1992; Achen/Shively 1995: 29-72 Box-Steffensmeier/Smith

1996; King 1997: 5-6; Herron 2003b). Dabei müssen die Datenquellen noch vor der Schlussfolgerung auf ihre Eignung und Glaubwürdigkeit überprüft werden (Achen/Shively 1995, 10-11).¹¹

2. Die Ansätze für die ökologische Inferenz

Der Ansatz der ebenenübergreifenden Schlussfolgerung wird „Ökologische Inferenz“ genannt, da sie mithilfe der Aggregatdaten zur Betrachtung des individuellen Wahlverhaltens dient. Diese Methode ist ein Analyseverfahren, das jede Zelle in einer $R \times C$ -Tabelle mit den auf der Aggregatebene konzentrierten individuellen Daten berechnet, wobei sich jede Zelle nur spezifisch auf den Einzelfall bezieht (Langbein 1978; King 1997; Rosen et al. 2001; Ambühl 2003).¹² Anschließend können die Aggregatdaten für alle kontinuierlichen Variablen, Zeitreihen und sonstigen Analysefragen ebenenübergreifend interagieren. Wenn Individualdaten aufgrund des Datenschutzes nicht zugänglich sind oder die Stichproben nicht für die reale Bevölkerung repräsentativ sind, so kann man die Stabilität der Stimmenabgabe wegen fehlender individueller Informationen nicht weiter durch Statistikmodelle analysieren. Demnach ist die ebenenübergreifende Methode notwendig (Achen/Shively 1995; Ambühl 2003). Nur wenn ausreichende und regelmäßig aktualisierte Zensusdaten¹³ verfügbar sind, können die Individualdaten aus dem Zensus anstelle der Aggregatdaten zur Analyse des Wahlverhaltens angewandt werden.

Die Verwendung der Aggregationsdaten als statistische Methode erfolgte erstmal durch Ogburn und Goltra (1919), welche zuvor bereits die Methode der ebenenüber-

¹¹ Bei der Analyse mit dem Goodman-Modell muss der Zusammenhang des Identifikationswechsels zwischen einer Partei und anderen Parteien zwar in Abhängigkeit der Gemeinde bestimmt werden, jedoch kann man den allgemeinen Wechsel in der Parteiloyalität von der Information der Aggregatdaten ableiten. Demnach kann die Hypothese aufgestellt werden, dass das Wechselverhältnis innerhalb einer jeweiligen Beobachtungseinheit quasi kongruiert (Achen/Shively 1995).

¹² Bei Kings Modell ist ein Zellenwert in einer 2×2 -Tabelle von anderen Zellen unabhängig, aber beim bayesianischen Modell kommt ein Zellenwert auf die Randwahrscheinlichkeit einer Zeile in der $R \times C$ -Tabelle.

¹³ Der aktuelle Zensus wurde war in 2011 durchgeführt, jedoch werden die Zensusdaten fast unmöglich in kurzer Zeit aktualisiert.

greifenden Schlussfolgerung (Ökologische Inferenz) in die Politikwissenschaft eingeführt haben. Dann formalisierte Robinson (1950) die betroffenen Methoden und machte auf die Gefahr aufmerksam, dass diese Methoden bei der Interpretation des Datenmaterials möglicherweise zu falschen Schlussfolgerungen führen können. Goodman (1953, 1959) konzipierte den ersten statistischen Analyseansatz für die ökologische Inferenz und generalisierte unterschiedliche Methoden durch die Anwendung von Aggregatdaten. Das Problem mit dem Goodman-Modell im 2x2-Fall ist jedoch, dass die grenzübergreifenden Schätzergebnisse und Über- oder Unterschätzung des Parameters in der Praxis nicht vermeidbar sind. Fast gleichzeitig stellten Duncan und Davis (1953) einen deterministischen Ansatz – die Methode der Ränder – auf, der ins Goodman-Modell für 2x2-Fälle eingeführt wurde. Ein paar Jahre später bediente sich Gehlke (1917) der Methode der Ränder auch in seinen Studien zum Wahlverhalten. Danach entwickelte King (1997) das neue EI-Modell, das statistische und deterministische Informationen aus der Methode der Ränder und der Goodman-Modell verknüpft. Seit 1999 veröffentlichten King et al. (1999) das hierarchische bayesianische Modell, das durch Kombination mit dem hierarchischen Multinomial-Dirichlet-Modell und der Methode Markov-Ketten-Monte-Carlo (hierarchical Bayesian approach) aufgebaut wird.

In Deutschland und in der Schweiz wurde die ökologische Inferenz bei Wählerstrom- oder Wählerwanderungsanalysen in den letzten Jahren umfangreich verwendet, wobei Kings EI-Schätzung und das hierarchische bayesianische Modell oftmals für die Rekonstruktion des Wahlverhaltens bei Wahlen eingesetzt wurden (Ambühl 2003; Gschwend 2003; Ferree 2004; Moser 2011a, 2011b, 2011c). Der Ansatz für die ökologische Inferenz kann sich bei ebenenübergreifender Anwendung aufgrund der zugrundeliegenden Annahmen vollständigen, wenn die fehlenden Informationen ent-

sprechend der Realität bei der Verwendung schrittweise ergänzt werden können (Gschwend 2003). Der ökologischen Inferenz wohnt zwar das mögliche Risiko eines Fehlschlusses inne, allerdings wird die Methode in jüngster Zeit wieder in den Sozial- und Politikwissenschaften für die Wahlforschung verwendet. Beispielsweise hat das Bundesamt für Statistik in der Schweiz seit 2007 die ökologische Inferenz bei ebenenübergreifenden Analysen von Zürcher Ständeratswahlen regelmäßig angewandt, um das Wahlverhalten in Form einer Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix in RxC-Fällen zu analysieren (Moser 2007a; Moser und Gysel 2007; Moser 2011a). Moser (2008) zog bei seiner Untersuchung den Vergleich mit Ergebnissen aus Aggregatdaten und aus Individualdaten heran und zeigt, dass in Bezug auf den ersten Wahlgang der Ständeratswahl 2007 sowohl die Analyse der Aggregatsdaten als auch die Analyse der Befragungsdaten zu ganz ähnlichen Ergebnissen kamen. Daraus folgt, dass die ökologische Inferenz bei ebenenübergreifenden Analysen zuverlässig zu sein scheint und die Resultate sowohl die reale individuelle Information als auch Größenordnungen der Aggregatdaten wiedergeben (Stoker 1993; Moser 2011a; 2011b). Trotz der Plausibilität der ökologischen Inferenz könnte eine falsche Schlussfolgerung bei ebenenübergreifenden Analysen eintreten, wenn die zur Analyse verwendeten Datenquellen allein auf bloßen Individual- oder Aggregatdaten basieren. In diesem Falle kann man durch unterschiedliche Modelle die ökologische Inferenz mehrmals einsetzen und eine minimale Beobachtungseinheit wählen, oder man zieht die Stichproben heran, um mithilfe der Umfragedaten die individuelle Information zu ergänzen (Liu 2001; Herron/Shotts 2003b; Gschwend 2006).

3. Die ebenenübergreifende Simulation mittels Kings EI-Modell

3.1 Gary Kings ökologische Inferenz

Eine überarbeitete Methode der ökologischen Inferenz in ebenenübergreifenden Ana-

lysen wurde von King (1997) als Lösungsvorschlag für die ökologische Inferenz sukzessiv strukturiert. Sie soll Politikwissenschaftler dazu anregen, mehr Methoden zur Verbesserung der ökologischen Inferenz zu entwickeln. 1997 stellte King seinen Lösungsvorschlag für die ökologische Inferenz vor. In seiner überarbeiteten Methode wurde die Methode der Ränder mit einem Goodman-Regressionsansatz kombiniert. Das überarbeitete Modell verfügt über die Besonderheit, dass sie Parameterschätzer mit zugehörigen Konfidenzintervallen auf minimale Beobachtungseinheiten angibt und keine unlogischen Lösungen entstehen. Abgesehen von anderen Modellen, die auch auf der Aggregationsebene aufgebaut wurden, stützt sich das King'sche EI (Ecological Inference)-Modell auf zwei Informationen, wobei es einerseits um die Information über die logische Grenze interessierender Parameter und andererseits um die Einschätzung solcher Parameter durch die Variation in den Dateien handelt. Dennoch gab es noch einige auf der Methode der Ränder basierende Modelle, bei denen die sinnlosen Schätzergebnisse direkt ausgeschlossen wurden oder durch weitere Schätzverfahren umgewandelt werden mussten, bevor Gary King (1997) den Ansatz der ökologischen Inferenz entwickelte. Der Grund dafür ist, dass aufgrund solcher Modelle die fehlerhaften Schätzergebnisse nicht als das Problem des Modells anzusehen sind, sondern als das im Schätzverfahren aufgetretene Problem (King 1997: 57). Infolgedessen wurden zwei neue Ansätze von King (1997) und Rosen et al. (2001) als verbesserte Alternative weiterentwickelt, indem sie die unvollständigen Informationen über Aggregatdaten zur Einschätzung zusammensetzten und damit die ursprüngliche Informationen auf der Individualebene wiederherstellten.¹⁴

¹⁴ Die ökologische Inferenz ist in diesem Falle anwendbar, wenn die notwendigen individuellen Daten auf der interessierenden Analyseebene bei ebenenübergreifenden Analysen fehlen oder nicht einfach zugänglich sind oder erst durch eine weitere Bearbeitung mit höher aggregierten Daten benutzt werden können (Herron/Shotts 2003b).

3.2 Die Funktion der Aggregatdaten

Anders als Individualdaten kann das individuelle Wahlverhalten ebenfalls auf der Aggregatebene durch die ökologische Inferenz betrachtet werden. Der Ansatz beruht darauf, dass die aggregierten Daten einer höheren Aggregationsstufe einen richtigen Rückschluss auf das Wahlverhalten auf der niedrigeren Aggregationsstufe oder der Individualebene ermöglichen (Langbein 1978; King 1997; Herron/Shotts 2003b; Gschwend 2006). Bei der Verwendung der ökologischen Inferenz kommt es auf plausible und repräsentative Daten an, die zutreffend von der Individualebene auf der Aggregatebene geformt werden und die Informationen über individuelles Verhalten umfassen. Somit sind amtliche Wahldaten über alle Parteien bei Bundestags- und Landtagswahlen entsprechende Aggregatdaten und sie eignen sich besonders für Wählerstromanalysen (O'Loughlin 2000; Ambühl 2003). Trotz der praktischen Funktion fehlt den Aggregatdaten der reale Anteil der Abwanderer bei allen Parteien zwischen beiden Wahlen. So kann nicht direkt aus Aggregatdaten geschlussfolgert werden, wie viele Wähler ihr Wahlverhalten verändert haben bzw. auf welche Weise dies geschah. Aus diesem Grund sollte man sich auf die Kombination mit Besonderheiten aller zutreffenden Ansätze der ökologischen Inferenz besinnen, um die Eintrittswahrscheinlichkeit eines Bias im datengenerierenden Verfahren zu verringern und die Aggregationslogik zu vervollständigen (Burden/Kimball 1998; Cho 1998; Cho et al. 2004).

Die Anwendung der ökologischen Inferenz setzt voraus, ob Individualdaten mit aggregierten Daten trotz der unvollständigen Informationen noch zusammenhängen, oder ob der Zusammenhang zwischen Individual- und Aggregatebenen aufgrund der unvollständigen Informationen überprüft werden soll. Die Überprüfungskriterien sind die Folgenden (Anselin 2002b; Gschwend 2006: 227):

- Die Individualdaten, z.B. Volkszählungsdaten oder Zensusdaten sind nicht verfügbar

- oder sie sind nicht vorhanden, z.B. historische Wahldaten in langer Vergangenheit
- oder sie sind unzuverlässig, weil die Verwendung nicht der Erwartung entspricht.

Das Kernproblem, das bei jeder ökologischen Inferenz oft auftaucht, ist, dass sich das gleiche Datenmuster auf der Aggregatebene durch Anwendung unterschiedlicher individueller Datengenerierungsverfahren wiederherstellen lässt. Damit können die Zusammenhänge zwischen Variablen auf der Aggregatebene die ähnlichen Zusammenhänge zwischen Variablen auf der Individualebene widerspiegeln. Im Extremfall sind Korrelationen zwischen Aggregatvariablen sogar im Vorzeichen eines Zusammenhangs auf der Individualebene unterscheidbar (Robinson 1950; Pappi 1977).¹⁵ Als Beispiel sieht man auf der Aggregatebene manchmal eine positive Korrelation zwischen dem Ausländeranteil in einer Gemeinde und dem Wahlergebnis rechtsextremer Kleinparteien. Dann wird laut dem obigen Wahlergebnis der Schluss gezogen, dass viele Ausländer rechtsextreme Kleinparteien präferieren. Es ist aber ein ökologischer Fehlschluss, da Ausländer eigentlich nicht wahlberechtigt sind (Cho 1998; Anselin 2002b; Cho et al. 2004).

Die positive Korrelation auf der Aggregatebene ist hier erst dadurch gegeben, dass sich die wahlberechtigten Nicht-Ausländer in Gemeinden, in denen es hohe Ausländeranteile gibt, besonders oft für rechtsextreme Kleinparteien gestimmt haben (Stoker 1993; Gschwend 2006). Für den obigen Fall ist Kings Modell für die ökologische Inferenz geeignet, da das Modell mit Besonderheiten anderer Methoden verbunden ist. Aber das bedeutete nicht, dass es keine Möglichkeit zum Fehlschluss in Kings Modell gibt, sondern dass das Risiko zum Fehlschluss zumindest möglichst verringert werden kann (Leemann/Leimgruber 2009).

¹⁵ Ein „positiver Zusammenhang“ liegt dann vor, wenn die simulierten Wahlergebnisse mit den tatsächlichen Wahlergebnissen übereinstimmen. Dahingegen liegt ein „negativer Zusammenhang“ vor, wenn die simulierten Wahlergebnisse nicht mit den tatsächlichen Wahlergebnissen übereinstimmen.

3.3 Die Verteilungsannahme aus Kings EI-Modell

Das King'sche EI-Modell enthält noch eine Variante des ökologischen zufällig-effektiven (random-effects) Regressionsmodells, wobei alle β_i innerhalb eines bestimmten Bereichs zufällig um einen gemeinsamen Wert streuen. Dennoch können die Parameter β_i , die von diesem Wert abweichen, in einer bestimmten Beobachtungseinheit festgestellt werden (King 1997; Gschwend 2006). Hierbei wird davon ausgegangen, dass gegenüber dem traditionellen ökologischen Regressionsmodell die – dem EI-Modell zugrundeliegenden – Annahmen nicht übermäßig beschränkt werden und damit in der Praxis bei der ökologischen Inferenz durch folgende Unimodalitätsannahmen anwendbar sind (King 1997; Gschwend 2006):

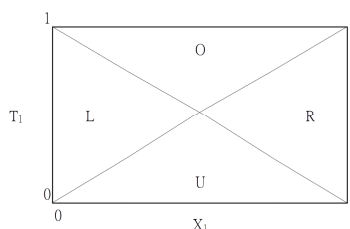
- Zunächst wird angenommen, dass β_i^1 und β_i^2 binnen des durch die Methode der Ränder bestimmten deterministischen Bereichs normalverteilt sind, damit ist (β_i^1, β_i^2) trunkiert bivariat normalverteilt. Dies bedeutet, dass, obwohl alle β_i der Beobachtungseinheiten nicht komplett übereinstimmen, sie ähnlich sein sollen.
- Die Fehlerterme müssen räumlich nicht miteinander korrelieren.
- Kein Aggregationsbias liegt vor.

Die geschätzten Koeffizienten können also nicht systematisch durch X prognostiziert werden. So träte der Aggregationsbias ein, wenn es zum Beispiel eine hohe Wahlbeteiligungsrates der Wähler einer Partei nur in denjenigen Beobachtungseinheiten gäbe, in denen Wahlberechtigten zum Großteil dieser Partei gehört (King 1997; Anselin 2002b). Des Weiteren wird durch das Modell die ökologische Inferenz in folgenden Schritten durchgeführt. Erstens, die zwei Mittelwerte, zwei Varianzen und eine Kovarianz, welche zu den Parametern der trunkierten bivariaten Normalverteilung gehören, müssen zuerst durch Maximum Likelihood berechnet werden. Zweitens, die fundamentalen interessierenden Schätzwerte $\check{\beta}_i^1$, $\check{\beta}_i^2$ und ihre Konfidenzintervalle werden

weiterhin mittels der bayesianischen Simulation aus der geschätzten trunkierten bivariaten Normalverteilung analysiert (King 1997; Anselin 2002b).

Neben den Tomographielinien wird ein einfaches Streudiagramm der Werte T_i auf X_i gezeigt. Dabei kann ein Einheitsquadrat durch zwei Diagonale – $T_i = X_i$ und $T_i = 1 - X_i$ – in vier Bereichen aufgebaut werden. Durch dieses Einheitsquadrat dargestellt, wie viele Informationen die Ränder beinhalten. (King 1997; Gschwend 2006: 231):

Abbildung 1.1: vier Bereiche im Einheitsquadrat



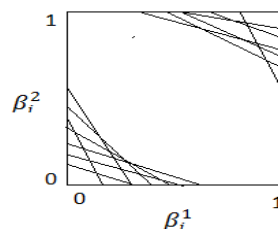
Quelle: King (1997), S. 89 und Gschwend (2006), S.231.

In weiteren Fällen in Nordrhein-Westfalen bei Wahlen zwischen 2005 und 2013¹⁶ ist im obenstehenden Einheitsquadrat zu sehen, dass sich die Gemeinden als minimale Beobachtungseinheiten im linken Bereich befinden, für die der Parameterraum von β_i^2 durch die Methode der Ränder fast auf einer bestimmten Grenze von oben und unten beschränkt wird. Dabei ist der Parameterraum von β_i^1 aber nicht durch bestimmte Ränder eingeschränkt. Die Gemeinden im untenstehenden Dreieck haben einen bestimmten Parameterraum, der sich von oben abgrenzt, für β_i^1 und β_i^2 . Umgekehrt haben die Gemeinden im obenstehenden Dreieck einen von unten abgegrenzten Parameterraum für β_i^1 und β_i^2 (King 1997; Burden et al. 1998, 2002; Gschwend 2006: 231). Sind alle Gemeinden im Einheitsquadrat komplett zu kennzeichnen, so kann man davon eine Schnittmenge in einer bestimmten Räumlichkeit bestimmen, die aus einer Punktwolke besteht. Dadurch wird die Schnittmenge auch im Einheitsquad-

¹⁶ Siehe die Streudiagramme im Kapitel 3, Fallbeispiele 1.1 bis 4.4.

rat visualisiert. Abgesehen davon, den Informationsgehalt der Ränder einzuschätzen, kann man noch die Tomographielinien zur Überprüfung einer Annahmeverletzung einsetzen (King 1997; Ambühl 2003). In Abbildung 1.2 wird ein Beispielfall über die Verletzung der Unimodalitätsannahme durch eine Tomographie dargestellt. Die ML-Funktion (Maximum-Likelihood-Methode) darin, die zur Parameterschätzung angewandt wurde, enthält mindestens zwei Maxima sowohl im oberen als auch im unteren Bereich (s. dazu die jeweiligen Verlaufslinien) (Burden et al. 1998, 2002; Gschwend 2006: 231).

Abbildung 1.2: Die Verletzung der Unimodalitätsannahme



Quelle: Gschwend (2006), S.232

Also ist in diesem Falle davon auszugehen, dass die Unimodalitätsannahme offensichtlich verletzt wurde und dass die Schätzergebnisse der ökologischen Inferenz nicht im hohen Maße auf die Verteilungsannahmen des Modells angewiesen sind, solange kein Aggregationsbias eintritt. Zu beachten ist, dass der Eintritt eines Aggregationsbias nicht ohne weitere Überprüfungsschritte beurteilt werden kann (King 1997; Gschwend 2006: 232). Erstens muss geeignetes qualitatives Vorwissen, z.B. geografische, historische oder kulturelle Hintergründe, möglichst umfangreich zur Anwendung gesammelt werden, damit die Gefahr eines Aggregationsbias rechtzeitig diagnostiziert wird. Zweitens muss mit der Wahrscheinlichkeit des Eintretens eines Aggregationsbias gerechnet werden, wenn die Ergebnisse der Regression von T auf X offensichtlich eine große Steigung darstellt, d.h., wenn die Regressionslinie im Einheitsquadrat von oben nach unten verlaufen. Drittens kann man durch hohe Korrelationen der eingeschätzten Parameterwerte $\check{\beta}_i^1$ und $\check{\beta}_i^2$ mit X_i aufzeigen, dass das

Vorliegen des Aggregationsbias mindestens noch akzeptabel ist. Simultan können diese Parameterwerte als Regressionskoeffizienten für weitere Analysen berechnet werden (King 1997; Cho 1998; Gschwend 2006: 232).

Der Umfang des Aggregationsbias lässt sich mit vier Strategien feststellen (King 1997; McCue 2001; Anselin 2002b; Herron et al. 2003; Herron/Shott. 2004; Gschwend 2006: 232):

- Den Aggregationsbias kann man hinnehmen, wenn sich der Grad der Trunkierung ziemlich hoch gesteigert hat und die Methode der Ränder den Parameterraum übermäßig beschränkt oder die Regressionsgerade eines Bias-Graphen von β_i^1 auf X_i fast horizontal aussieht.
- Das Vorwissen über das datengenerierende Verfahren kann für Kings Modell verwendet werden, damit dieses Vorwissen mit geeigneten A-priori-Verteilungen für die Parameter der trunkierten bivariaten Normalverteilung angewandt wird.
- Bei der Modellerweiterung kann man die Ursachen des Eintritts des Aggregationsbias direkt modellieren. Der Grund dafür ist, dass T_i und β_i^1 stark korrelieren und man damit allein Parameter β_i^1 betrachten kann. Dazu sollte nur noch eine Kovariable Z_i , die bei einer Regression von T auf X (und Z) den Koeffizienten von X einfach null werden lässt, hinzugefügt werden.
- Schließlich kann man sich bei der Anwendung des King Modells auf Teilpopulationen besinnen, in denen keine Verletzung der Verteilungsannahme vorliegt und die Parameter wegen der effektiven Beschränkung durch die Methode der Ränder somit von vornherein in einem kleinen Bereich schwanken können.
- Die Teilpopulationen betreffen Gruppen wie z.B. ethnische, religiöse, berufliche oder regionale Gruppen, welche generell separat eingeschätzt oder ihre Abhängigkeiten durch eine geeignete Kovariable modelliert werden sollten, wenn unter-

schiedliche Datengenerierungsverfahren angenommen oder die von X abhängigen räumlichen Korrelationen erwartet werden.

- Die räumlichen Korrelationen dienen hier als Anhaltspunkt, ob ein Aggregationsbias eintritt.

Ein Aggregationsbias führt zum Fehlschluss, indem die Parameter β_i^1 und β_i^2 von der Realität (truth) abweichend überschätzt werden. Liegen Parameterschätzer nach der Einschätzung verstreut außerhalb des Einheitsquadrates, wird oftmals die Erklärung vorgebracht, dass ein Aggregationsbias deutlich vorliegt (Palmquist 1999; McCue 2001; Gelman et al. 2001; Ambühl, 2003: 18). Der Aggregationsbias bezieht sich auf eine Verletzung der Konstanz-Annahme, da bei einem eingetretenen Aggregationsbias ein Zusammenhang zwischen den Parametern β_i^1 und β_i^2 sowie den Kovariablen Z_i vorliegt. So kann ein Aggregationsbias nicht mehr vom Aggregationsverfahren gefolgt werden, wenn die konstanten Parameter β^1 und β^2 überall verteilt sind. Beispielsweise könnte ein relativ hoher Bevölkerungsanteil von Anhängern einer neu gegründeten rechtsextremen Kleinpartei (β_i^2) im Analyseverlauf einen Aggregationsbias verursachen, falls diese Anhänger β_i^2 in manchen Gemeinden (Kreisen) einen hohen Anteil und in anderen Gemeinden (Kreisen) einen eher niedrigen Anteil darstellen. Daher wird β_i^2 bei der Einschätzung als eine wichtige Funktion bei den Kleinpartei-Anhängern hervorgehoben (Palmquist 1999; McCue 2001; Ambühl, 2003: 18; Klima 2011: 82). Bei einem ähnlichen Fallbeispiel lässt sich aus der Einschätzung des Stabilitätsgrades der FDP feststellen, dass die Schätzergebnisse sehr wahrscheinlich in manchen Gemeinden ganz hoch und in den meisten Gemeinden hingegen ganz niedrig. Damit wichen die Parameter β_i^F erheblich von der Realität ab und wurden ziemlich über- oder unterschätzt.

3.4 Die mathematische Ableitung aus Kings EI-Modell¹⁷

Im Schätzverfahren werden die Schätzwerte aller Parteien zusammen berechnet, aber in diesem Falle kommt die addierte Summe aller Proportionen von β_i^1 und β_i^2 nicht mit eins gleich, weil sich die Proportionswerte zur Einschätzung aus unterschiedlichen Populationen herleiten. Da der Anteil der Wechselbewegungen bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen in jeder Beobachtungseinheit i prozentual aus unterschiedlicher Wählerschaft aller Parteien besteht, wird die Gleichung somit im Folgenden verbessert. Allerdings deutet die Gleichung $T_i = \beta_i^1 X_i + \beta_i^2 (1 - X_i)$ (1) einen wahren Zusammenhang zwischen dem King'schen Modell und allen Beobachtungseinheiten an, aber nicht die Annahme eines linearen Zusammenhangs (King 1997: 93).

Die Hauptannahme des King'schen Modells ist die Ähnlichkeitsannahme (Unimodalitätsannahme), d. h., dass alle einzelnen Beobachtungen in Gemeinden verbunden werden. Trotzdem fordert das King'sche Modell nicht dazu auf, dass wie bei der Goodman-Regression eine Gleichheit von allen Beobachtungseinheiten ausgehen muss, sondern dass sie mit einer gemeinsamen Normalverteilung übereinstimmen kann. Die zwei übrigen Annahmen setzen voraus, dass der Aggregationsbias nicht vorliegen kann und alle Beobachtungseinheiten räumlich unabhängig sind (King 1997: 93-94). Dazu fasst Gschwend (2006: 230) zusammen, dass der Parameter Λ^1 normalerweise räumlich zwischen unterschiedlichen Beobachtungseinheiten schwankt und die falschen Korrelationen räumlich nicht miteinander zusammenhängen. Das

¹⁷ Als Beispiel beachte man den folgenden Fall. In allen Beobachtungseinheiten-Gemeinden (i) bestehen amtliche statistische Wahldaten über die Proportion der CDU-Wähler bei einer vorangegangenen Wahl (X_i) und CDU-Wähler bei einer nachfolgenden Wahl (T_i). Dabei werden auch Schlussfolgerungen zu Informationen über die Nicht-CDU-Wähler bei einer vorangegangenen Wahl ($1-X_i$) und Nicht-CDU-Wähler bei einer nachfolgenden Wahl ($1-T_i$) gezogen. Die Werte der Randverteilung sind zwar vorhanden, aber es fehlt noch die Proportion der Wähler in den Gruppen der CDU-Wähler bei beiden Wahlen (β_i^1) und der Nicht-CDU-Wähler (β_i^2) bei beiden Wahlen, so dass die unbekannt Parameter β_i^1 und β_i^2 durch die ökologischen Inferenz eingeschätzt werden müssen.

King'sche EI-Modell wird als ein besonderer Fall des Zufallseffekte-Modells verstanden, wobei die geschätzten Parameter $\lambda_i^1 r$ aus einer trunkeierten bivariaten Normalverteilung (TBN-Verteilung) resultieren. Dies bedeutet, dass die Parameter innerhalb eines deterministischen Bereichs, der durch die Methode der Ränder bestimmt wurde, trunkeiert bivariat normalverteilt sind. Beim King'schen Modell wird eine bivariate Normalverteilung so angenommen, dass sie im Einheitsquadrat $[0,1] \times [0,1]$ trunkeiert sein sollte. Die Parameter dieser trunkeierten bivariaten Normalverteilung können in den folgenden Matrizen begründet werden (King 1997: 96-98; Ambühl

$$2003:34; \text{Liu 2007): } E \begin{pmatrix} \beta_i^1 \\ \beta_i^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} = B \quad V \begin{pmatrix} \beta_i^1 \\ \beta_i^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_2^2 \end{pmatrix} = \Sigma \quad (2)$$

Da es bei der Einschätzung keine exakten Informationen gibt, kann nicht rekonstruiert werden, welcher Zusammenhang zwischen den Wählern und den Wahlergebnissen besteht. So weicht eine Betrachtung möglicherweise stochastisch von dem Schätzungsmodell ab. Dazu muss man den Fehlerterm ε_i , der mit oder ohne Konstante parametrisiert wird, berücksichtigen. Bei der Einschätzung handelt es sich auch um jede einzelne Beobachtungseinheit (β_i^1), sodass sie zuerst in einer kurzen Form mit dem Fehlerterm formuliert werden sollen: $\beta_i^1 = B_1 + \varepsilon_i^1$ und $\beta_i^2 = B_2 + \varepsilon_i^2$ (3). Danach kann eine komplette Gleichung gebildet werden (King 1997: 96-98; Liu 2007):

$$T_i = \beta_i^2 + (\beta_i^1 - \beta_i^2)X_i + \varepsilon_i = \beta_i^1 X_i + \beta_i^2 (1 - X_i) + \varepsilon_i \quad (4)$$

In der Annahme, dass die gemeindespezifischen Fehlerterme ε_i voneinander unabhängig sind und sie nicht mit X_i korrelieren, kann man die Gleichung (4) nicht bestätigen, da in jeder Gemeinde trotz eines jeweils schon bekannten Datenpaars (X_i, T_i) noch zwei Parameter der Beobachtungseinheiten β_i geschätzt werden müssen. Zu beachten ist, dass die aggregierten individuellen Informationen nicht mehr von den Aggregationsdaten differenziert werden können, da die individuellen Zusammenhän-

ge aufgrund des Verlusts des individuellen Charakters nicht mehr verfügbar sind. Um die tatsächlichen Informationen über das Wahlverhalten aus der noch ungefilterten Informationsmenge herauszufiltern, gibt es zwei Möglichkeiten. Entweder werden nur die Individualdaten direkt angewandt, sofern diese Daten vorliegen oder es wird mittels des vorliegenden methodischen Wissens vereinfacht über das individuelle Wahlverhalten prognostiziert, wobei die Aggregatdaten im Rahmen dieser Modellannahmen durch die ökologische Regression (Gleichung (4)) zur Analyse eingesetzt werden (Ogburn/Goltra 1919; Falter 1991; Geschwend 2006). Daher wird unter der Annahme, dass die beobachtungseinheitsspezifischen Parameter ($E(\beta_i^1) = \beta^1$) und ($E(\beta_i^2) = \beta^2$) durchschnittlich gleichgesetzt werden, diese Gleichung (5) auf die folgende Weise nochmals korrigiert (King 1997: 96-98; Gschwend 2006: 232): $T_i = \beta_i^1 X_i + \beta_i^2 (1 - X_i) + \varepsilon_i'$ (5).

Hierbei sollen die Schwankungen zwischen den Beobachtungseinheiten als unsystematisch gelten und den Umfang vom Fehlerterm ε_i' umfassen. Die umformulierte Gleichung (5) wird Goodman Modell genannt und kann mit einer linearen Regression eingeschätzt werden (Goodman 1953). Im Gegensatz zur ökologischen Regression wurde noch ein neues Modell – Methode der Ränder (Duncan/Davis 1953) – entwickelt. Dieses Modells wird für jede Beobachtungseinheit ohne zusätzliche restriktive Annahme und Einschätzung für die beobachteten Parameter verwendet (Duncan/Davis 1953). Im Rahmen dieses Modells werden die Ränder T_i und X_i schon erkannt, sodass die deterministische Beziehung (4) als folgende aufgebaut werden kann: $\beta_i^2 = \frac{T_i}{1-X_i} - \frac{X_i}{1-X_i} \beta_i^1$. Die Tomographielinien (King 1997: 81-82) können dargestellt werden, indem jede Beobachtungseinheit mit einer passenden Gerade übereinstimmt, bei den β^2 als Funktion von β^1 gilt und Achsenabschnitt und Steigung bekannt sind.

Zur Verbesserung der ökologischen Inferenz leitet King aus den zuvor beschriebenen Gleichungen (1) und (4) eine weitere Modellgleichung (6) ab (King 1997: 97-98; Gschwend 2006; Liu 2007):

$$\begin{aligned} T_i &= \beta_i^1 X_i + \beta_i^2 (1 - X_i) = (B^1 + \epsilon_i^1) X_i + (B^2 + \epsilon_i^2) (1 - X_i) \\ &= B^1 X_i + B^2 (1 - X_i) + \epsilon_i \\ &= B^1 X_i + B^2 (1 - X_i) + \epsilon_i^1 X_i + \epsilon_i^2 (1 - X_i) \end{aligned}$$

Mit dem Fehlerterm verändert sich die Modellgleichung folgendermaßen (7):

$$\begin{aligned} \epsilon_i &= \epsilon_i^1 X_i + \epsilon_i^2 (1 - X_i) \\ E(T_i | X_i) &= \epsilon_i^1 X_i + \epsilon_i^2 (1 - X_i) \quad V(T_i | X_i) = V(\epsilon_i | X_i) = V(\epsilon_i) \\ V(\epsilon_i) &= \sigma_1^2 X_i^2 + \sigma_2^2 (1 - X_i)^2 + 2 \sigma_{12} X_i (1 - X_i) \\ &= (\sigma_2^2) + (2\sigma_{12} - 2\sigma_2^2) X_i + (\sigma_1^2 + \sigma_2^2 - 2\sigma_{12}) X_i^2 \end{aligned}$$

Bei der Gleichung (3) sieht man die um den Erwartungswert schwankenden wahren Parameter aller Beobachtungseinheiten, die sich möglichst dem gesamten Erwartungswert nähern, aber nahezu unmöglich dem Wert entsprechen. Jeder bei der Berechnung mögliche Fehlerterm, der jeder Beobachtungseinheit gehört, muss auch mit einem Erwartungswert zusammen berechnet werden. Die gezeigten Erwartungswerte B^1 und B^2 stehen mit dem Durchschnitt aus dieser Beobachtungseinheit im Einklang, aber nicht mit den gesuchten Parametern β^1 und β^2 . Um den Einfluss des zufällig entstehenden Fehlers der Parameter β_i^1 und β_i^2 vom Erwartungswert B in jeder Beobachtungseinheit zu vermindern, wurde eine ökologische Regression mit zufälligen Koeffizienten im King'schen Modell eingesetzt (Freedman 1999: 4; Liu 2007).

Aus den obenstehenden Gleichungen (6) und (7) ist zu ersehen, dass die Beobachtungseinheiten mit niedrigen X_i noch viele wichtige Informationen über B^2 umfassen. So sollte sich die Gleichung zur folgenden Form vereinfachen, wenn X_i im Extremfall null ergäbe.

$$V(T_i | X_i = 1) = V(\beta_i^1) = \sigma_1^2 \quad \text{und} \quad V(T_i | X_i = 0) = V(\beta_i^2) = \sigma_2^2$$

$$T_i = B^2 \times 1 + \epsilon_i, \quad V(\epsilon_i) = \sigma_2^2 \times 1$$

Gleiches eignet sich für B_I , wenn X_i im Extremfall eins ergäbe. Daraus wird ersichtlich, dass beide Erwartungswerte und die zugehörigen Varianzen, auch wenn sie schon in der Nähe zu beiden Extremen liegen, ebenfalls unter den Modellvoraussetzungen mit Beobachtungen richtig eingeschätzt werden können. Die heteroskedastischen Fehler, die zufällig eintreten werden, lassen sich aber in diesem Modell und bei der Korrelation zwischen β_i^1 und β_i^2 nicht einfach feststellen (King 1997:97-99; Gay 2001; Liu 2007).

3.5 Die Schätzung des King'schen Modells

Bei der Struktur des King'schen Modells sind die Parameter aber nicht auf die obigen zwei Gleichungen über Erwartungswerte in Beobachtungseinheiten angewiesen (Gleichung (3)). King benutzt aber den Zusammenhang zwischen den Parametern und Beobachtungseinheiten nur, um Lesern die Parameter und seinen Ansatz näherzubringen. So kommt King bei der Einschätzung zu einer trunkierten bivariaten Normalverteilung (Gleichung (2)). Trotzdem kommt das Problem auf ihn zu, dass die Darstellung der trunkierten bivariaten Normalverteilung in manchen notwendigen Fällen nicht einfach mathematisch abgeleitet werden kann. Aus diesem Grund verbessert King die Gleichung für die trunkierte Normalverteilung, indem die trunkierte Normalverteilung nur von ihrer zugrundeliegenden Normalverteilung und deren Parametern abhängt (King 1997; Klima 2011). Die verbesserte Gleichung lautet (King 1997:102-103):

$$TN(\beta_i^1, \beta_i^2 | \check{B}, \check{\Sigma}) = \frac{N(\beta_i^1, \beta_i^2 | \check{B}, \check{\Sigma}) 1_{[0,1]}(\beta_i^1) 1_{[0,1]}(\beta_i^2)}{\int_0^1 \int_0^1 N(\beta^1, \beta^2 | \check{B}, \check{\Sigma}) d\beta^1 d\beta^2}$$

Im Gegensatz zur trunkierten Normalverteilung spielt die Funktion für die Parameter der nichttrunkierten Normalverteilung eine wichtige Rolle, so können diese Parameter

in folgender Gleichung formuliert werden (King 1997:103):

$$\check{B} = \begin{pmatrix} \check{B}^1 \\ \check{B}^2 \end{pmatrix} \text{ und } \hat{\Sigma} = \begin{pmatrix} \check{\sigma}_1^2 & \check{\sigma}_{12} \\ \check{\sigma}_{12} & \check{\sigma}_2^2 \end{pmatrix} = \Sigma \quad (2)$$

Die Parameter, denen direkte inhaltliche Interpretationen fehlen, können noch in der Dichtefunktion einer bivariaten Normalverteilung verwendet werden, obwohl die beiden Erwartungswerte B^1 und B^2 bereits nicht auf das Einheitsintervall beschränkt werden. Solche einsetzbaren Parameter sind in folgender Gleichung dargestellt (King 1997:103-104; Ambühl 2003:34):

$$TN(\beta_i^1, \beta_i^2 | \check{B}, \check{\Sigma}) = (2\pi)^{-1} |\check{\Sigma}|^{-\frac{1}{2}} \exp \left[-\frac{1}{2} \left(\begin{pmatrix} \beta_i^1 \\ \beta_i^2 \end{pmatrix} - \check{B} \right)' \hat{\Sigma}^{-1} \left(\begin{pmatrix} \beta_i^1 \\ \beta_i^2 \end{pmatrix} - \check{B} \right) \right]$$

Der funktionelle Zusammenhang wird zwischen den Parametern der trunkierten und nichttrunkierten Verteilung in der Praxis schwierig differenziert und bei der Analyse nicht festgestellt, sodass man sich in erster Linie auf die Parameter der trunkierten Normalverteilung konzentriert, da sie nicht so kompliziert wie Parameter der nicht-trunkierten Verteilung sind und einfach im Schätzverfahren berechnet werden (King 1997:105). Um alle Parameter richtig einzuschätzen, ist in Kings EI-Modell ein auf Likelihood basierender Ansatz zur Verbesserung des Modells hinzugekommen, sodass die Gleichung (1) erneut eingesetzt wird. Die Formulierung der Likelihood ohne Parameter und mit den Parametern steht in folgenden zwei Gleichungen (King 1997:133-134), dabei sieht man die Gleichung mit den Parametern: $\mu_i = \check{B}^1 X_i, \check{B}^2 (1 - X_i)$, dann ohne Parameter:

$$L(\check{B}, \check{\Sigma} | T) \propto \prod_{X_i \in (0,1)} P(X_i | \hat{B}, \hat{\Sigma}) \propto \prod_{X_i \in (0,1)} N(T_i | \mu_i, \sigma_i^2) \frac{S(\check{B}, \check{\Sigma})}{R(\check{B}, \check{\Sigma})} \quad (10).$$

Die Varianzkomponente $\check{V}(T_i | X_i) = \sigma_i^2$ wurde als eine quadratische Gleichung in X_i in der folgenden Gleichung definiert:

$$\sigma_1^2 = (\check{\sigma}_2^2)(2\check{\sigma}_{12} - 2\check{\sigma}_2^2)X_i + (\check{\sigma}_1^2 + \check{\sigma}_2^2 - 2\check{\sigma}_{12})X_i^2$$

Bei obigen zwei Gleichungen ist zu sehen, dass der Erwartungswert aus Gleichung (6) und die Varianzkomponente aus einer anderen umgeformten Gleichung (7) folgen. Bei diesen Gleichungen werden die Parameter, mit denen die nicht trunkierten Normalverteilungen erst dargestellt werden, ebenfalls angewandt. Wie die Gleichung (10) zeigt, ist der Mittelpunkt der Likelihood von (10) die nichttrunkierte Normalverteilung. Die Likelihood umfasst noch einen Skalierungsterm. Der Nenner entspricht der Normalisierungsgröße aus der Darstellung der trunkierten Verteilung über die nicht-trunkierte Normalverteilung und er stimmt mit dem Integral der nichttrunkierten Normalverteilung im Einheitsquadrat überein. Der Zähler ist mit der Lage der nicht-trunkierten Normalverteilung im Einheitsquadrat vereinbar, der über der Tomografielinie einer Beobachtungseinheit liegt (King 1997: 134-135). Bei folgenden Gleichungen erkennt man noch den Skalierungsterm für die i -ten Beobachtungseinheit, der aus obigem Grund in der untenstehenden Gleichung erzeugt wird:

$$\frac{S(\check{B}, \check{\Sigma})}{R(\check{B}, \check{\Sigma})} = \frac{\int_{\max(0, \frac{T-(1-X_i)}{X_i})}^{\min(1, \frac{T_i}{X_i})} N\left(B^1 | \check{B}^1 + \frac{\omega_i}{\sigma_i} \epsilon_i, \check{\sigma}_1^2 - \frac{\omega_i^2}{\sigma_i^2}\right) d\beta^1}{\int_0^1 \int_0^1 N(\beta^1, \beta^2 | \check{B}, \check{\Sigma}) d\beta^1 d\beta^2}$$

$$\omega_i = \check{\sigma}_1^2 X_i \check{\sigma}_{12} (1 - X_i) \epsilon_i = T_i - \check{B}^1 X_i - \check{B}^2 (1 - X_i)$$

Der Skalierungsterm ergibt fast eins, wenn die Ränder der trunkierten Normalverteilung nicht im erheblichen Maße auf die Form der trunkierten Normalverteilung einwirken können. Daher weist der Skalierungsterm eine Differenz zwischen der Likelihood und einer Normalverteilung auf. Dadurch, dass die Gleichung (6) direkt zu vereinfachen ist, werden die Formeln für die Likelihood von homogenen Beobachtungseinheiten gefolgt. Zusätzlich sieht man die Resultate bei X_i in allen Beobach-

tungseinheiten: Wenn X_i eins oder null ergibt, kommt Parameter β_i^1 mit β_i^2 und mit X_i gleich,¹⁸ d.h., dass β_i^1 maximal oder minimal ist, wenn $\beta_i^2 = 0$ oder $\beta_i^2 = 1$ ist. Da alle β_i als Anteilswerte ebenfalls im Einheitsintervall vorliegen müssen, wird die Gleichung somit im Folgenden verbessert:

$$\beta_i^b \in \left[\max\left(0, \frac{T_i - (1 - X_i)}{X_i}\right); \min\left(1, \frac{T_i}{X_i}\right) \right] \text{ und } \beta_i^w \in \left[\max\left(0, \frac{T_i - X_i}{1 - X_i}\right); \min\left(1, \frac{T_i}{1 - X_i}\right) \right]$$

Nachdem die Parameter der nichttrunkierten Normalverteilung in der obig erläuterten Weise eingeschätzt wurden, müssen alle Parameter der trunkierten Normalverteilung, der einzelnen Parameter der Beobachtungseinheit und der globalen Parameter in einem zweiten Schritt abwechselnd eingeschätzt werden.¹⁹ Die daraus resultierenden Werte werden im King'schen Modell eingesetzt, um eine Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix zu rekonstruieren. King hat durch die Integration der Besonderheiten von der ökologischen Regression und der Methode der Ränder das EI-Modell entwickelt, sodass sein Modell gleichzeitig über Vorteile der beschriebenen zwei Methoden verfügt. Somit kann man im Rahmen des King'schen Modells die Informationen aus Aggregatdaten praktisch anwenden, z.B. kann die Schätzung von β_i^1 und β_i^2 mit der Methode der Ränder auf einen bestimmten Umfang beschränkt werden, um einen Aggregationsbias möglichst zu vermeiden. Insbesondere kann das Modell bei der Einschätzung der Konfidenzintervalle für jeden Parameter eingesetzt werden. Schließlich geht man in der Praxis davon aus, dass je kürzer die Tomographielinien, desto größer die Informationen sind, die durch die Methode der Ränder aus den Daten jeder Beobachtungseinheit differenziert wurden. Mithilfe der Tomographielinien kann man weiterhin einfach überprüfen, ob der Aggregationsbias bei der Einschätzung offensichtlich eingetreten ist (King 1997).

¹⁸ Das bedeutet, wenn $X_i = 1$ oder $X_i = 0$, dann gilt $\beta_i^1 = \beta_i^2 = X_i$

¹⁹ In diesem Falle benutzt King keine besondere Methode für die analytische Lösung, sondern berechnet nur die Werte für weitere Simulationen.

3.6 Simulation der interessierenden Parameter

Die Berechnung der Parameter der trunkierten Normalverteilung setzt eine bestimmte Anzahl der gültigen Zufallszahlen voraus, die mittels der Verwerfungsmethode aus nichttrunkierten Normalverteilung entsteht. Die Verwerfungsmethode ist für die Werte anwendbar, die außerhalb des Einheitsquadrats liegen. In diesem Falle müssen diese Werte verworfen werden, aber die Werte, die sich noch innerhalb vom Einheitsquadrat befinden, können verwendet werden. Zu berücksichtigen ist, dass ein Schätzer für den Erwartungswert ein wichtiges arithmetisches Mittel der Werte ist, die nicht verworfen wurden (King 1997: 139-144). Analog zur obigen Methode kann die Kovarianzmatrix berechnet werden.

Alle Parameter können erwartungstreu und genau eingeschätzt werden, weil die Anzahl der simulierten Werte nicht auf einen bestimmten Umfang beschränkt wird (King 1997: 142-144). Bei weiterer Einschätzung aller Parameter für die Beobachtungseinheiten handelt es sich um einen Algorithmus, der in weiteren Schritten durchgeführt wird. Zunächst simuliert King die Werte aus der Posteriori der Parameter, damit sich alle Parameter für die nichttrunkierte Normalverteilung erzeugen lassen. Dabei benutzt King eine Normalverteilung mit den die Likelihood maximierenden Parametern (Tanner 1996; King 1997: 139) zur Erzeugung der Posteriori-Verteilung der Parameter und er gebraucht noch ein wichtiges, zusätzliches Verfahren zur Stichprobenentnahme - „Importance Sampling“ - zur Verbesserung der Näherungswerte. Dafür muss die Importance-Ratio ausgerechnet werden, die mit den Quotienten der Likelihood und der approximierten Normalverteilung der Parameter vereinbar ist. Die simulierten Parameterwerte werden durch Quotienten der Likelihood und approximierter Normalverteilung der Parameter bewertet. Aufgrund der Normalisierung stimmt die Importance-Ratio mit der Akzeptanzwahrscheinlichkeit der simulierten Parameter über-

ein und dabei gehen die Werte nicht über eins hinaus (Tanner 1996; King 1997: 145-146; Klima 2011: 93).

Im zweiten Schritt wird der Parameter mit zuvor bereits simulierten Parametern weiter für eine Beobachtungseinheit simuliert. Zuerst muss beachtet werden, dass die wichtigen Stichproben (Importance Sampling) anhand einer zusätzlichen Beschränkung durch Gleichung (1) nicht aus der trunkeierten bivariaten Normalverteilung der Parameter genommen werden, sondern aus der Posteriori für die entsprechende Beobachtungseinheit (King 1997:106-108, 146):

$$P(\beta_i^1 | T_i, \tilde{B}, \tilde{\Sigma}) = TN\left(\beta_i^1 | \tilde{B}^1 + \frac{\omega_i}{\sigma_i^2} \epsilon_i, \tilde{\sigma}_1^2 - \frac{\omega_i^2}{\sigma_i^2}\right) = N\left(\beta_i^1 | \tilde{B}^1 + \frac{\omega_i}{\sigma_i} \epsilon_i, \tilde{\sigma}_1^2 - \frac{\omega_i^2}{\sigma_i^2}\right) \frac{1_{[0,1]}(\beta_i^1)}{S(\tilde{B}, \tilde{\Sigma})}.$$

Daraufhin werden die notwendigen Parameter für die Posteriori geschätzt. Dafür bedarf das Schätzverfahren der aus dem ersten Simulationsschritt resultierenden Schätzergebnisse und dann wird aus der Posteriori ein Wert für den β_i^1 simuliert. Weiterhin wird β_i^2 im dritten Schritt im deterministischen Zusammenhang mit der Gleichung (1) simuliert: $\beta_i^2 = \frac{T_i - \beta_i^1 X_i}{1 - X_i}$ (King 1997: 111). Um die Punktschätzer für β_i^1 und β_i^2 und deren Unsicherheit richtig zu berechnen, wird die Simulation erneut durchgeführt. Mit den obigen Schritten sollen die erwarteten Werte,²⁰ die sich auf einen bestimmten Umfang beschränken und als das Zeichen k bezeichnet werden, aus der Posteriori der Parameter simuliert werden. Mittels dieser simulierten Parameter erfolgt die Berechnung der erwarteten Werte. Bei Kings Modell genügt ein k von 100 für die Einschätzung (King 1997: 148).

Beim nächsten Schritt geht es um die Dichteschätzung bei der Berechnung von Konfidenzintervallen. Für die korrekte Berechnung gebraucht King lediglich die Quantils

²⁰ Das Zeichen „ k “ steht für bestimmte erwartete Werte, z. B. die Werte zur Mittelwertbildung.

der simulierten Werte, da die relevanten Dichten, die aus dem Modell folgen, in Beobachtungseinheiten nicht symmetrisch vorliegen müssen. Normalerweise werden bei einem k von 100 der fünfte und 95. Wert der Daten, die nach ihrer Größe zu kategorisieren sind, um die Ränder des 90 %-Konfidenzintervalls zusammengesetzt (King 1997: 146-149). Die Methode zur Dichteschätzung hat den Vorteil, dass die nächste Dichte der Parameter nach der Einschätzung exakt herausgefunden werden kann. Die Simulation trifft ebenfalls auf die Parameter β_i^1 und β_i^2 von höheren Aggregatsebenen zu, wobei ein Parameterpaar für jede Beobachtungseinheit simuliert wird. Nach der Simulation werden alle simulierten Parameterwerte mit der interessierenden Größe gewichtet. Für weitere Betrachtungen in anderen Fällen kann man das Simulationsverfahren auf unterschiedlichen Ebenen, z.B. Gemeinden, nach den zuvor beschriebenen Schritten wiederholen.

Zuerst wird die Dichte der globalen Parameter geschätzt, dann die gewünschten Lagemaße festgelegt und schließlich die Konfidenzintervalle für die Parameter angegeben (King 1997: 149-151). In manchen Extremfällen schlägt King dazu vor, dass man eine informative Priori-Verteilung für die einzelnen Parameter zur Vereinfachung des Berechnungsschritts verwenden sollte. In der Praxis realisiert King somit vorrangig seinen Lösungsvorschlag bei den Komponenten der Kovarianzmatrix. Insbesondere ist bei der Korrelation zu sehen, dass nur die wenigsten Daten vorliegen. So sollte man in diesem Falle – wie in Kings Vorschlag – zuerst eine informative Priori-Verteilung benutzen, da sich die Wahl der Priori auf die Schätzergebnisse auswirken kann. Dennoch ist die Korrelation bedenklich. Der Grund dafür ist der, dass die Werte nahe plus minus eins liegen und damit die Konfidenzbänder nur einen sehr kleinen Umfang haben. Daher führt eine geeignete Priori in diesem Falle sehr wahrscheinlich zu Varianzschätzern (King 1997: 138-139).

3.7 Erweiterungen des einfachen King'schen Modells

Die Voraussetzungen für Modellannahmen sind manchmal schwierig zu erfüllen, so dass das King'sche Modell für weitere Anwendung erweitert werden muss. Bei der Erweiterung des Modells gibt es einige Möglichkeiten, die nur für bestimmte Fälle geeignet sind. Zuerst kann das King'sche Modell ähnlich dem erweiterten einfachen Goodman-Modell erweitert werden, indem die Kovariablen bei der Bestimmung von B für einen Kreis direkt hinzugefügt werden. Daher ist in dieser Weise ein einheitliches B über alle Beobachtungseinheiten nicht mehr notwendig, stattdessen reicht eine funktionale Abhängigkeit zwischen B und Variablen aus. Bei der Modellerweiterung hat King eigentlich nur lineare Abhängigkeitsstrukturen für B in die Praxis umgesetzt. Um im erweiterten Modell den Aggregationsbias zu vermeiden, wird die Kovarianzmatrix für alle Beobachtungseinheiten als übereinstimmend angenommen. Im Falle der 2x3-Tabellen erweitert King durch ein zweistufiges Schätzverfahren. In der ersten Stufe werden die Parameter einer kollabierten 2x2-Tabelle festgelegt, wobei sich zwei Zeilen in eine Größe integrieren lassen (Richmond 1976; King 1997: 169-179). In diesem Falle kann das Beispiel angeführt werden, dass zwei Zeilen für die CDU- und Nicht-CDU-Wähler durch drei Zeile für CDU-Wähler, Nicht-CDU-Wähler und Nichtwähler ersetzt werden, wobei die Nichtwähler von Nicht-CDU-Wählern differenziert werden. Danach können die drei Zeilen als drei abhängige und unabhängige Variablen in einer 2x3-Tabelle eingeschätzt werden.

In der zweiten Stufe werden die Schätzwerte, die sich aus dem erweiterten Modell ergeben, für die einzelnen Beobachtungseinheiten als Randwerte eingesetzt. Bei der Modellerweiterung kommt man in der ersten Stufe zu Schätzwerten für die Randsummen oder Randwahrscheinlichkeiten der 2x2-Tabelle der beiden kollabierten Zeilen. Danach werden die Parameterschätzer für diese beiden Zeilen aus dem Verfahren

der ökologischen Inferenz geschlussfolgert (Herron et al. 2003a; King 1997: 151-153). Unter der Berücksichtigung, dass die Schätzwerte des Modells der ersten Stufe möglicherweise unsicher sind, sollen die zuvor herausgekommenen Schätzwerte zur Überprüfung mehrmals verwendet werden. Abgesehen von Punktschätzern, die aus einem erweiterten Modell in der ersten Stufe folgen, werden mehrere Randwahrscheinlichkeiten aus den Verteilungen der Parameter der Beobachtungseinheiten zur ökologischen Inferenz simuliert. Die geschlussfolgerten Resultate werden in der zweiten Stufe integriert und zusammenfassend in der 2x3- oder der RxC-Tabelle rekonstruiert (Herron et al. 2003a; King 1997: 151-153).

Die dritte Möglichkeit für die Erweiterung ist ein nicht-parametrischer Modellansatz, wobei das Einsetzen der Parameter der Beobachtungseinheiten aus einer gemeinsamen trinkierten bivariaten Normalverteilung unnötig ist, stattdessen reicht schon eine gemeinsame Verteilung für die Erweiterung aus. Diese gemeinsame Verteilung dient aber nicht dazu, ihre Parameter einzuschätzen, sondern zeigt nur die Resultate einer Kerndichteschätzung der Tomografielinien. Jede Tomografielinie entspricht einer bivariaten Verteilung, sodass jede bivariate Verteilung statt einer Tomografielinie die Information über alle Beobachtungseinheiten aufweisen kann. Beispielsweise wird bei der Modellerweiterung angenommen, dass jeder Punkt der Linie eine einfache univariate Normalverteilung hat, die sich vertikal auf der Tomografielinie einer Beobachtungseinheit erstreckt. Schließlich gibt es noch ein Verfahren in Bezug auf nichtparametrische Schätzungen einer aufsummierten und skalierten gemeinsamen Dichte über alle Beobachtungseinheiten. Das Verfahren wird zwar meistens bei der Modellbildung nur für die gemeinsame Dichte, die die Kerndichteschätzung ermittelt, von King verwendet und als ein effektives Diagnoseinstrument angesehen, aber es kann nicht die Funktion gemeinsamer Dichten der Parameter ersetzen (King 1997: 191-196).

3.8 Datenstruktur und Konstruktion der Wählerstromanalysen

Die Anwendung des EI-Modells setzt Daten voraus, die sich von individuellen Daten herleiten und möglichst in der Nähe zur Analyseebene liegen. Einerseits wird die Homogenität der betrachteten Analyseeinheiten verstärkt. So hat die Methode der Ränder ebenfalls eine stärkere Auswirkung und damit sind Modellannahmen bei der Schätzung weniger anfällig (Kousser 1973; Gschwend 2006:232). Andererseits sollten sich die verfügbaren Daten, die mit dem geringstmöglichen Grad aggregiert worden sind, der Analyseebene nähern, um damit die Anzahl analysierbarer Fälle möglichst zu vermehren. Um den Stabilitätsgrad der Stimmabgabe einzuschätzen, müssen die auf die ökologische Inferenz zutreffenden Fälle in der Praxis zu einer Vierfeldertafel, d.h., einem 2×2 -Fall umgewandelt werden. Das erweiterte Modell kann auch in einem $2 \times C$ -Fall eingesetzt werden, aber die praktische Anwendung für $C > 3$ -Fälle führen noch zu unvermeidbaren Konvergenzproblemen, die bisher nur minimal gehalten werden können. Um alle 2×2 -Tabellen vollständig zu modellieren, muss man noch einige Schwierigkeiten überwinden (Richmond 1976; Imai 2008a; King et al. 2004). Es gibt zurzeit zwei Möglichkeiten: Einerseits können die Forschungsfälle iterativ in unterschiedliche Teile zerlegt werden, um den Stabilitätsgrad einzuschätzen. In dieser Weise ist das Schätzverfahren ineffizient und Modellannahmen können verletzt werden (Ferree 2004). Andererseits kann man einen anderen Ansatz zur ökologischen Inferenz verwenden, um die deterministische Information der Ränder für ein weiteres Schätzverfahren effizient zu nutzen (King et al. 2004). Der bislang bessere Lösungsvorschlag für die ökologische Inferenz besteht darin, die verschiedenen $2 \times C$ -Fälle oder $2 \times C$ -Fälle oder $R \times C$ -Fälle mittels des überarbeiteten Simulationsverfahrens des bayesianischen Modells durchzuführen (Imai/King 2004).

Bei praktischen Analysen²¹ wird das Wahlergebnis der Erst- und Zweitstimmen jeder Partei bei einer vorangegangenen Wahl als unabhängige Variable, das Wahlergebnis der Erst- und Zweitstimmen jeder Partei bei einer vorangegangenen Wahl als abhängige Variable gesetzt. Weiterhin werden alle Wahlergebnisse in zahlreichen 2x2-Tabellen oder in einer „RxC“ (Zeile x Spalte) eingeschätzt (Imai 2008a). Dadurch verdeutlicht das Vorgehen, dass die unbekanntenen Zellenwerte in der r -ten Zeile und der c -ten Spalte durch die Einschätzung des King'schen Modells in die Kreuztabelle eingefügt werden. Das primäre Analyseergebnis der Stabilität der Stimmabgabe bei Wahlen wird in Form der Wahrscheinlichkeit kenntlich gemacht, wobei die Gesamtwahrscheinlichkeit aller Zellenwerte in ihrer Summe eins ergeben muss, d. h. dass sie zwischen null und eins liegen (King 1997; Olsen et al. 2001; Moser 2011a, 2011b). Aus folgenden Tabellen ist die Struktur des King'schen Modells zu erkennen, wobei die Zellenwerte durch die Randsummen der Parteien zu konstruieren sind.

Beim King'schen EI-Basismodell (eine 2x2-Tabelle) bestehen die Komponenten des Modells aus Zeilen und Spalten mit bereits betrachteten und bekannten Randsummen. In allen Zellen ist die unbekanntene Anzahl der Wähler (N_i), die durch die ökologische Inferenz eingeschätzt werden muss, in der i -ten Gemeinde ($i=1, \dots, p$). Das Basismodell umfasst noch die unbekanntene Anzahl der Nichtwähler (V), die normalerweise nicht interessierend sind, da sich die Analyse in diesem Anwendungsbeispiel auf den Zusammenhang zwischen den Wahlberechtigten der CDU (C) und sonstigen Parteien einschließlich der Nichtwähler (R) konzentriert (King 1997: 29-31). Zur Einschätzung der Wählerströme kann man die Anzahl der Nichtwähler, wenn sie noch gering und einflusslos bleibt, direkt in eine abhängig Variable „Sonstige Parteien“ integrieren,

²¹ Zur Anwendung des EI-Modells für die Ökologische Inferenz ist das Softwareprogramm „EzI“ notwendig. Das „EzI“ kann von der Internetseite Gary Kings (<http://gking.harvard.edu/EzI>) kostenfrei heruntergeladen werden (Benoit/King 1996; 1999).

wie es in der folgenden Tabelle dargestellt wird.

Tabelle 1.3: Das EI-Basismodell für i Gemeinde

Vorangegangene Wahlen		Nachfolgende Wahlen			
		CDU-Wähler	Sonstige Parteien	Nichtwähler	
	CDU-Wähler	N_i^{CC}	N_i^{RC}	N_i^{CV}	N_i^{Cx}
	Sonstige Parteien	N_i^{RC}	N_i^{RR}	N_i^{RV}	N_i^{Rx}
		N_i^C	N_i^R	N_i^V	N_i

Quelle: King (1997), S.29

Die folgende Tabelle zeigt das verbesserte King'sche EI-Modell mit zwei unabhängigen Variablen und zwei abhängigen Variablen, wobei die Wähler ($X_{Li}, \dots, X_{R,i}$) bedeuten, dass sie bei einer vorangegangenen Wahl eine bestimmte Partei wählten (N_i^T / N_i). Die Wähler ($T_{Li}, \dots, T_{R,i}$) bedeuten, dass sie bei der nächsten Wahl für dieselbe oder für eine andere Partei stimmten (N_i^C / N_i). Die noch nicht geschätzten Parameter β_i^C und β_i^R im Anwendungsbeispiel stellen die Wahlberechtigten dar, die bei der vorangegangenen Wahl die CDU oder sonstige Parteien wählten oder nicht wählen gingen und bei der nächsten Wahl für die CDU votierten. Da die interessierenden Parameter β_i^C und β_i^R in einem deutlichen Zusammenhang mit Randsummen der Spalten stehen, können beide Parameter damit durch folgende Gleichungen dargestellt werden: $\beta_i^C =$

$$\frac{N_i^{CC} + N_i^{RC}}{N_i^C} = \frac{N_i^{CT}}{N_i^C} \text{ und } \beta_i^R = \frac{N_i^{RC} + N_i^{RR}}{N_i^R} = \frac{N_i^{RT}}{N_i^R}.$$

Tabelle 1.4: Das einfache King'sche Modells für i Gemeinden

Vorangegangene Wahlen		Nachfolgende Wahlen		
		CDU-Wähler	Sonstige	
	CDU-Wähler	β_i^C	$1 - \beta_i^C$	X_i
	Sonstige	β_i^R	$1 - \beta_i^R$	$1 - X_i$
		T_i	$1 - T_i$	

Quelle: King (1997), S.31

Dieses Modell eignet sich nicht nur für 2x2-Fälle, sondern auch für RxC-Fälle, sodass man das einfache Modell direkt durch eine Verbindung mit zahlreichen 2x2-Tabellen oder durch Hinzufügen einer wichtigen Kovariable als ein erweitertes Modell einset-

zen kann, um die Stabilität des Wahlverhaltens in RxC-Fällen zu schätzen.²² Kings Ansatz kann für die Wahlforschung, aber auch für Forschungsfragen im Fachbereich Soziologie sowie in Politische Geographie vorteilhaft gebraucht werden (King 1997; Moser 2007a, 2007b). Durch die Kompensation zwischen den Aggregat- und Individualdaten können einerseits die allgemeinen Schätzprobleme möglichst vermindert und andererseits alle 2x2-Tabellen bei der Einführung in die RxC-Fällen vereinfacht werden, damit die inkonsistenten Schätzwerte vermieden werden können, da die individuelle Information in der minimalen Beobachtungseinheit während des Datensammelns nicht von der Realität abweicht (Thomsen et al. 1991; Cleave et al. 1995; Gelman et al. 2001; Lancaster et al. 2006).²³ Trotzdem ist das King'sche EI-Modell nicht problemlos und bedingt effizient für die Schätzung der großen RxC-Tabellen, die über den 2x2-Fall weit hinausgehen. Demnach sollte man bei Anwendungen auf einer Seite die minimale Beobachtungseinheit wählen und auf anderer Seite die Forschungsfälle möglichst verdichten. Ein Vorschlag dafür ist, die Forschungsfälle auf 2x2-Tabellen beim Operationalisieren zu beschränken (Gelman et al. 2001; Gschwend 2003; Moser 2008).

3.9 Die Kritik am EI-Modell

Das King'sche EI-Modell wird aufgrund seiner Modellannahmen und des Aggregatbias kritisiert (Cho/Gaines 2004), da der Fehlschluss passieren kann, wenn zahlreiche Aggregationsbias vorliegen. Diese Kritik ist aber ungerecht und übersieht, dass gegenüber anderen Verfahren für die ökologische Inferenz durch Kombination der Methode der Ränder mit der Goodman-Regression schon sehr viel Information erfolg-

²² Die Wählerschaft der Kleinparteien, die Nichtwähler, die Verstorbenen, die Nichtbeteiligten, die Umgezogenen und die Wahlberechtigten sind in der abhängigen Variable „Kleinparteien“ einbezogen, deren Berücksichtigung sich aber nicht auf das Schätzergebnis nicht auswirkt.

²³ Aber der sogenannte Manhattan-Effekt wird berücksichtigt. Dieser kann entstehen, wenn sich die Mehrzahl der Bevölkerung auf eine Gemeinde konzentriert. Dieser Effekt kann durch eine Präventivmaßnahme eliminiert werden. Zuerst muss der Mittelwert jeder Gemeinde bei der Berechnung bestimmt werden. Dann lassen sich alle Mittelwerte aller Gemeinden mit der Proportion zwischen gültigen Wahlstimmen in jeder Gemeinde und gültigen Wahlstimmen in NRW gewichten (King 1997: 32; Achen/ Shively 1995: 15).

reich im Schätzverfahren eingesetzt werden kann. Die Annahmen des King'schen Modells haben noch die Funktion, die interessierenden Parameter, die aus der Methode der Ränder resultieren, aber deren Umfang überschreiten, einzuschränken. Überdies bewirkt das EI-Modell i.d.R. keine Verletzung der Verteilungsannahmen, da der Charakter und die Funktionen der ökologischen Regression bereits beim Modellaufbau im King'schen Modell erfasst werden. Momentan stehen die Auswege zur Verbesserung des EI-Modells noch offen (Kousser 1973; Cho 1998; Gschwend 2006). Eine nützliche Möglichkeit ist es, die aus den wiederholten Einschätzungen des EI-Modells resultierenden Schätzergebnisse zu integrieren, damit sich der Grad der Robustheit der EI-Schätzungen im Rahmen des Verfahrens der multiplen Imputation bei Analysen verstärken lässt. Bei einer anderen Kritik am EI-Modell handelt es sich um die unplausible Konsistenz von Schätzergebnissen, denen die weiterverarbeiteten Schätzwerte des EI-Modells als Variablen in Regressionsmodellen, z.B. „Multivariate Regression“ zugrunde liegen. Den notwendigen Voraussetzungen entsprechend können die gewichteten Regressionsmodelle für weitere Analysen berechnet werden, wenn zuvor die betroffenen abhängigen Variablen bereits mittels des EI-Modells eingeschätzt wurden (Herron et al. 2004; Johnston/Pattie 2000; Adolph et al. 2003; Elff et al. 2008).

4. Das hierarchische bayesianische Modell in der RxC-Tabelle

Nach der Veröffentlichung des King'schen EI-Modells wurde das neue hierarchische bayesianische Modell durch die Erweiterung des Binomial-Beta-Modells zur Lösung des Fehlschlusses bei der ökologischen Inferenz in 2x2-Fälle entwickelt, wobei die Methode „Markov-Ketten-Monte-Carlo“ (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) auch ins neue Modell eingeführt wurde (Eagles 1995; King 1999; Rosen et al. 2001; Gold-

stein 2003).²⁴ Im Folgenden wird die theoretische Grundlage für das hierarchische bayesianische Modell mittels der Darstellung der Ableitungen der notwendigen statistischen Gleichungen schrittweise erläutert.

4.1 Binomial–Beta-Modell und Markov-Ketten-Monte-Carlo

Die Begründung des hierarchischen bayesianischen Modells beruht auf einer Erweiterung des Binomial–Beta-Modells (King et al. 1999), damit wird hier zuerst das zugrundeliegende Binomial–Beta-Modells vorgestellt und weiterhin schrittweise erklärt, wie das hierarchische bayesianische Modell vom Binomial–Beta-Modell statistisch abgeleitet wurde. Zunächst sieht man in der untenstehenden Gleichung ein nicht hierarchisches Modell, bei dem die komplette Verteilung für die abhängige Variable aufgestellt wird, und das direkt nach Kontext entweder als die Likelihood- oder als die Posteriori-Verteilung beurteilt werden kann: $T_i | \theta \sim p(t|\theta)$ (8) Dennoch ist diese Verteilung der abhängigen Variablen bei den nicht-hierarchischen Modellen schwierig zu bestimmen (King et al. 1999: 69). Im Unterschied zu den nicht-hierarchischen Modellen konstruieren die hierarchischen Modellen durch mehrere Schritte auf mehreren Ebenen erst diese notwendige Dichte. Auf der ersten Ebene kann man eine Verteilung der abhängigen Variablen beschränkt auf Parameter kennzeichnen: $T_i | \beta \sim p_1(t|\beta)$ (9). Danach wird in einem zweiten Schritt angenommen, dass der Parameter β eine eigene Verteilung besitzt und nicht über alle Beobachtungseinheiten (Gemeinden) i stabil ist, wie es die folgende Gleichung zeigt: $\beta \sim p_2(\beta|\theta)$ (Tanner 1996; King et al. 1999: 69-70).

²⁴ Wie King (1997) erläuterte, wurden zwei Wahlen als unabhängige und abhängige Variablen im p Wahlkreis²⁴ betrachtet, die das Verhältnis der wählenden Wahlberechtigten (T_i), die schwarzen Amerikaner (X_i) und die Anzahl der Wahlberechtigten (N_i) beschreiben. Dazu gibt es zwei unbeobachtete Quanten, die im Interesse der Forscher stehen: der Anteil der wählenden Schwarzen (β_i^1) und der Anteil der wählenden Weißen (β_i^2). Vielmehr muss sich die Anzahl der Wahlberechtigten, die ihre Stimme abgeben (T_i) abheben, um die Veränderung der Unterstützungstendenz auf Parteien bei zwei Wahlen zu kennzeichnen.

Beide Verteilungen von $p_1(t|\beta)$ und $p_2(\beta|\theta)$ werden in der folgenden Gleichung kombiniert: $p(t|\beta) = \int_{-\infty}^{\infty} p_1(t|\beta) p_2(\beta|\theta) d\beta = \int_{-\infty}^{\infty} p(t|\beta|\theta) d\beta$, damit die erwartete Verteilung der abhängigen Variable angegeben werden kann. In dieser Weise werden die Verteilungen auf hierarchische Art definiert und auf mehrstufigen Ebenen konstruiert. Eine hierarchische Struktur hat den Vorteil, dass man eine in einer komplizierten unzugänglichen Form dargestellten Verteilung der abhängigen Variablen noch angeben kann, wenn sie in mehrere einfachste Verteilungen differenziert werden. Jedoch ist die Anwendung des Modells aufgrund der schwierigen Rechnung mit dem Integral in der Praxis langwierig und kompliziert. Das Integral wird nach den folgenden Schritten berechnet: Auf der ersten Ebene resultiert ein Wert für β aus $p_2(\beta|\theta)$ auf der Ebene der Parameter. Auf diesen Parametern wird eine Zufallszahl aus $T_i|\beta \sim p_1(t|\beta)$ (9) auf der zweiten Ebene erzeugt (de Leeuw/Kreft 1998; King et al. 1999: 69-70).

Mit diesen Zufallszahlen kann die Verteilung $T_i|\theta \sim p(t|\theta)$ (8) unkompliziert und präzise bestimmt werden, wenn man keine entsprechende analytische Lösung zur Rechnung mit dem Integral findet. Zusätzlich zum King'schen EI-Modell wurden die hierarchischen Berechnungsschritte schon als eine Alternative für die ökologische Inferenz in der Praxis eingesetzt. Ähnlich dem King'schen EI-Modell hat das Modell bei der Anwendung die ausreichende Information der Methode der Ränder und bietet die Parameterschätzer auf der Gemeindeebene für weitere Einschätzungen (Claggett et al. 1993). Auf der endgültigen Ebene wird eine Binomialverteilung als Verteilung für T_i angenommen. Der Beitrag der i -ten Beobachtungseinheit (Gemeinde) zur Likelihood sieht so aus: $(Xi\beta_i^1 + (1 - Xi)\beta_i^2)^{T_i} (1 - Xi\beta_i^1 - (1 - Xi)\beta_i^2)^{(N_i - T_i)}$. Der Parameter der Binomialverteilung für Beobachtungseinheit i wird so bezeichnet:

$$\theta_i = Xi\beta_i^1 + (1 - Xi)\beta_i^2 \quad p(\beta_i^1) \sim Beta(c_1, d_1), \forall i \quad p(\beta_i^2) \sim Beta(c_1, d_1), \forall i$$

Dies und $\frac{1}{\lambda}=2$ sollen mit einer ziemlich informativen Annahme auf der letzten Ebene übereinstimmen (King et al. 1999: 72; Raudenbush/Byrk 2002).

Laut den Bayes Thesen stimmt die Posteriori-Verteilung proportional mit der Likelihood-Verteilung überein. Daher kann für interessierende Parameter, analog zu den zuvor beschriebenen drei Ebenen des Modells, die Posteriori-Verteilung in folgender Gleichung formuliert werden (Goldstein 1986; Tierney 1994; Tanner 1996; Rosen et al. 2001: 138):

$$\begin{aligned}
 & p(\text{data}|\beta_i, i = 1 \dots, p) \times p(\beta_i, i = 1, \dots, p|\delta) \times p(\delta) \\
 & = \prod_{i=1}^p \prod_{c=1}^C \theta_{ci}^{T'ci} \times \prod_{i=1}^p \prod_{c=1}^R \\
 & \times \left\{ \frac{\Gamma(d_r \sum_{c=1}^C \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))}{\prod_{c=1}^C \Gamma(d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))} \prod_{c=1}^C \beta_{rc}^{d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i) - 1} \right\} \\
 & \times \exp(-\lambda \sum_{r=1}^R d_r),
 \end{aligned}$$

wobei β_i gleichzeitig jede β_{rc}^i in i -ten Gemeinde und $\delta = (\gamma_{rc}, \delta_{rc}, d_r)_{r,c=1,1}^{R,C-1}$ bezeichnet. Es ist aber unmöglich, die Randwerte der Posteriori-Verteilung mittels hochdimensionaler numerischer Integration zu erhalten, da sich die Posteriori, die proportional zum Produkt der Likelihood der Daten und den A-Priori-Dichten ist, analytisch schwierig festlegen lässt (Tanner 1996; Rosen et al 2001). Stattdessen kann man hier „Gibbs Stichprobenprüfung“ (Gibbs-Sampler) verwenden. Um „Gibbs Stichprobenprüfung“ durchzuführen, sind die vollbedingten Dichten notwendig. Die angegebenen vollbedingten Dichten können zuerst durch die folgenden einzelnen Gleichungen erläutert werden (Tanner 1996; King et al. 1999: 72-73; Rosen et al 2001):

$$p(\beta_i^1 | \beta_i^2, c_1, d_1) \sim (X_i \beta_i^1 + (1 - X_i) \beta_i^2)^{T_i} \times (1 - X_i \beta_i^1 - (1 - X_i) \beta_i^2)^{(N_i - T_i)} \\ \times (\beta_i^1)^{c_1 - 1} (1 - \beta_i^1)^{d_1 - 1}$$

$$p(\beta_i^1 | \beta_i^2, c_2, d_2) \sim (X_i \beta_i^1 + (1 - X_i) \beta_i^2)^{T_i} \times (1 - X_i \beta_i^1 - (1 - X_i) \beta_i^2)^{(N_i - T_i)} \\ \times (\beta_i^2)^{c_2 - 1} (1 - \beta_i^2)^{d_2 - 1}$$

$$p(c_1 | \beta_i^1, i = 1 \dots k, d_1) \sim \left(\frac{\Gamma(c_1 + d_1)}{\Gamma(c_1)} \right)^k \times \exp \left[\left(\sum_{i=1}^k \log(\beta_i^1) - \lambda \right) c_1 \right] \\ p(d_1 | \beta_i^1, i = 1 \dots k, c_1) \sim \left(\frac{\Gamma(c_1 + d_1)}{\Gamma(d_1)} \right)^k \times \exp \left[\left(\sum_{i=1}^k \log(1 - \beta_i^1) - \lambda \right) d_1 \right] \\ p(c_2 | \beta_i^2, i = 1 \dots k, d_2) \sim \left(\frac{\Gamma(c_2 + d_2)}{\Gamma(c_2)} \right)^k \times \exp \left[\left(\sum_{i=1}^k \log(\beta_i^2) - \lambda \right) c_2 \right] \\ p(d_2 | \beta_i^2, i = 1 \dots k, c_2) \sim \left(\frac{\Gamma(c_2 + d_2)}{\Gamma(d_2)} \right)^k \times \exp \left[\left(\sum_{i=1}^k \log(1 - \beta_i^2) - \lambda \right) d_2 \right]$$

Um die vollbedingten Dichten der unbekanntnen Parameter bei der Anwendung von Gibbs Stichprobenprüfung anzugeben, kann man die zuvor beschriebenen Gleichungen im auf folgende Weise umwandeln (Raudenbush/Byrk 2002; Rosen et al. 2001: 138):

$$p(\beta_{rc}^i | \{\beta_{jk}^i\}_{j \neq r}^{k \neq c}, d_r, \gamma_{rc}, \delta_{rc}) \propto \theta_{ci}^{T_{ci}'} \times \theta_{ci}^{T_{ci}'} \times \beta_{rc}^{i d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i) - 1} \times \beta_{rc}^{i d_r - 1} \\ p(\delta_{rc} | \{\beta_{rc}^i\}_{i=1}^p, d_r, \{\delta_{rc}\}_{c=1}^{c-1}, \{\gamma_{rc}\}_{j \neq c}) \propto \prod_{i=1}^p \frac{\Gamma(d_r \sum_{c=1}^c \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))}{\Gamma(d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))} \beta_{rc}^{i d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)} \\ p(\delta_{rc} | \{\beta_{rc}^i\}_{i=1}^p, d_r, \{\delta_{rc}\}_{j \neq c}, \{\gamma_{rc}\}_{c=1}^{c-1}) \propto \prod_{i=1}^p \frac{\Gamma(d_r \sum_{c=1}^c \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))}{\Gamma(d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))} \beta_{rc}^{i d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)} \\ p(d_r | \{\beta_{rc}^i\}_{(c,i)=(1,1)}^{(c-1,p)}, \{\gamma_{rc}\}_{c=1}^{c-1}, \{\delta_{rc}\}_{c=1}^{c-1}) \\ \propto \prod_{i=1}^p \left\{ \frac{\Gamma(d_r \sum_{c=1}^c \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))}{\prod_{c=1}^c \Gamma(d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i))} \prod_{c=1}^c \beta_{rc}^{i d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)} \right\} \times \exp(-\lambda d_r)$$

Weil sich keine dieser vollbedingten Dichten auf bekannte Standardverteilungen bezieht, wird der Metropolis-Algorithmus angewandt (Metropolis et al. 1953), damit die Zufallszahlen aus diesen Dichten gefolgt werden können (Rosen et al. 2001). Um das Konvergenzkriterium zu erreichen, wird eine praktische Methode vorgeschlagen, die

man bei der Anwendung des Modells auf den Vergleich mit der Varianz innerhalb der Markov-Kette und mit der Varianz zwischen mehreren Ketten berücksichtigen sollte (Cowles/Carlin 1996; Browne/Draper 2000). Dazu sind Iterationen notwendig, wenn die Varianz zwischen mehreren Ketten größer als die Varianz innerhalb der Markov-Kette ist (Goldstein 1986; King et al. 1999: 73-74).

4.2 Das erweiterte Binomial-Beta-Modell und das hierarchische Multinomial-Dirichlet-Modell²⁵

Wie bei der Erweiterung des King'schen EI-Modells kann das einfache Binomial-Beta-Modell durch das Hinzufügen einer zutreffenden Kovariable erweitert werden. In dieser Weise setzten King et al. (1999) zuerst das Binomial-Beta-Modell mit Kovariablen zusammen bei Einschätzungen der Parameterwerte ein, damit es zu einem hierarchischen Multinomial-Dirichlet-Modell umgewandelt wird und für RxC-Fälle ($C > 2$ und $R \geq 2$) anwendbar ist (Wilson/Duncan 2008).²⁶ Da sich die Entscheidung für passende Kovariablen nach dem Vorwissen des Analysten richtet, kann der Parameter der Binomialverteilung θ_{iZ_i} auf der ersten Ebene durch $\theta_{iZ_i} = Xi\beta_{iZ_i}^1 + (1 - Xi)\beta_{iZ_i}^2$ dargestellt werden (Goldstein 1986; King et al. 1999: 80). Im Vergleich mit dem einfachen Modell kommt es bei den einzelnen Parametern auf die Kovariablen Z_i an. Dass θ_{iZ_i} zwischen den Parametern $\beta_{iZ_i}^1$ und $\beta_{iZ_i}^2$ und den Parametern der Binomialverteilung zusammenhängt, ist von den Kovariablen Z_i abhängig. Auf der zweiten Ebene kann man erst die Auswirkung der Kovariablen für

²⁵ Zur Berechnung müssen zunächst die Softwareprogramme „R“ und „Zelig“ (eiRxC Model) von der Internetseite von Gary King (http://docs.zeligproject.org/en/latest/installation_quickstart.html#installing-r-and-zelig) heruntergeladen werden. „Zelig“ ist nicht auf 2 Zeilen x 2 Spalten beschränkt und kann zur Einschätzung auf verschiedenen Ebenen insbesondere in RxC-Tabellen eingesetzt werden (Wittenberg et al. 2007; Imai 2007; Imai et al. 2008b).

²⁶ Zugleich verwendeten Rosen et al. (2001) ein aus der 4x4-Tabelle bestehendes Binomial-Beta-Modell für einen Fall aus den deutschen Wahlen, in dem jeder Kreis i ($i = 1$ bis p) als eine Beobachtungseinheit analysiert wird. Sie betrachteten den Anteil der Wahlberechtigten ($T_{1,i} \dots, T_{C,i}$), die bei der Stimmenabgabe ihre Wahlentscheidungen veränderten und in welchen sozialen Klassen ($X_{1,i} \dots, X_{R,i}$) sie sich befanden. Alle Parameter β_{rc}^i ($r=1, \dots, R, c=1, \dots, C-1$) stellen den Zusammenhang zwischen Wahlberechtigten und den ihnen zugeordneten spezifischen sozialen Klassen (r) dar.

Einschätzungen im Folgenden modellieren (King et al. 1999: 81):

$p(\beta_i^j) \sim \text{Beta}(d_j \exp(\gamma_0^j + \gamma_1^j Z_j), d_j), j \in \{1, 2\}$, wobei der Erwartungswert von β_i^1 und β_i^2 einbezogen ist, wie die folgende Gleichung zeigt:

$$p(\beta_i^j) = \frac{d_j \exp(\gamma_0^j + \gamma_1^j Z_j)}{d_j + d_j \exp(\gamma_0^j + \gamma_1^j Z_j)} = \frac{\exp(\gamma_0^j + \gamma_1^j Z_j)}{1 + \exp(\gamma_0^j + \gamma_1^j Z_j)}, j \in \{1, 2\}$$

In ähnlicher Weise kann die obenstehende Gleichung bedeutungsgleich umformuliert

werden: $\log \left(\frac{E(\beta_i^j)}{1 - E(\beta_i^j)} \right) = \gamma_0^j + \gamma_1^j Z_j, j \in \{1, 2\}$. Auf Basis der Gleichung ist davon auszu-

gehen, dass die Log-odds der Erwartungswerte der einzelnen Parameter auch linear

von der Kovariable abhängen. Dabei wird angenommen, dass die vier γ als flache

und unabhängige A-Priori-Verteilungen, d_1 und d_2 als eine erneute Exponentialverteilung

mit Parameter $\lambda = 0,5$ gelten (Goldstein 1986; Tierney 1994; Cowles 1996; King

et al. 1999: 80-83). Bei der Anwendung des erweiterten Modells muss man darauf

achten, dass hier ebenso der Metropolis Algorithmus zur weiteren Einschätzung ein-

gesetzt werden sollte, da bei den vollbedingten Dichten keine entsprechende Stan-

dardverteilung vorliegt (Metropolis et al. 1953; Tierney 1994;). Das erweiterte Modell

wurde zwar ganz neu entwickelt, jedoch gibt es aktuell mehrere Diskussionen und

Stellungnahmen über das King'sche EI-Modell. Ein Grund dafür ist, dass man im

Vergleich mit dem hierarchischen Modell und Kings EI-Modell, obwohl sie bei Wähler-

stromanalysen auch zu unterschiedlichen Ergebnissen kommen, keine erheblichen

Unterschiede zwischen beiden Modellen feststellen kann (King et al. 1999: 80-83). So

werden beide Modelle bei der Betrachtung des Wahlverhaltens auch abwechselnd

verwendet.

Weiterhin haben King, Rosen, Tanner und Jiang (2001) gemeinsam ein neues hierar-

chisches bayesianisches Modell durch eine weitere Erweiterung des hierarchischen

Binomial-Beta-Modells für RxC-Fälle gebildet. Dazu erklärten sie hinsichtlich der

Struktur des neuen bayesianischen Modells, dass das wie beim 2x2-Binomial-Beta-Modell parallel auf den Monte-Carlo-Markov-Ketten und einem frequentistischen Ansatz beruht. Der größte Unterschied zwischen dem Modell für 2x2-Tabellen und dem Modell für RxC-Tabellen ist, dass die Parameter der Modelle gesondert auf der ersten und zweiten Ebene verteilt sind (Tierney 1994; Cowles 1996; Ferree 2004; Klima 2011). Abgesehen von der Binomialverteilung beim 2x2-Binomial-Beta-Modell sollen auf der ersten Ebene die einer Multinomialverteilung folgenden Parameter $T'_i = (T'_{1i}, T'_{2i}, \dots, T'_{Ci})$ mit den Parametern $\theta_i = (\theta_{1i}, \theta_{2i}, \dots, \theta_{Ci})^t$ und der Anzahl N_i als Verteilung angenommen werden, wobei θ_{ci} mit $\sum_{r=1}^R \beta_{rc}^i X_{ri}$ für $c = 1, \dots, C$, gleichkommt und unter der Beschränkung $\sum_{c=1}^C \theta_{ci} = 1$ sein soll. So stellt sich die Gleichung wie folgt dar: $\theta_{ci} = \sum_{r=1}^R \beta_{rc}^i X_{ri}$ und $\sum_{c=1}^C \theta_{ci} = 1$ (King et al. 1999; Rosen et al. 2001: 137). Ähnlich dem Binomial-Beta-Modell mit Kovariablen richtet sich der Parametervektor θ des Parameters β nach den Kovariablen Z_i . Der Zusammenhang zwischen θ , β und Z_i lässt sich aber auch beim erweiterten Modell erst auf der zweiten Ebene definieren (King et al. 1999; Rosen et al. 2001: 137). Anschließend wird der Beitrag zur Likelihood von der i -ten Beobachtungseinheit (Gemeinde) im Folgenden formuliert:

$$\theta_{1i}^{N_i T'_{1i}} \times \dots \times \theta_{C-1i}^{N_i T'_{C-1i}} \times (1 - \sum_{c=1}^{C-1} \theta_{ci})^{N_i (1 - \sum_{c=1}^{C-1} T'_{ci})} \quad (\text{King et al. 1999; Rosen et al. 2001: 137}).$$

Auf der zweiten Ebene des hierarchischen Modells werden für die Parametervektoren $\beta_r^i = (\beta_{r1}, \beta_{r2}, \dots, \beta_{r,C-1})^t$ ($i = 1, \dots, p, r = 1, \dots, R$) die unabhängige Dirichletverteilung angenommen, wobei die Gleichung $\beta_r^i = (\beta_{r1}, \beta_{r2}, \dots, \beta_{r,C-1})^t, \forall r \in \{1, \dots, R\}$ und $\forall i$ auf den Parametervektor β_r^i für die i -te Gemeinde und die r -te Zeile hinweist. Dann kann der Zusammenhang im Modell mit Kovariablen Z_i für die Parameter der Dirichletverteilungen in der Gleichung $(d_r \exp(\gamma_{r1} + \delta_{r1} Z_1), \dots, d_r \exp(\gamma_{r,C-1} + \delta_{r,C-1} Z_1), d_r)$

detailliert formuliert werden.²⁷ Weiterhin kann das arithmetische Mittel für β_{rc}^i auf der zweiten Ebene in folgender Gleichung aufgezeigt werden (King et al. 1999; Rosen et al. 2001: 137-138):

$$\frac{d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)}{d_r (1 + \sum_{j=1}^{C-1} \exp(\gamma_{rj} + \delta_{rj} Z_i))} = \frac{\exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)}{1 + \sum_{j=1}^{C-1} \exp(\gamma_{rj} + \delta_{rj} Z_i)},$$

für $i=1, \dots, p$, $r=1, \dots, R$ und $c=1, \dots, C-1$. Der obige Parametervektor steht dem Parametervektor der Beta-Verteilung im hierarchischen 2x2 Modell mit Kovariablen Z_i ganz nahe.

Dabei wird die Voraussetzung für diese Parametrisierung auch richtig erfüllt, da die Log-odds ($\log \frac{E(\beta_{rc}^i)}{E(\beta_{rc}^1)} = \gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i, \forall r \in \{1, \dots, R\}$ und $c \in \{1, \dots, C\}$ und $\forall i$) des Parameters der c -ten Spalte zum Parameter der Referenzkategorie c linear von den Kovariablen Z_i abhängen (Goldstein 1986; King et al. 1999; Rosen et al. 2001: 137-138). Hier wird $E(\beta_{rc}^i)/E(\beta_{rc}^1)$ als Odds gesetzt, obwohl es sich bei diesem Term normalerweise nur um die Ratio von $\beta_{rc}^i/\beta_{rc}^1$, aber nicht um den Erwartungswert handelt (Rosen et al. 2001: 138). Auf der endgültigen dritten Ebene des Modells werden die einzelnen Prioris als unabhängig betrachtet. Ganz analog zum Binomial-Beta-Modell wird für die Parameter d_r , $r = 1, \dots, R$ eine Exponentialverteilung mit Parameter λ erneut als Verteilung auf der dritten Ebene des Modells gewählt. Der für λ gewählte Wert wurde nicht angegeben. Es werden für die Parameter der Regressionen von γ_{rc} und δ_{rc} flache Prioris angenommen (Goldstein 1986; King et al. 1999; Rosen et al. 2001: 138; Klima 2011: 130).

Die Durchführung des Schätzverfahrens erfolgt erneut über die vollbedingten Dichten. Da das erweiterte Modell nicht von bekannten Dichten abhängt, kann der Metropo-

²⁷ Rosen et al. erläutern in dem Artikel lediglich die Form mit Kovariablen.

lis-Algorithmus für die Simulation der Werte wiederum gebraucht werden. In diesem Fall haben King u. a. erneut die benötigten vollbedingten Dichten angegeben, um die Daten wiederum einzuschätzen (Metropolis et al. 1953; Rosen et al. 2001: 138-139). Das hierarchische RxC-Modell hat zwar die Besonderheit und mehrere Vorteile für ökologische Inferenz, aber kein Modell funktioniert definitiv problemlos. So gibt es auch unterschiedliche Stellungnahmen und Kritik an diesem Modell. Beispielsweise wird kritisiert, dass die statistische theoretische Grundlage des hierarchischen RxC-Modells der Basis des Binomial-Beta-Modells ähnelt (Wakefield 2004). Aufgrund dessen, dass wie beim Binomial-Beta-Modell die Schätzergebnisse auf der dritten Ebene des hierarchischen RxC-Modells auch von der Wahl der Priori-Parameter abhängen, könnte dasselbe Problem beim Binomial-Beta-Modell sehr wahrscheinlich auch beim hierarchischen RxC-Modell passieren (King et al. 1999; Rosen et al. 2001). Innerhalb eines weiteren Anwendungsbeispiels hat Wakefield (2004) nach Überprüfung der möglichen Probleme bei der von King u. a. (1999) angewandten Entscheidung von $\lambda = 0,5$ das bei der Anwendung dieses Modells²⁸ aufgrund des Zeithorizonts vorliegende Risiko kritisiert, dass wann immer King sich dazu entscheidet, diesen Wert (0,5) weiterhin für λ bei weiteren Schätzungen zu verwenden, die Schätzergebnisse dieses Modells dadurch beeinflusst werden.

4.3 Die Konstruktion der Wählerströme in der RxC-Tabelle

Bei der Anwendung des bayesianischen Modells in dieser Arbeit werden alle möglichen Arten der Wählerströme in den unterschiedlichen Zeilen zugeordnet und dann erst mit zwei Methoden eingeschätzt. Da die Mobilisierung und Demobilisierung von Nichtwählern²⁹ ebenso zu Wählerströmen führen (Eilfort 1993, Poier 2005), werden

²⁸ Bei der Untersuchung von Rosen et al. (2001) erfolgt eine Anwendung der Methode auf die Wahlen in der Weimarer Republik in Bezug auf gewählte Parteien und Zugehörigkeit zu einer bestimmten Gesellschaftsschicht.

²⁹ Die Wähler, die auf ihre Stimmabgabe verzichteten oder nicht wählen gegangen sind, werden als Nichtwähler

die Nichtwähler als eine zusätzliche „Partei“ in die Variable „Kleinparteien“ in der RxC-Tabelle eingeführt. Bei den Zellen sind der Stammwähleranteil und Wechselwähleranteil unterscheidbar und ein Zusammenhang zwischen Parteien bei beiden Wahlen wird zeilenweise dargestellt.

Im Folgenden sieht man eine 7x7-Tabelle für Wählerstromanalysen.³⁰ Die Komponenten der Spalten- und Zeilenvektoren bestehen aus r - Zeilen und c -Spalten. Jeder unbekannte Zellenwert wird durch Schätzung zeilen- und spaltenweise erzeugt und deutet an, wie viele Wähler ihre Erst- oder Zweitstimmen von einer bestimmten Partei bei vorangegangener Wahl zu anderen Parteien bei der nächsten Wahl verschieben. Diese unbekanntes Zellenwerte können alle Möglichkeiten der Wählerströme darstellen (Rosen et al. 2001: 137; Ferree 2004; Moser 2011b: 2, 2011c: 2).³¹

Tabelle 1.5 Notation für Beobachtungseinheit i (Gemeinde) in 7x7 Tabelle

		Nachfolgende Bundes- oder Landtagswahlen							
Vorangegangene Bundes- oder Landtagswahlen	Parteien	CDU	SPD	Grüne	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien	
	CDU	β_{11}^i	β_{12}^i	β_{13}^i	β_{14}^i	β_{15}^i	β_{16}^i	$1 - \sum_{c=1}^6 \beta_{1c}^i$	X_{1i}
	SPD	β_{21}^i	β_{22}^i	β_{23}^i	β_{24}^i	β_{25}^i	β_{26}^i	$1 - \sum_{c=1}^6 \beta_{2c}^i$	X_{2i}
	Grüne	β_{31}^i	β_{32}^i	β_{33}^i	β_{34}^i	β_{35}^i	β_{36}^i	$1 - \sum_{c=1}^6 \beta_{3c}^i$	X_{3i}
	FDP	β_{41}^i	β_{42}^i	β_{43}^i	β_{44}^i	β_{45}^i	β_{46}^i	$1 - \sum_{c=1}^6 \beta_{4c}^i$	X_{4i}
	Die Linke	β_{51}^i	β_{52}^i	β_{53}^i	β_{54}^i	β_{55}^i	β_{56}^i	$1 - \sum_{c=1}^6 \beta_{5c}^i$	X_{5i}
	Piraten	β_{61}^i	β_{62}^i	β_{63}^i	β_{64}^i	β_{65}^i	β_{66}^i	$1 - \sum_{c=1}^6 \beta_{6c}^i$	X_{6i}
	Kleinparteien	β_{71}^i	β_{72}^i	β_{73}^i	β_{74}^i	β_{75}^i	β_{76}^i	$1 - \sum_{c=1}^6 \beta_{7c}^i$	$1 - \sum_{r=1}^5 X_{ri}$
	T_{1i}	T_{2i}	T_{3i}	T_{4i}	T_{5i}	T_{6i}	$1 - \sum_{c=1}^6 T_{ci}$		

Quelle: Rosen et al. (2001), S.137

bezeichnet.

³⁰ Die Wählerschaft der Kleinparteien, die Nichtwähler, die Verstorbenen, die Nichtbeteiligten, die Umgezogenen und die Wahlberechtigten sind in der abhängigen Variable „Kleinparteien“ einbezogen, deren Berücksichtigung sich aber nicht auf das Schätzergebnis nicht auswirkt.

³¹ Hier ist $P=396$ Gemeinden (minimale Beobachtungseinheit); jede Gemeinde ist mit i ($i=1, \dots, p$) gekennzeichnet. Die Wähler ($X_{1i}, \dots, X_{R,i}$) bedeuten, dass sie bei der vorangegangenen Wahl eine bestimmte Partei wählten. Die Wähler ($T_{1i}, \dots, T_{R,i}$) bedeuten, dass sie bei der nachfolgenden Wahl für dieselbe oder eine andere Partei stimmten. Die noch nicht geschätzten Parameter ($\beta_{rc}^i, r = 1, R, c = 1 \dots, C - 1$) sind die Wähler, die bei der vorangegangenen Wahl eine bestimmte Partei wählten bei der nachfolgenden Wahl für dieselbe oder eine andere Parteivotierten.

Unter dem gegebenen Fall, dass die Randverteilungen zwischen den Gemeinden erheblich variieren, kann eine Optimierung erfolgen, indem die einzelnen Zellenwerte in obenstehender Tabelle durch die idealen und statistisch wahrscheinlichsten Schätzungen ausgerechnet werden. Entsprechend ergeben sich daraus die Korrelationsstrukturen, die die Markov-Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix rekonstruiert (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Imai et al. 2007; Moser 2011a, 2011b) und in Kapitel 3 und vier in Form der RxC-Tabelle dargestellt werden.

4.4 Die Übersicht und der Aufbau der Arbeit

Kapitel 1

Im ersten Kapitel werden die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ bzw. der Zusammenhang zwischen den theoretischen Grundlagen und methodischen Ansätzen sowie den gewählten Fallbeispielen vorgestellt. Der Konstruktion der Arbeit liegt die „Second-Order-Election-Theorie“ zugrunde, die zur Erläuterung der weiteren Schätzergebnisse der gewählten Fallbeispiele in Nordrhein-Westfalen dient. Die zentralen Thesen behandeln den Wahlzyklus und die Beurteilung der Wahlebene (Dinkel 1977, 1980; Sturm 1999; Detterbeck 2006). Bei zwei zeitlich nahestehenden Wahlen halten die Wähler unter dem Einfluss der primären nationalen Hauptwahlen an den im Bund führenden Parteien oft fest. Dagegen gewinnt die Opposition bei zwei in der zeitlichen Distanz stattgefundenen Wahlen meistens erst mehr Wahlstimmen von den ehemaligen Wählern der Regierungsparteien hinzu (Dinkel 1977; Sturm 1999; Wüst/Tausendpfund 2009). Aufgrund der Kombination des Wahlzyklus mit der Rangfolge der Wahlebene sind oftmals Wählerströme zwischen Parteien aufgetreten. Manche Wähler wandern bei Bundestagswahlen zu anderen Parteien, vor allem zu Großvolksparteien ab, da sie bei nationalen Wahlen die bundesweite Politik noch eher abwägen. Die regionalen Wahlen werden von ihnen hingegen als unwesentliche

Wahlen bewertet, weswegen sie hierbei bundespolitischen Themen weniger reflektieren (Reif/Schmitt 1980; Dinkel 1980; Dinkel 1989; Marsch 1998; Burkhart 2004; Schoen 2011). Als Vorprüfung wurden die tatsächlichen Wahlergebnisse in beiden Fallbeispielen³² unter den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ überprüft. Hierbei wird davon ausgegangen, dass diese Annahmen in den meisten Fällen den tatsächlichen Wahlergebnissen nicht entsprechen. Bei der Vorprüfung kann man nicht sehen, wie die Wähler in ihrem Wahlverhalten als Stamm- oder Wechselwähler schwanken. Da der Stabilitäts- und Wechselgrad der Wähler zwischen Parteien nicht direkt durch die tatsächlichen Wahlergebnisse ermittelt werden kann, können die kompletten Wählerstromanalysen erst durch die ökologische Inferenz erfolgen. Dafür werden alle möglichen Wählerströme bei der Anwendung des King'schen Modells in die 2x2-Tabellen oder bei der Einschätzung des bayesianischen Modells in eine RxC-Tabelle eingeführt.

Kapitel 2

Das zweite Kapitel skizziert zunächst die Entwicklung der ökologischen Inferenz und deren Ansätze. Danach wird die Struktur über Gary Kings ökologische Inferenz und das nachher entwickelte hierarchischen bayesianischen Modell schrittweise spezifiziert. Ihre Spezifikation erfolgt durch notwendige mathematische Ableitungen (King 1997; Rosen et al. 2001). Die Verwendungen des EI-Modells hängt aufgrund der Kombination der Methode der Ränder mit der Goodman-Regression von den Aggregatdaten ab, die sich für die Verstärkung der Homogenität der betrachteten Gemeinden möglichst den minimalsten Analyseebenen wie z.B. Gemeinden nähern, d.h., dass die Daten wenigstens aggregiert worden sein müssen (Shively 1992; Achen/Shively 1995, 29-72). Bei Schätzungen müssen die gewählten Fälle zu einer Vierfelderta-

³² Der Fälle über die Stabilität der Stimmenabgabe zwischen der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl NRW 2010 bzw. zwischen der Landtagswahl NRW 2012 und der Bundestagswahl 2013.

fel-2x2-Tabelle umgewandelt werden (King 1997; Liu 2001; Gelman et al. 2001; Gschwend 2006). Für RxC-Fälle (Zeile x Spalte) kann man einerseits die Fälle iterativ in 2x2 Tabellen zerlegen, wobei in dieser Weise Modellannahmen verletzt werden können (King et al. 2004; Gschwend 2006). Andererseits kann das Modell durch Hinzufügen einer wichtigen Kovariable in eine RxC-Tabelle erweitert werden. Dies führt jedoch möglicherweise zu reduzierbaren, aber nicht behebbaren Konvergenzproblemen (Ferree 2004; King et al. 2004). Um die Nachteile des Modells zu minimieren, sollte man die Forschungsfälle theoretisch möglichst verdichten (Gschwend 2003, 2006). Als Anwendungsbeispiel zeigt die folgende Gleichung, wie ein Wählerstrom zwischen CDU-Wählern und Nicht-CDU-Wählern in einem einfachen 2x2-Fall durch Kings EI-Modell mit Variablen ausgerechnet wird.

Bei der Gleichung $T_i = \beta_i^C X_i + \beta_i^R (1 - X_i)$ stellt der Term X_i die Wähler dar, die bei einer vorangegangenen Wahl die CDU und dann bei einer nachfolgenden Wahl entweder die CDU oder eine andere Partei gewählt haben (N_i^T/N_i); der Term T_i steht für die Gesamtanzahl aller Wahlberechtigten, die bei einer vorangegangenen Wahl für die CDU oder für eine andere Partei votierten oder nicht wählen gingen, aber bei einer nachfolgenden Wahl nur für die CDU stimmten (N_i^C/N_i). Die interessierenden Parameter β_i^C und β_i^R stehen für die Wahlberechtigten, die bei einer vorangegangenen Wahl die CDU oder eine andere Partei wählten oder nicht wählen gingen, aber bei einer nachfolgenden Wahl für die CDU stimmten. Da β_i^C und β_i^R deutlich im Zusammenhang mit Randsummen der Spalten stehen, können sie durch $\beta_i^C = \frac{N_i^{CC} + N_i^{RC}}{N_i^C} = \frac{N_i^{CT}}{N_i^C}$ und $\beta_i^R = \frac{N_i^{RC} + N_i^{RR}}{N_i^R} = \frac{N_i^{RT}}{N_i^R}$ aufgezeigt werden (King 1997: 29-34; Gschwend 2006).

Der zweite Ansatz für die ökologische Inferenz in dieser Arbeit ist das hierarchische

bayesianisches Modell. Der Struktur des bayesianischen Modells liegen das Binomial-Beta-Modell und die Methode Monte-Carlo-Markov-Ketten zugrunde (King et al. 1999; Rosen et al. 2001). Der Aufbau des Modells erfolgt durch eine Erweiterung des hierarchischen Binomial-Beta-Modells für 2x2-Tabellen auf RxC-Tabellen. Das Schätzverfahren des Modells beruht auf den Annahmen auf drei Ebenen. Auf der ersten Ebene soll angenommen werden, dass die einer Multinomialverteilung der Parameter T_i' mit den Parametern θ_i und der Anzahl N_i als Verteilung gelten (Imai 2008a; Klima 2011). Daraus wird $\theta_{ci} = \sum_{r=1}^R \beta_{rc}^i X_{ri}$ und $\sum_{c=1}^C \theta_{ci} = 1$ gefolgert. Bei dem Parametervektor θ der Parameter β kommt es auf die Kovariable Z_i an. Der Zusammenhang zwischen θ , β und Z_i lässt sich aber auch beim erweiterten Modell erst auf der zweiten Ebene definieren. Auf der zweiten Ebene wird die unabhängige Dirichletverteilung für die Parametervektoren β_r^i für die i -te Gemeinde und die r -te Zeile angenommen. Dann kann das arithmetische Mittel für β_{rc}^i auf der zweiten Ebene mit den Kovariablen Z_i für die Parameter der Dirichletverteilungen in der folgenden Gleichung detailliert dargestellt werden:

$$\frac{d_r \exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)}{d_r (1 + \sum_{j=1}^{C-1} \exp(\gamma_{rj} + \delta_{rj} Z_i))} = \frac{\exp(\gamma_{rc} + \delta_{rc} Z_i)}{1 + \sum_{j=1}^{C-1} \exp(\gamma_{rj} + \delta_{rj} Z_i)}, \text{ für } i=1, \dots, p, r=1, \dots, R \text{ und } c=1, \dots, C-1.$$

Der obige Parametervektor steht dem Parametervektor der Beta-Verteilung im hierarchischen 2x2-Modell mit der Kovariable Z_i ganz nahe, dabei wird die Voraussetzung für diese Parametrisierung auch erfüllt (King et al. 1999; Rosen et al. 2001: 138).

Auf der dritten Ebene werden die einzelnen Prioris als unabhängig betrachtet und für die Parameter der Regressionen von γ_{rc} und δ_{rc} flache Prioris angenommen (Tanner 1996; Rosen et al. 2001: 138-139). Da die theoretische Grundlage des hierarchischen bayesianischen Modells der Basis des Binomial-Beta-Modells ähnelt, wird kritisiert, dass das Problem, das beim Binomial-Beta-Modell passiert ist, möglicherweise auch

beim hierarchischen RxC-Modell entstehen könnte. Dennoch ist das bayesianische Modell eine notwendige und nützliche Methode für die ökologische Inferenz bei ebenenübergreifenden Wählerstromanalysen und bisher in der Praxis mehrmals eingesetzt worden (King et al. 1999; Herron/Shotts 2003b; Mosel 2011a, 2011c).

Kapitel 3

In diesem Kapitel sind die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell für vier gewählte Fälle dargestellt. Alle Fälle wurden im Rahmen der 2x2-Tabellen analysiert, wobei die vorangegangenen Wahlen als unabhängige Variablen, die nachfolgenden Wahlen als abhängige Variablen (β_i^B und β_i^W) und die Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden als eine notwendige Kovariable (Z_i) festgelegt werden (King 1997; Imai 2008a; Gschwend 2006). Die gewählten Fälle umfassen Bundestags- und Landtagswahlen zwischen 2005 und 2013, wobei die Wahlen in 2005 und 2009 parallel auf der Bundeswahlebene, die Wahlen in 2009 und 2010 gesondert auf Bundes- und Landeswahlebenen, die Wahlen in 2010 und 2012 ebenfalls auf der Landeswahlebene und die Wahlen in 2012 und 2013 gesondert auf Landes- und Bundeswahlebenen stattfanden. Da die addierte Randsumme einer Zeile in der Großtabelle³³ manchmal den Wert eins überschreitet, muss sie mit dem Algorithmus angepasst werden (Deming 1943; Deville et al. 1993; Ambühl 2003; Klima 2011). Das Anpassungskriterium wird nach maximal 50 Iterationsverfahren erreicht.

Um den Stabilitäts- und Wechselgrad im Zweistimmensystem komplett festzustellen, sollten die Schätzungen für Erst- und Zweitstimmen nicht vermischt, sondern in vier Modelle zur Einschätzung unterteilt werden. Das erste Modell „Erststimmen – Erststimmen“ behandelt die Wähler, die bei beiden aufeinander folgenden Wahlen ihre Erststimmen entweder ihrer ursprünglich gewählten Partei oder einer anderen Partei

³³ Die Großtabelle stellt eine Zusammensetzung aus mindestens zwei 2x2 Tabellen dar.

gaben. Beim zweiten Modell „Erststimmen – Zweitstimmen“ geht es um die Wähler, die ihre Erststimmen bei einer vorangegangenen Wahl einer bestimmten Partei, aber ihre Zweitstimmen bei einer nachfolgenden Wahl derselben oder einer anderen Partei geben. Im dritten Modell „Zweitstimmen – Erststimmen“ werden die Wähler behandelt, die bei einer vorangegangenen Wahl eine bestimmte Partei mit ihren Zweitstimmen wählten, aber bei einer nachfolgenden Wahl derselben oder einer anderen Partei ihre Erststimmen gegeben haben. Das vierte Modell „Zweitstimmen – Zweitstimmen“ beschreibt die Wähler, die bei zwei aufeinander folgenden Wahlen mit ihren Zweitstimmen entweder für dieselbe Partei stimmten oder eine andere Partei gewählt haben. In allen Fallbeispielen liegt nur die Bundestagswahl 2009 in zeitlicher Nähe, – innerhalb eines Jahres zur Landtagswahl NRW 2010 – dagegen befinden sich in den übrigen Fallbeispielen alle Wahlen zeitlich weiter entfernt.

Die betrachteten Parteien in allen vier Modellen umfassen die CDU, die SPD, die Grünen, die FDP, die Linkspartei und die Piratenpartei sowie die Kleinparteien einschließlich der rechts- oder rechtsextremen Kleinparteien, bei denen außer den Kleinparteien jede Partei mindestens einmal bei den Bundestags- oder Landtagswahlen NRW zwischen 2005 und 2009 die Sitze erfolgreich im Bundestag oder Landtag NRW erhielten. Aufgrund der Parteigröße sind die CDU und SPD in der Kategorie „Großvolksparteien“ bzw. die Grünen, die FDP, die Linkspartei und die Piratenpartei in die Kategorie „Mittlere Parteien“ eingeordnet. Alle sonstigen Kleinparteien sind als „Kleinparteien“ zusammenfassend bezeichnet. Schließlich werden die Schätzergebnisse unter den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ überprüft, um den Einfluss des Wahlzyklus und der Wahlebene auf das Wahlverhalten zu ermitteln.

Kapitel 4

In Kapitel 4 werden wie bei Kapitel drei die aus dem bayesianischen Modell resultie-

renden Schätzergebnisse über Wählerstromanalysen in allen Fallbeispielen erläutert. Das Modell funktioniert mit Monte-Carlo-Markov-Ketten und mit dem hierarchischen Multinomial-Dirichlet-Modell (King et al. 1999; Rosen et al. 2001). Durch das bayesianische Modell wird der Stabilitäts- bzw. Wechselgrad in den RxC-Fallbeispielen simuliert und die möglichen Wählerströme werden weiter in einer Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix rekonstruiert, die durch eine einmalige Simulation mit allen Variablen erfolgt. Die Definitionen über vier betrachtete Modelle gleichen den Modellen aus Kings EI-Modell. Für das Simulationsverfahren sind vorangegangene Wahlen als unabhängige Variablen und nachfolgende Wahlen als abhängige Variablen (β_{rc}^i) sowie die Höhe der Wahlbeteiligung in allen Gemeinden als eine Kovariable (Z_i) zu setzen. Die Simulationsverfahren sollen in zwei Schritten abwechselnd sowohl ohne als auch mit Kovariablen durchgeführt werden, um die Parameterwerte von γ_{rc} und δ_{rc} daraufhin zu überprüfen, ob die Parameter akzeptabel sind (King et al. 1999; Rosen et al. 2001). Nach den Schätzergebnissen im ersten Schritt muss der zweite Schritt stets durchgeführt werden, da die meisten geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten im ersten Schritt entweder übermäßig überschätzt oder zu niedrig unterschätzt wurden (Adolph/King 2003). Schließlich sind die Analyseergebnisse weiterzuverwenden, um die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ dahingehend zu überprüfen, ob sie mit den Schätzergebnissen des Modells übereinstimmen.

Kapitel 5

Dieses Kapitel schildert den Zusammenhang zwischen Schätzergebnissen und sozialen Hintergründen. Dabei geht es darum, vor welchen demographischen Hintergründen die Wechselwähler, die ihre Erst- oder Zweitstimmen bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen absichtlich zwei unterschiedlichen Parteien gegeben haben, aufgrund

einer höheren Eintrittswahrscheinlichkeit bei aufeinanderfolgenden Wahlen erscheinen. Hier werden die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell durch vier Einflussfaktoren – Geschlecht, Altersgruppen, Bildungsgrad, Migrationshintergrund – dahingehend weiter betrachtet (Veen/Gluchowski 1988; Falter/Schumann 1987; Neu 2004), aufgrund welcher Einflussfaktoren die Stamm- und Wechselwähler regelmäßig auftreten. Zur Analyse müssen alle Schätzwerte zuerst mit einem natürlichen Logarithmus umgewandelt werden, denn die Werte aus Kings EI-Modell zwischen beiden Parteien sind eine zwischen null und eins liegende kontinuierliche Variablen. Dafür ist die multivariate Regression in diesem Falle geeignet (Aitchison 1986:158-160; Backhaus et al. 2013). Zusätzlich zur Umwandlung des Logarithmus muss noch bei der Regressionsanalyse eine Beschränkung berücksichtigt werden, dass die Schätzwerte für alle Parteien in einer Beobachtungseinheit insgesamt nicht den Umfang von eins überschreiten dürfen, ansonsten kann der Bias nicht ausgeschlossen werden. Der in den Logarithmus umgewandelte Anteil soll als eine abhängige Variable gesetzt werden, die zugleich als multivariate Normalverteilung erachtet wird, und die unabhängigen Variablen sind demografische Hintergründe (Aitchison 1983, 1986:158-160; Tsagris et al. 2011). Mit dieser Methode können alle notwendigen abhängigen und unabhängigen Variablen gleichzeitig berechnet werden und damit ist der Zusammenhang zwischen abhängigen und unabhängigen Variablen deutlicher erkennbar. Nach den multivariaten Analysen wird ein Überblick über demografische Hintergründe des Wechselwählers in den Tabellen erstellt, wobei dargestellt wird, vor welchen sozialen Hintergründen die Wähler mit höherer Wahrscheinlichkeit ihre politischen Bindungen verändern und sich als Wechselwähler verhalten.

Kapitel 6

Im Schlusskapitel wird der Kern der Schlussfolgerungen aus den vorangegangenen

Kapiteln auf die eingangs erwähnten bzw. gewählten Forschungsfälle zusammenfassend erörtert. Zunächst wird die jeweilige theoretische Basis aus Kings EI-Modell mit dem bayesianischen Modell verglichen. Die beiden Ansätze kommen teils zu gleichen und teils zu unterschiedlichen Ergebnissen, da sich ihre theoretischen Grundlagen und die damit einhergehenden Annahmen auf zwei Dimensionen erstrecken, obwohl beide für die ökologische Inferenz entwickelt wurden. Die beiden Methoden haben bei der Anwendung ihre eigenen Maximalgrenzen (King 1997; King et al. 1999; Rosen et al. 2001). Die Schätzungen sollen nicht über die Grenzen hinausgehen, da dies sehr wahrscheinlich die Entstehung des Aggregationsbias bewirkt. Die deutlich erkennbaren Schätzwerte beider Methoden ziehen nach sich, dass sich die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ in manchen Fallbeispielen inakzeptabel gegenüberstellen und dass für Analysen über die soziale Hintergründe aufgrund der Grenze des hierarchischen bayesianischen Modells lediglich die Ergebnisse des King'schen EI-Modells anwendbar sind. Trotz der fundamentalen Beschränkung sind beide Methoden für Analysen der Stabilität der Stimmenabgabe und der Wählerströme noch notwendig, da die Veränderung des Wahlverhaltens durch beide Methoden mit Aggregatdaten simuliert werden kann, auch wenn keine Individualdaten vorliegen oder sie nicht zugänglich sind (Cleave et al. 1995; Gschwend 2006). Schließlich stellt die ökologische Inferenz die zukünftigen Perspektiven dar, in der die Entwicklung eines neuen Ansatzes und eine Verbesserung der jetzigen Modelle sowie eine Modifikation mithilfe der Individualdaten beständig andauern und alle Methoden auf der Individual- und Aggregatebene sich einander umfassend ergänzen könnten. Je mehr die Methoden für die ökologische Inferenz vervollständigt werden, desto mehr wird die Beweiskraft hinsichtlich des individuellen Wahlverhaltens verstärkt (Thomsen et al. 1991; Stoker 1993; Cleave et al. 1995; Gelman et al. 2001; Lancaster et al. 2006).

Kapitel 3: Fallstudien über regionale und nationale Wahlen in Nord-rhein-Westfalen von 2005 bis 2013 mittels Gary Kings ökologischer Inferenz

Nach der mathematischen Ableitung wird Kings EI-Modell für die ökologische Inferenz in weiteren Fällen zur Überprüfung der Forschungshypothesen (H5 und H6) eingesetzt, indem alle Fälle im Rahmen der 2x2-Tabellen analysiert werden (King 1997; Gschwend 2003, 2006). Die Variablen sind so weit eingerichtet, dass die vorangegangenen Bundestags- oder Landtagswahlen als unabhängige Variablen, die nachfolgenden Bundestags- oder Landtagswahlen als abhängige Variablen (β_i^B, β_i^W) und die Höhe der Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden als eine notwendige Kovariable (Z_i) gesetzt werden. Die durch Kings EI-Modell eingeschätzten Ergebnisse aus gewählten Fällen sind in Kapitel 3 im Vergleich erläutert. Die gewählten Fälle umfassen Landtagswahlen und Bundestagswahlen von 2005 bis 2013, wobei die Wahlen in 2005 und 2009 zugleich auf der Bundeswahlebene, die Wahlen in 2009 und 2010 gesondert auf Bundes- und Landeswahlebenen, die Wahlen in 2010 und 2012 gleichermaßen auf der Landeswahlebene und die Wahlen in 2012 und 2013 gesondert auf Landes- und Bundeswahlebenen stattfanden.

In allen Fällen liegt nur die Bundestagswahl 2009 in zeitlicher Nähe - innerhalb von einem Jahr zur Landtagswahl NRW 2010. In den übrigen Fällen bleiben alle Wahlen dagegen zeitlich weit entfernt. Alle gewählten Fälle beziehen sich entsprechend der „Second-Order-Election-Theorie“ auf den elektoralen Wahlzyklus, der im nationalen Bezugssystem einen relevanten Einfluss auf den Wahlkampf habe, da die Beteiligungsraten und Stimmenanteile für die Regierungsparteien abhängig von der zeitlichen Nähe bzw. Distanz zwischen aufeinanderfolgenden Neben- und Hauptwahlen abgewandert seien (Dinkel 1977; Sturm 1999; Wüst/Tausendpfund 2009). Die Hauptthesen der „Second-Order-Election-Theorie“ sind in Bestätigungs- und Testwahleffekt unterteilt. Erstens verlören Regierungsparteien auf Grund des Bestätigungseffekts

(des Honeymoons der Bundesregierung) bei nationalen Hauptwahlen, die zeitlich den regionalen Nebenwahlen nahestehen bzw. bei regionalen Nebenwahlen, die sich zeitlich den nationalen Hauptwahlen nähern, die wenigsten Wahlstimmen (Schmitt 1996; Wüst/Tausendpfund 2009). Zweitens bewirke ein nationaler oder regionaler Testwahleffekt (Mid-Term-Effekt bei Zwischenwahlen) kurz vor den nationalen Haupt- oder regionalen Nebenwahlen, die zeitlich entfernt von vorrangegangenen nationalen Haupt- oder regionalen Nebenwahlen sind, eine Erhöhung der Wahlbeteiligung, damit durch regionale oder nationale Wahlergebnisse die regionale oder nationalen Kräfteverhältnisse kompensiert werden (Dinkel 1977; Decker 2006; Schubert 2011). Viele Studien sprechen mithin dafür, dass sich in Deutschland die parteipolitischen Kräfteverhältnisse im Wahlergebnis zwischen Landtags- und Bundesebene im Vergleich deutlich widerspiegeln könnten (Schmitt 1996; Schubert 2011). Vor diesem Hintergrund werden die Schätzergebnisse unter den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ zur Überprüfung der Forschungshypothesen (H1 bis H4) analysiert, um den Einfluss des Wahlzyklus und der Wahlebene auf das Wahlverhalten und die Veränderung der Wahlentscheidung zu ermitteln.

1. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei Wahlen zwischen der Bundestagswahl 2005 und der Bundestagswahl 2009

Im ersten Falle kann man zunächst anhand der folgenden Tabelle 3.1 den Wahlstimmenanteil für jede Partei bei beiden Bundestagswahlen feststellen, dass der Anteil der Zweitstimmen der SPD und der CDU bei der Bundestagswahl in 2009 um 11,5% bzw. 1,3% gesunken sind, und dass die übrigen Parteien – die FDP, die Grünen, die Linke und die Piraten um 1,7% bis 4,9% der Zweitstimmen hinzugewannen. Mithilfe dieser tatsächlichen Wahlergebnisse lassen sich die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ dahingehend analysieren, ob bzw. in welchem Maße sich der Erst- und Zweitstimmenanteil jeder Partei in langen Zeitreihen bei beiden

Bundestagswahlen veränderte.

Tabelle 3.1: Die Wahlergebnisse der Bundestagswahlen 2005 und 2009

Parteien	Bundestagswahl am 18.09.2005				Bundestagswahl am 27.09.2009				Differenz des Zweitstimmen
	Erststimmen		Zweitstimmen		Erststimmen		Zweitstimmen		
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	
SPD	4.658.692	45,5	4.096.112	40	3.286.593	35,1	2.678.956	28,5	-11,5
CDU	4.161.570	40,7	3.524.351	34,4	3.706.284	39,6	3.111.478	33,1	-1,3
FDP	422.724	4,1	1.024.924	10	832.146	8,9	1.394.554	14,9	4,9
Grüne	433.372	4,2	782.551	7,6	728.745	7,8	945.831	10,1	2,5
Die Linke	425.709	4,2	529.967	5,2	669.045	7,1	789.814	8,4	3,2
Piraten	—	—	—	—	—	—	158.585	1,7	1,7

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die verschiedenen Zusammenhänge zwischen beiden nationalen Hauptwahlen können zwar mit der „Second-Order-Election-Theorie“ beschrieben werden, aber die sog. „Behalterate“ (Detterbeck 2006) jeder Partei in Tabelle 3.1 gibt eigentlich keinen Aufschluss über den Stabilitäts- und Wechselgrad der Wähler. Das heißt, dass es nicht erklärbar wird, wie viele Wähler der vergangenen Bundestagswahl wieder für dieselben oder andere Parteien bei der aktuellen Bundestagswahl stimmten. Aus diesem Grund müssen diese gewählten Fallbeispiele durch Kings EI-Modell bei weiteren quantitativen Analysen geschätzt werden, um die Hypothesen H5 und H6 zu überprüfen.

Im Rahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ seien das Wahlverhalten bzw. die Wahlentscheidungen von der Einstufung der Wahlebene geprägt, wobei die Wähler oft bei den als unwichtiger eingestuften Nebenwahlen die Politik der Bundesregierung bewerten würden (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006; Schubert 2011). Aber die Bundespolitik wird länger durchgesetzt und wirkt sich langfristig auf alle nachfolgenden Wahlen aus, d.h., dass die positive oder negative Bewertung der Bundespolitik nicht nur die bevorstehenden regionalen Wahlen, sondern auch zukünftige nationale Wahlen beeinflusst (Schmitt 1996; Schubert 2011). In diesem Fallbeispiel sind daher die Wählerströme zwischen Parteien unter Einfluss der negativ oder positiv bewerteten Bundespolitik bei beiden aufeinanderfolgenden Bundestagswahlen eingetreten (Schoen 2003, 2005). Um die möglichen Wählerströme zwischen Parteien auf

denselben Bundeswahlebenen und das veränderte Wahlverhalten zu erklären, werden die aus Kings EI-Modell resultierenden Schätzwerte unter der „Second-Order-Election-Theorie“ analysiert. Alle Analyseergebnisse sind in allen folgenden RxC-Tabellen rekonstruiert worden. In den folgenden Fallbeispielen 1.1 bis 1.4 werden die Hypothesen H1 und H3 überprüft.

1.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009

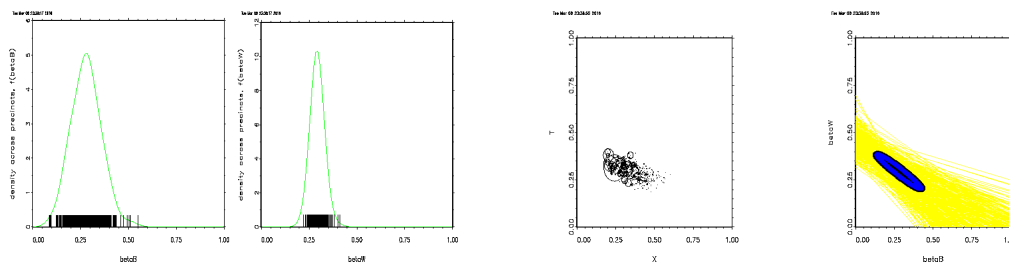
Tabelle: 3.2 Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modells im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“

		Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)					
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Erststimmen)	SPD	0,6882 (0,0016)	0,0182 (0,0019)	0,0163 (0,0014)	0,0107 (0,0013)	0,1242 (0,0012)	0,3382 (0,0054)
	CDU	0,008 (0,0007)	0,8321 (0,0079)	0,1297 (0,0029)	0,1655 (0,0016)	0,0057 (0,0004)	0,3024 (0,0043)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,5802 (0,0248)	0,0459 (0,0054)	0,0342 (0,0050)	0,9414 (0,0065)	0,0547 (0,0067)	0,0068 (0,0007)
	FDP	0,0182 (0,0013)	0,5121 (0,0249)	0,0719 (0,0077)	0,9577 (0,0070)	0,0821 (0,0086)	0,0177 (0,0013)
	Die Linke	0,9784 (0,0165)	0,02 (0,0093)	0,0369 (0,0040)	0,9391 (0,0046)	0,8533 (0,0113)	0,9888 (0,0011)
	Kleinparteien	0,0241 (0,0256)	0,7366 (0,0257)	0,0169 (0,0017)	0,2233 (0,0019)	0,1684 (0,0038)	0,2635 (0,0098)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In der Tabelle 3.2 wird das Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei Bundestagswahl 2009“ dargestellt. Die Zellenwerte werden als Übergangswahrscheinlichkeiten verstanden, wobei zwar die Schätzwerte zum Teil aufgrund der Überschätzung ausscheiden sollen, jedoch haben noch zum Teil wie z.B. β_i^{CR} nur kleine Abweichungen und befinden sich im akzeptablen Bereich (King 1997). Als Beispiel zeigt die folgende Abbildung 3.1 die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und den Tomografieplot von β_i^{CR} .

Abbildung 3.1: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm, der Tomografieplot von β_i^{CR}



Die Abbildung 3.1 zeigt nacheinander von rechts bis links die Dichteschätzungen, das

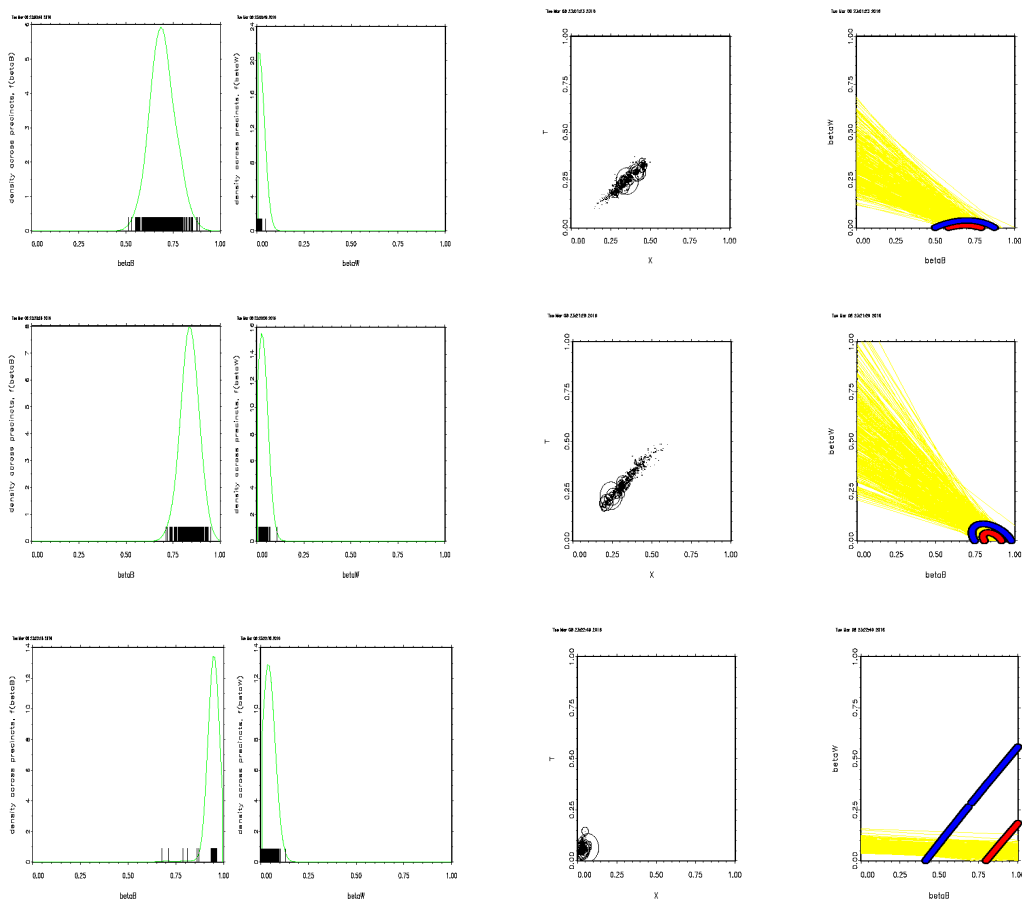
Streudiagramm und den Tomografieplot vom Parameter β_i^{CR} . Zunächst legt die Dichtschätzung die mittels des King'schen EI-Modells geschätzten Verteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W dar,³⁴ welche im Falle der „Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“ zwar eine unterschiedliche Größenordnung, aber eine ähnlich regelmäßige Normalverteilung zu haben scheinen. Die verstreuten Werte für β_i^B prägten sich jedoch deutlich in der Normalverteilung aus, bei β_i^W konzentrierten sich die Schätzwerte praktisch alle auf einen engen Bereich. Die simulierten Parameterschätzer für β_i^B streuen zwischen 0,07 und 0,55, die Werte für β_i^W streuen zwischen 0,23 und 0,42 (King 1997; Klima 2011). Trotzdem überlagern sich die Parameter β_i^B und β_i^W in einem begrenzten Bereich und sie weichen voneinander nicht besonders ab. Somit sind die Schätzergebnisse noch plausibel.

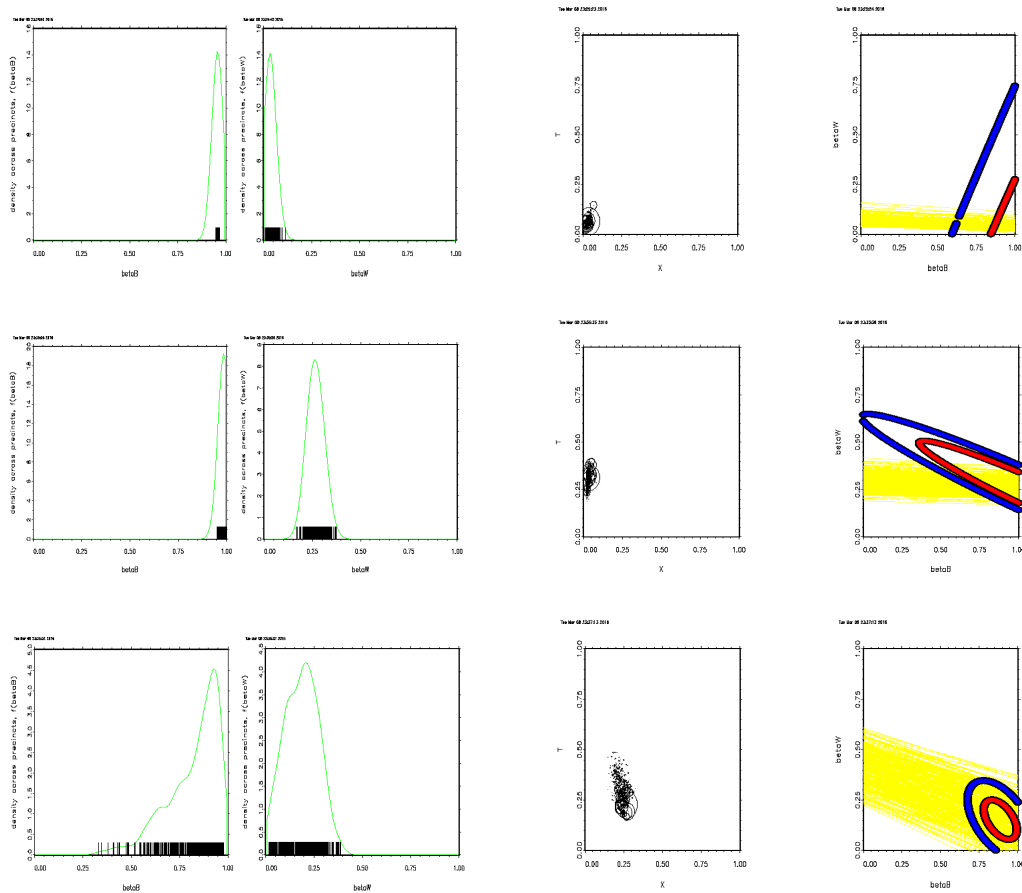
Bei dem Streudiagramm und dem Tomografieplot (mit geschätzten Erwartungswerten und 80%-Konfidenzintervallen) geht es um die Verletzung der Verteilungsannahme (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231), d.h., ob bei β_i^{CR} die Verteilungsannahme erfüllt wurde oder nicht. In diesem Falle wird der Tomografieplot für den Zusammenhang zwischen den Wählerschaften der CDU und der Kleinparteien bei der Bundestagswahl 2009 und bei der Landtagswahl NRW 2010 (β_i^{CR}) in einer Gemeinde dargestellt. Jede Tomografielinie ist als ein möglicher Parameterbereich einer Gemeinde zu begreifen. Die Schätzwerte, die mit blauem und rotem Ring bei der Tomografie gekennzeichnet sind, befinden sich in einem bestimmten kleinen Bereich und in ähnlichen Positionen in der Tomografie; sie entsprechen fast den Positionen der Beobachtungen bei den Streudiagrammen im linken Sektor im Einheitsquadrat. Die

³⁴ Die Kapitel 2 dargestellten Parameter β_i^1 und β_i^2 wurden entsprechend den Bezeichnungen in der Software „EzI“ durch β_i^B und β_i^W ersetzt, damit die aus „EzI“ erzeugten Schätzergebnisse in den Dichteschätzungen, den Streudiagrammen und den Tomografieplots in den Benennungen übereinstimmen.

Schätzwerte bei der Tomografie stimmen mit den Schätzwerten des Streudiagramms überein, damit wurde bei β_i^{CR} die Verteilungsannahme erfüllt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Da sich der Aggregationsbias im Schätzverfahren ereignete, wurden die Übergangswahrscheinlichkeit $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GF}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LF}, \beta_i^{LL}, \beta_i^{LR}, \beta_i^{RC}$ in der Tabelle 3.2 mindesten über 0.6 geschätzt. Die Überschätzung der Zellenwerte verursachte, dass die addierte Randwahrscheinlichkeit aller Zeilen nicht eins ergibt (Gschwend 2006; Anselin/Cho 2002a:294-295). In der folgenden Abbildung 3.2 werden die in jeder Zeile am extremsten überschätzten $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GF}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LR}, \beta_i^{RC}$ als Beispiel angeführt und dargelegt, inwieweit diese von den Beobachtungen abweichen.

Abbildung 3.2: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GF}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LR}, \beta_i^{RC}$





Bei den obenstehenden Dichtschätzungen verteilen sich alle β_i^B und β_i^W zwar regelmäßig, aber sie befinden sich meistens auf zwei extremen Seiten, nur die Verteilung bei β_i^B für die Schätzwerte β_i^{SS} liegt in der Nähe der Mitte. Verteilungen bei β_i^B und bei β_i^W überlagern sich nicht. Die Werte für β_i^B und für β_i^W sind teils breit verstreut und teils auf einen engen Bereich konzentriert. Außerdem befinden sich alle Schätzwerte bei Tomografien und alle Beobachtungen bei den Streudiagrammen nicht in denselben Sektoren der Einheitsquadrate. Daher wurden diese Schätzergebnisse durch das Aggregationsbias beeinflusst und die Verteilungsannahme wurde hier nicht erfüllt (King 1997:161-164; Anselin 2002b; Gschwend 2006: 231).

Da die Übergangswahrscheinlichkeit zwischen 0 und 1 liegt, darf sie nicht über eins hinausgehen. Bei den meisten Zeilen in der vorliegenden Tabelle 3.2 sind die Schätzwerte aber zum Teil offensichtlich von eins entfernt, sodass die ganze Übergangs-

wahrscheinlichkeitsmatrix entsprechend der Realität angepasst werden muss. Um die Randwahrscheinlichkeit der obigen Wählerstromtabelle an eins anzupassen, sollte in diesem Falle ein sog. iteratives Verfahren mittels eines Algorithmus verwendet werden (Ambühl 2003). Die Durchführung dieses Verfahrens beruht auf der Methode, die ursprünglich durch das EI-Modell geschätzten Zellenwerte zeilen- und spaltenweise mittels der Multiplikation mit einem passenden Faktor wechselweise an eins anzupassen, bis die abweichende Zeilenwahrscheinlichkeit nahe genug an eins liegt (Deming 1943; Deville et al. 1993; Ambühl 2003). Die Voraussetzung für die Anpassung wurde in diesem Falle nach 50 Iterationsschritten des Algorithmus erfüllt (Ambühl 2003). Aus den neuen Werten wurde Tabelle 3.3 erzeugt:

Tabelle 3.3: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“

		Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)					
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Erststimmen)	SPD	0,571465662	0,009745865	0,009695347	0,008256358	0,126477446	0,274359323
	CDU	0,007314542	0,490621068	0,084944914	0,140612654	0,006391282	0,270115541
	Grüne	0,366562914	0,018700664	0,01547737	0,552680655	0,042381287	0,00419711
	FDP	0,012927484	0,234569178	0,036582366	0,632122709	0,071515769	0,012282494
	Die Linke	0,25068963	0,003304635	0,006772462	0,223594459	0,268125235	0,24751358
	Kleinparteien	0,020377763	0,40164717	0,010235909	0,175451649	0,174621441	0,217666067

Im Rahmen des Modells „Erststimmen (2005) – Erststimmen (2009)“ erläutert Tabelle 3.3 die Bewegung von Wählern zwischen zwei Bundestagswahlen für Erststimmen. Dabei wird der Stabilitätsgrad bzw. Wechselgrad jeder Partei dargelegt. In der ersten Zeile wählten 57,15% ehemaliger SPD-Wähler mit ihren Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und bei der Bundestagswahl 2009 wieder die SPD ($\beta_i^{SS}=0,5715$), 12,65% die Linkspartei ($\beta_i^{SL}=0,1265$) und 27,44% die Kleinparteien oder sie gingen nicht wählen ($\beta_i^{SR}=0,2744$). Die übrigen Parteien haben nur weniger als 1% ($\beta_i^{SC}=0,0098$, $\beta_i^{SG}=0,0097$ und $\beta_i^{SF}=0,0083$) erhalten. In der zweiten Zeile stimmten 49,06% ehemaliger CDU-Wähler wieder für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,4906$), aber 14,06% für die FDP ($\beta_i^{CF}=0,1406$), 27,01% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,2701$) und jeweils weniger als 9% für die sonstigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0073$, $\beta_i^{CG}=0,0849$, $\beta_i^{CL}=0,0064$). Die

SPD- und CDU-Wähler sind meistens als Stammwähler aufgetaucht und besaßen eine höhere Parteiloyalität, wobei der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe bei der SPD um 8,1% höher als bei der CDU war. Auffällig ist, dass sich die Wähler einer Großvolkspartei lediglich zu weniger als 1% für die Kandidaten einer anderen Großvolkspartei oder der mittleren Parteien entschieden. Lediglich die Linkspartei und die Kleinparteien erhielten mehr als 12% bzw. 27% der Erststimmen. So traten die Wählerströme ganz wenig zwischen den zwei Großvolksparteien und dagegen mit einer großen Wahrscheinlichkeit zwischen beiden Großvolksparteien und den Kleinparteien (inkl. der Nichtwähler) ein.

In allen weiteren Zeilen gaben lediglich 1.55% ehemaliger Grünen-Wähler ihre Erststimmen in 2009 ebenfalls den Grünen ($\beta_i^{GG}=0,0155$), aber 55,27% der FDP ($\beta_i^{GF}=0,5527$), 36,66% der SPD ($\beta_i^{GS}=0,3666$) und jeweils unter 2% den übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0187$, $\beta_i^{GL}=0,0547$, $\beta_i^{GR}=0,0042$). 63,21% ehemaliger FDP-Wähler votierten nochmals für die FDP ($\beta_i^{FF}=0,6321$), aber 23,46% für die CDU ($\beta_i^{FC}=0,2346$) und jeweils unter 8% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{FL}=0,0715$, $\beta_i^{FG}=0,0366$, $\beta_i^{FS}=0,0129$ und $\beta_i^{FR}=0,0122$); 26,81% ehemaliger Linke-Wähler stimmten wieder für die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,2681$), aber 25,07% für die SPD ($\beta_i^{LS}=0,2507$), 24,75% für die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,2475$), 22,36% FDP ($\beta_i^{LF}=0,2236$) und jeweils unter 1% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0033$ und $\beta_i^{LG}=0,0068$). Die Wählerschaft der mittleren Parteien verhielt sich nach ihrer Parteiidentifikation teils ganz loyal und teils unbeständig gegenüber der ursprünglich gewählten Partei, wobei mehr als 60% bzw. 26% ehemaliger FDP- und Linke-Wähler wieder die FDP und die Linkspartei unterstützten. Dennoch veränderten diese Wähler ihr Wahlverhalten meistens zugunsten beider Großvolksparteien, so zogen z.B. über 36% bzw. 25% der Grünen- und Linke-Wähler die SPD vor; über 23% bzw. 40% der Wähler der FDP

und der Kleinparteien präferierten die CDU. Eine Ausnahme bildete die FDP, die über 22% der Erststimmen der Linkspartei bekam. Die unidirektionalen Wählerströme sind zwischen mittleren Parteien und zwei Großvolksparteien sowie den Kleinparteien deutlich erkennbar. Schließlich entschieden sich 21,77% der Wahlberechtigten, die in 2005 die Kleinparteien wählten oder nicht wählen gingen, in 2010 wieder für die Kleinparteien oder sind nicht wählen gegangen ($\beta_i^{RR}=0,2177$). Trotzdem gaben 40,16% ihre Erststimmen der CDU ($\beta_i^{RC}=0,4016$), jeweils ca. 17% der FDP und der Linkspartei ($\beta_i^{RF}=0,1755$, $\beta_i^{RL}=0,1746$) und unter 3% den übrigen Parteien ($\beta_i^{RS}=0,0204$, $\beta_i^{RG}=0,0102$). In der Annahme, dass diese Wähler als eine Gesamtpartei betrachtet werden, zeigten sie in 2009 eine unbeständige Parteiloyalität und einen niedrigeren Stabilitätsgrad, da sie ihre Wahlentscheidungen in 2009 meistens für die Kandidaten der CDU und teilweise für die FDP und die Linkspartei veränderten. Sowohl zwischen dieser zusätzlichen Gesamtpartei und der CDU als auch zwischen dieser und der FDP sowie der Linkspartei entstanden unidirektionale Wählerströme. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien (außer der FDP) und der Kleinparteien haltbar sind.

Laut den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ können die Schätzergebnisse des King'schen EI-Modells unter Berücksichtigung, dass die Bundestagswahl 2009 in einer großen zeitlichen Entfernung zur Bundestagswahl 2005 lag, weiter zur Überprüfung der im Kapitel eins beschriebenen Forschungshypothesen eingesetzt werden. Zunächst erwarb die SPD als die größte Oppositionspartei erfolgreich über 57% der Erststimmen ehemaliger SPD-Wähler und über 36% bzw. 25% von Grünen-Wählern und Linke-Wählern, sodass die SPD bei der Bundestagswahl 2009 vom

großen Oppositionsbonus profitierte. Als größte Regierungspartei erhielt die CDU ebenfalls 49% der Erststimmen von ehemaligen CDU-Wählern und über 23% bzw. 40% von ehemaligen Wählern der FDP und der Kleinparteien (inkl. der Nichtwähler), sodass die CDU zwar einen relativ niedrigen Erststimmenanteil von ehemaligen CDU-Wählern erhielt, jedoch von über 40% ehemaliger Wähler der Kleinparteien (inkl. der Nichtwähler) unterstützt wurde. Damit entfaltete sich bei der CDU kein „Mid-Term-Effekt“ und Amtsmalus der Bundesregierung (Dinkel 1977, 1989; Decker 2006). Da bei der SPD und der CDU kein deutlich verändertes Wahlverhalten zu erkennen ist, hatte die Vorrangigkeit der Bundestagswahl keinen Einfluss auf die Wahlentscheidungen der Wähler der zwei Großvolksparteien. Bei mittleren Parteien und den Kleinparteien sieht man das veränderte Wahlverhalten. Die FDP-Wähler besaßen die höchste Parteiloyalität (63%).

Bei Wählern der Linkspartei und der Kleinparteien blieb die Parteiloyalität noch relativ hoch (27% und 21%), aber die Grünen erhielten nur 2% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler. Eine politische Tendenz, dass die Wähler der mittleren Parteien und Kleinparteien tendenziell bei einer nationalen Wahl beiden Großvolksparteien den Vorzug geben, ist in diesem Fall nicht festzustellen, da die Wähler der mittleren Parteien und Kleinparteien sowohl nach ihrer Zuordnung des Parteienspektrums und Erwägung der Bundespolitik zu einer von beiden Großvolksparteien als auch ohne bestimmte Parteiidentifikation zu mittleren Parteien und Kleinparteien abwanderten. Zum Beispiel bekam die FDP 55% der Erststimmen von den Grünen, 14% bis 22% von der CDU, Kleinparteien sowie der Linkspartei; die Linkspartei erhielt 13% bis 17% der Erststimmen der SPD und den Kleinparteien; die Grünen wurden von nur weniger als 9% der Wähler anderer Parteien unterstützt. Auffällig sind die Kleinparteien, die 22% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie jeweils 25% bis

27% von ehemaligen Wählern der Linkspartei, der CDU und der SPD absorbierte. Abgesehen von den Grünen profitierten alle Parteien voneinander bei der nationalen Zwischenwahl. Aus den obigen Resultaten lässt sich feststellen, dass sich die Vorrangigkeit der nationalen Wahl auf diese Wähler weniger auswirkte und der Wahlzyklus nur eine geringe Relevanz besaß (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006), da die Regierungsparteien CDU und FDP ohne den Einfluss des Amtsmalus zunehmend Zuwanderer aus unterschiedlichen Parteien hinzugewannen, und die Oppositionsparteien außer den Grünen ebenfalls vom Oppositionsbonus profitierten. Die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ (die Hypothesen H1 und H3) sind grundsätzlich nur mit dem Wahlverhalten der Oppositionsparteien außer den Grünen vereinbar.

1.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009

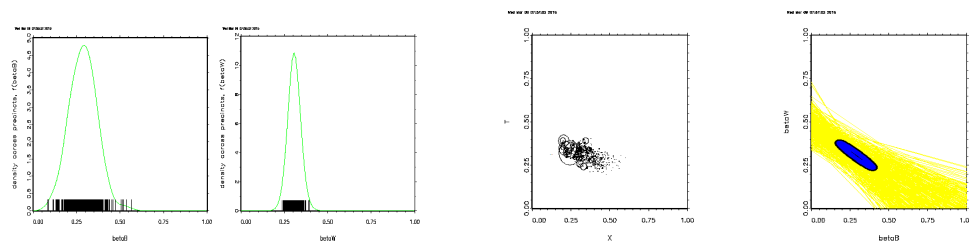
Tabelle 3.4: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modells im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“

		Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Erststimmen)	SPD	0,5135 (0,0037)	0,0111 (0,0023)	0,1658 (0,0019)	0,0069 (0,0008)	0,0047 (0,0005)	0,011 (0,0014)	0,3488 (0,0053)
	CDU	0,0064 (0,0014)	0,6603 (0,0057)	0,007 (0,0005)	0,2959 (0,0020)	0,0182 (0,0009)	0,0113 (0,0022)	0,3157 (0,0030)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,4549 (0,0825)	0,0262 (0,0043)	0,0266 (0,0039)	0,0942 (0,0223)	0,0319 (0,0036)	0,9346 (0,0068)	0,0156 (0,0018)
	FDP	0,007 (0,0006)	0,1422 (0,0146)	0,9259 (0,0065)	0,9827 (0,0059)	0,2207 (0,0062)	0,901 (0,0078)	0,0144 (0,0013)
	Die Linke	0,9941 (0,0006)	0,0243 (0,0027)	0,9416 (0,0064)	0,0069 (0,0008)	0,061 (0,0064)	0,9179 (0,0087)	0,9895 (0,0009)
	Kleinparteien	0,3585 (0,0455)	0,643 (0,0383)	0,1049 (0,0132)	0,3821 (0,0035)	0,0412 (0,0005)	0,1718 (0,0021)	0,1843 (0,0086)

Quelle: Landesdatenbank NRW

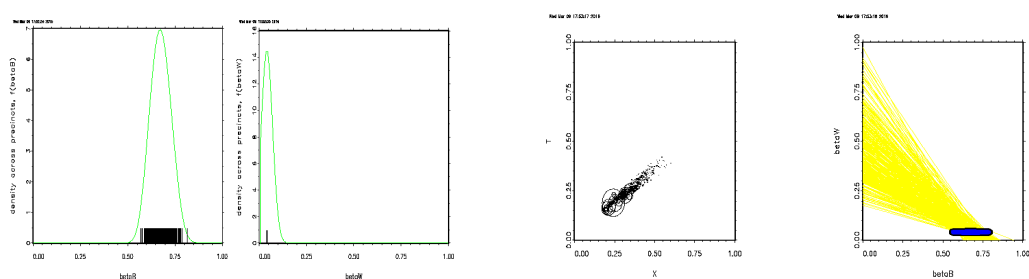
Die Tabelle 3.4 zeigt das Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“. Bei den Zellenwerten sind die Schätzwerte zum Teil wegen der Überschätzung nicht akzeptabel, doch zum Teil bleiben z.B. β_i^{CR} noch im akzeptablen Bereich (King 1997). Als Beispiel sind die Schätzergebnisse von β_i^{CR} in der folgenden Abbildung 3.3 bei Dichteschätzungen, dem Streudiagramm und dem Tomografieplot dargestellt.

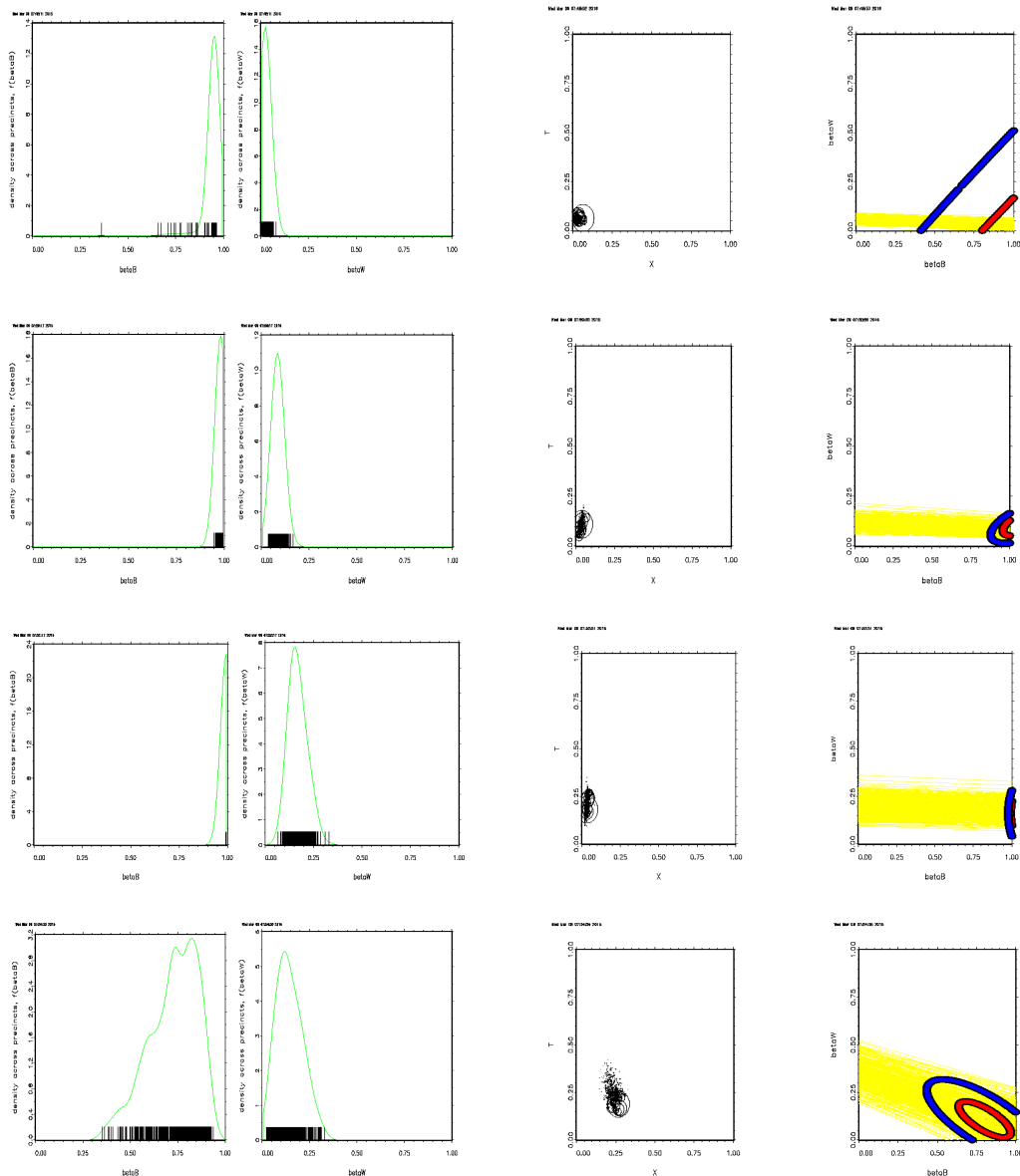
Abbildung 3.3: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}



In der Abbildung 3.3 sieht man zunächst die Dichteschätzungen, bei denen sich die globalen Parameter β_i^B und β_i^W regelmäßig links verteilen. Beide Verteilungen überlagern sich teilweise. Die Werte für β_i^B wurden zwischen dem breiten Bereich von 0,07 bis 0,57 berechnet, aber die Werte für β_i^W wurden in einem engen Bereich zwischen 0,28 und 0,38 begrenzt (King 1997; Klima 2011). Im Vergleich zum Tomografieplot und zum Streudiagramm erkennt man, dass die Schätzwerte beim Tomografieplot und die Beobachtungen beim Streudiagramm sich in ähnlicher Lage im linken Sektor des Einheitsquadrats befinden. Daher scheinen die Schätzwerte bei β_i^{CR} akzeptabel zu sein und die Verteilungsannahme wurde nicht verletzt (King 1997:161-164; Gschwend 2006). In den Zellenwerten der Tabelle 3.4 überschreiten die Übergangswahrscheinlichkeiten von $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GL}, \beta_i^{FG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{FL}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LL}, \beta_i^{LR}, \beta_i^{RC}$ 0,6%, weil der Aggregationsbias bei der Schätzung eingetreten ist. Damit ergab die Randwahrscheinlichkeit in jeder Zeile über eins, was bei weiteren Analysen zur falschen Schlussfolgerung führt. Um die Abweichung zu betrachten, werden in Abbildung 3.4 die in jeder Zeile höchsten Schätzwerte $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$ angeführt und als Beispiel gezeigt.

Abbildung 3.4: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$





Bei Dichteschätzungen haben die meisten globalen Parameter β_i^B und β_i^W für die Schätzwerte $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}$ regelmäßige Verteilungen, nur die Verteilung bei β_i^B für Schätzwerte β_i^{RC} sehen unregelmäßig aus. Alle β_i^B und β_i^W befinden sich meistens auf zwei extremen Seiten, lediglich die Verteilung bei β_i^B für die Schätzwerte β_i^{CC} steht relativ nahe zur Mitte. Zugleich überschneiden sich die Verteilungen bei β_i^B und bei β_i^W nicht. Die Werte für β_i^B und β_i^W verstreuen sich zum Teil im breiten Bereich und zum Teil versammeln sie sich auf einer Stelle (King 1997; Gschwend 2006). Des Weiteren befinden sich alle Schätzwerte bei Tomografien und alle Beobachtungen bei den Streudiagrammen gesondert in den linken, unteren und

rechten Sektoren in den Einheitsquadraten. Somit wurden diese Schätzergebnisse unter dem Einfluss des Aggregationsbias nicht akzeptiert und die Verletzung der Verteilungsannahme ist auch deutlich erkennbar (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Aus obigen Gründen mussten tatsächliche Zelleneinträge mittels des Algorithmus angepasst werden und das Anpassungskriterium wurde nach 50 Iterationsschritten des Algorithmus erfüllt (Ambühl 2003). Die erneute Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix ist in der Tabelle 3.5 dargestellt.

Tabelle 3.5: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“

		Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Erststimmen)	SPD	0,44505767	0,006917283	0,228070054	0,006572082	0,005804702	0,013151142	0,294427068
	CDU	0,005486765	0,407018703	0,009524502	0,278778536	0,022233813	0,013363178	0,263594503
	Grüne	0,230992556	0,009565773	0,021437374	0,052566731	0,023082292	0,654640344	0,007714931
	FDP	0,001654823	0,024170738	0,347396615	0,255301033	0,074346775	0,293814573	0,003315443
	Die Linke	0,205802151	0,003617119	0,309381388	0,001569809	0,017995167	0,262126028	0,199508338
	Kleinparteien	0,190447449	0,245603013	0,088444206	0,223069942	0,031188136	0,12589373	0,095353525

Im Modell „Erststimmen (2005) – Zweitstimmen (2009)“ (Tabelle 3.5) wird dargestellt, dass in der ersten Zeile zuerst die 44,51% ehemaliger SPD-Wähler mit ihren Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und 2009 wieder SPD ($\beta_i^{SS}=0,4451$) wählten, aber 22,81% die Grünen ($\beta_i^{SG}=0,2281$) und 29,44% die Kleinparteien (inkl. der Nichtwähler) ($\beta_i^{SR}=0,2944$) sowie jeweils unter 1% übrige Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0069$, $\beta_i^{SF}=0,0066$, $\beta_i^{SP}=0,0058$ und $\beta_i^{SL}=0,0132$). In der zweiten Zeile stimmten 40,7% ehemaliger CDU-Wähler in 2009 wieder für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,4070$), aber 27,88% für die FDP ($\beta_i^{CF}=0,2788$), 26,36% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,2636$) und jeweils unter 3% für übrige Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0055$, $\beta_i^{CG}=0,0095$, $\beta_i^{CP}=0,0222$, $\beta_i^{CL}=0,0134$). Mehr als 40% der SPD- und CDU-Wähler verfügten über feste Parteiloyalität, aber der Stabilitätsgrad der Stimmabgabe ist bei der SPD um 3,8% höher als bei der CDU. Interessant ist, dass 23% bzw. 28% der SPD- und CDU-Wähler ebenfalls nach ihrer Parteiidentifikation zu den Grünen und der FDP abwanderten. 26% bis 29% dieser Wähler verzichteten auf beide Großvolksparteien und gaben ihre Zweitstimmen den Klein-

parteien oder gingen nicht wählen. So sind die Wählerströme bei der Zweitstimmabgabe zwischen der SPD und den Grünen, zwischen der CDU und der FDP, sogar zwischen zwei Großvolksparteien und Kleinparteien (inkl. der Nichtwähler) eindeutig aufgetreten.

In weiteren Zeilen gaben nur 2,14% der Wähler der Grünen ihre Zweitstimmen wieder den Grünen ($\beta_i^{GG}=0,0214$) und überraschenderweise 65,46% der Linkspartei ($\beta_i^{GL}=0,6546$), 23,1% der SPD ($\beta_i^{GS}=0,2309$) und jeweils unter 6% den übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0096$, $\beta_i^{GF}=0,0526$, $\beta_i^{GP}=0,0231$, $\beta_i^{GR}=0,0077$) ab. 25,53% ehemaliger FDP-Wähler wählten nochmal die FDP ($\beta_i^{FF}=0,2553$), aber 34,74% die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,3474$), 29,38% die Linkspartei ($\beta_i^{FL}=0,2938$) und jeweils unter 8% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0017$, $\beta_i^{FC}=0,0242$, $\beta_i^{FP}=0,0743$, $\beta_i^{FR}=0,0033$); 26,21% ehemaliger Linke-Wähler votierten für die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,2321$), 30,93% für die Grünen ($\beta_i^{LG}=0,3093$), 20,58% für die SPD ($\beta_i^{LS}=0,2058$) und 19,95% für die Kleinparteien (inkl. der Nichtwähler) ($\beta_i^{LR}=0,1995$) sowie jeweils unter 2% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0036$, $\beta_i^{LF}=0,0016$, $\beta_i^{LP}=0,0180$). Die meisten Wähler der mittleren Parteien zeigten eine geringe Parteiloyalität, wobei nur ein Fünftel der Linke- und FDP-Wähler ihre ursprünglich gewählten Parteien vorzogen. Auffällig ist, dass die Grünen-Wähler vorrangig die Linkspartei und nachrangig die SPD wählten und dass sich die FDP-Wähler primär für die Grünen und zweitrangig für die Linkspartei stimmten und die Linke-Wähler votierten vorrangig für die Grünen und nachrangig für die SPD. Diese Wähler schwankten in ihrem Wahlverhalten zwischen unterschiedlichen Parteien, aber sie wählten nicht primär die zwei Großvolksparteien. Die Wählerströme traten somit meistens zwischen mittleren Parteien und weniger zwischen mittleren Parteien und den zwei Großvolksparteien.

Schließlich zeigt die letzte Zeile, dass nur 9,54% der Wahlberechtigten, die bei der

Bundestagswahl in 2005 die Kleinparteien wählten oder nicht wählen gingen, in 2009 wieder für diese Kleinparteien stimmten oder nicht wählen gingen ($\beta_i^{RR}=0,0953$). Trotzdem wählten 24,56% dieser Wähler mit ihren Erststimmen die CDU ($\beta_i^{RC}=0,2456$), aber 22,31% die FDP ($\beta_i^{RF}=0,2231$), 19,04% die SPD ($\beta_i^{RS}=0,1904$), 12,59% die Linkspartei ($\beta_i^{RL}=0,1259$) und jeweils unter 10% übrige Parteien ($\beta_i^{RG}=0,0884$, $\beta_i^{RP}=0,0312$). Wenn man alle Kleinparteien hier als eine Partei begreifen würde, könnte man sehen, dass sich ihre Wähler nicht treu zu ihrer ursprünglich gewählten Partei verhielten, wobei sowohl 19% bis 25% dieser Wähler mit ihren Zweitstimmen zu den beiden Großvolksparteien und 8% bis 23% zu mittleren Parteien deutlich abwanderten. So sind die Wählerströme zwischen den Kleinparteien und den zwei Großvolksparteien sowie mittleren Parteien deutlich. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien haltbar sind.

Unter den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ wird bei der Überprüfung der Forschungshypothesen kein verändertes Wahlverhalten der zwei Großvolksparteien gesehen. Die SPD als Regierungspartei legte 45% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler, 19% bis 23% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien zu, sodass sie bei der Bundestagswahl 2009 vom Oppositionsbonus profitierte. Dementgegen erhielt die CDU als Regierungspartei 41% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler und lediglich 24% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien, d.h. sie konnte ihren Wahlstimmenanteil nicht erfolgreich verteidigen. Die Wähler wanderten nach Erwägung der bundesweiten Politik meistens zur SPD ab, damit entfaltete sich der „Mid-Term-Effekt“ deutlich bei der CDU. So musste die CDU einen Amtsmalus erfahren (Dinkel 1977; Decker 2006; Detter-

beck 2006). Bei mittleren Parteien und den Kleinparteien ist das veränderte Wahlverhalten zu erkennen. Die Wähler der mittleren Parteien entschieden sich bei der nationalen Hauptwahl zwar ihrer Parteiidentifikation nach häufig für die beiden Großvolksparteien, aber sie wanderten ebenfalls zu den anderen Parteien ab. Beispielsweise gewannen die Grünen zwar nur 2% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler, aber sie gewannen ebenso 22% bis 35% der Zweitstimmen der SPD, der Linkspartei und der FDP hinzu; Die FDP erhielt 26% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie 22% bis 27% von Kleinparteien und der CDU. Die Piratenpartei bekam weniger als 1% von allen Parteien inkl. ihrer ehemaligen Wähler. Die Linkspartei erhielt 26% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler, 29% von der FDP und 65% von den Grünen. Unabhängig von der Piratenpartei profitierten die SPD, die Grünen und die Linkspartei somit vom Oppositionsbonus bei der Zwischenwahl von Regierungsparteien. als Ausnahme sind die FDP-Wähler, die ihre Zweitstimmen größtenteils den Grünen und der Linkspartei gaben und zu einem geringen Teil der CDU. Die FDP war zwar Regierungsmitglied, aber unter dem Einfluss des Anti-Regierungs-Effekts verlor sie mehr Zweitstimmen (Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Schließlich erhielten die Kleinparteien zwar nur 10% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler, jedoch gewannen sie 20% bis 29% von ehemaligen Wählern der Linkspartei, der CDU und der SPD hinzu. Die Kleinparteien profitierten vom großen Oppositionsbonus beider Großvolksparteien und der Linkspartei. Zum Schluss haben der Wahlzyklus und die Wahlebene in diesem Falle eine tatsächliche Auswirkung auf das Wahlverhalten. Die obigen Annahmen lassen sich teilweise feststellen, da sie nur dem Wahlverhalten der Oppositionsparteien – mit Ausnahme der Piratenpartei – entsprechen. Die Hypothesen H1 und H3 sind nicht haltbar.

1.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen der Bundestagswahl 2005 und Erststimmen der Bundestagswahl 2009

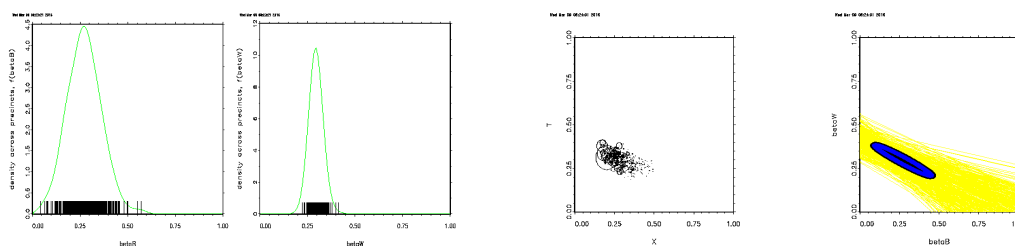
Tabelle 3.6: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“

		Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)					
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Zweitstimmen)	SPD	0,7763 (0,0027)	0,0161 (0,0015)	0,154 (0,0025)	0,0053 (0,0020)	0,1475 (0,0011)	0,3423 (0,0076)
	CDU	0,0082 (0,0007)	0,9427 (0,0055)	0,1471 (0,0038)	0,1911 (0,0033)	0,0103 (0,0007)	0,2994 (0,0048)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,9556 (0,0126)	0,0191 (0,0021)	0,133 (0,0173)	0,7637 (0,0128)	0,104 (0,0130)	0,016 (0,0014)
	FDP	0,0115 (0,0012)	0,9751 (0,0104)	0,5136 (0,0151)	0,6381 (0,0089)	0,4235 (0,0074)	0,0193 (0,0012)
	Die Linke	0,99 (0,0011)	0,0169 (0,0065)	0,0354 (0,0045)	0,8094 (0,0372)	0,8601 (0,0117)	0,976 (0,0020)
	Kleinparteien	0,0226 (0,0183)	0,7184 (0,0067)	0,1987 (0,0022)	0,1993 (0,0036)	0,1638 (0,0018)	0,2056 (0,0087)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Bei den Zellenwerten in der Tabelle 3.6 werden die Übergangswahrscheinlichkeiten des Fallbeispiels „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“ gezeigt, dabei müssen manche aufgrund ihrer Überschätzung inakzeptablen Schätzwerte ausgeschlossen werden, aber es gibt noch manche Zellenwerte wie z.B. β_i^{CR} , die noch plausibel aussehen. Als Beispiel wird β_i^{CR} in der folgenden Abbildung 3.5 bei Dichteschätzungen, dem Streudiagramm und dem Tomografieplot dargestellt.

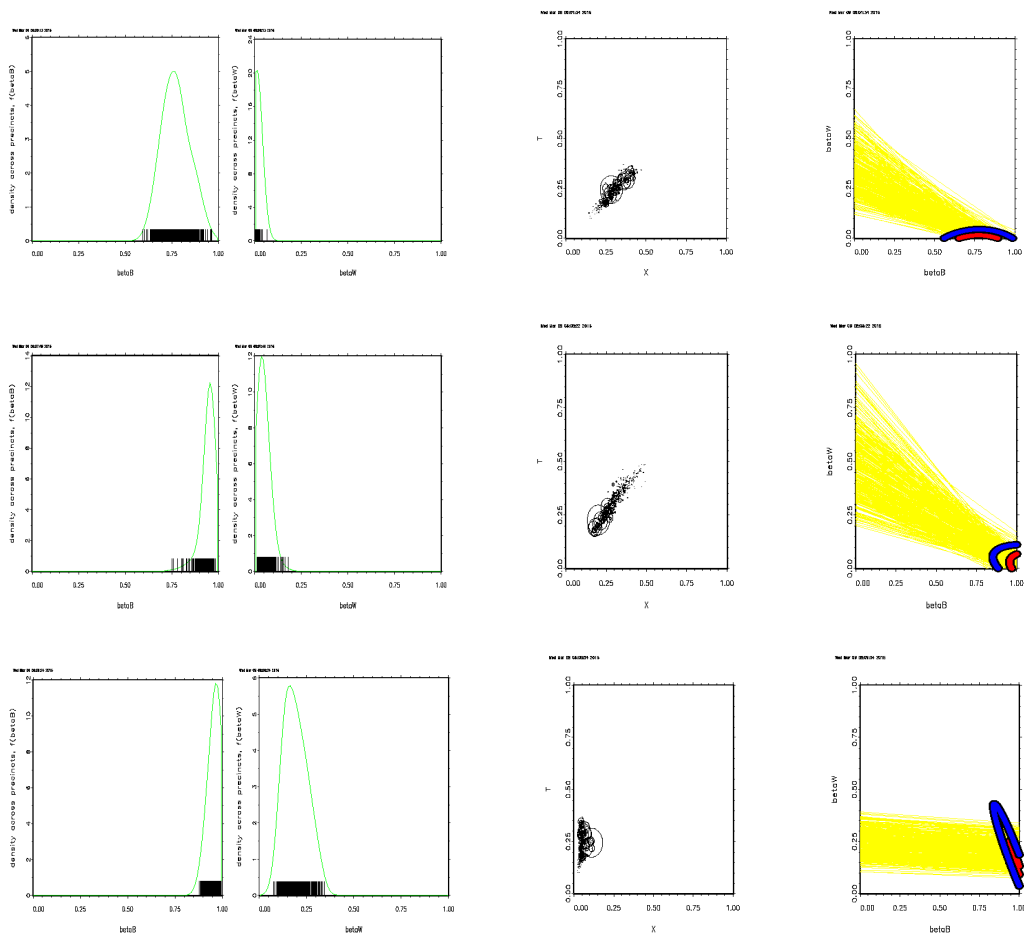
Abbildung 3.5: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}

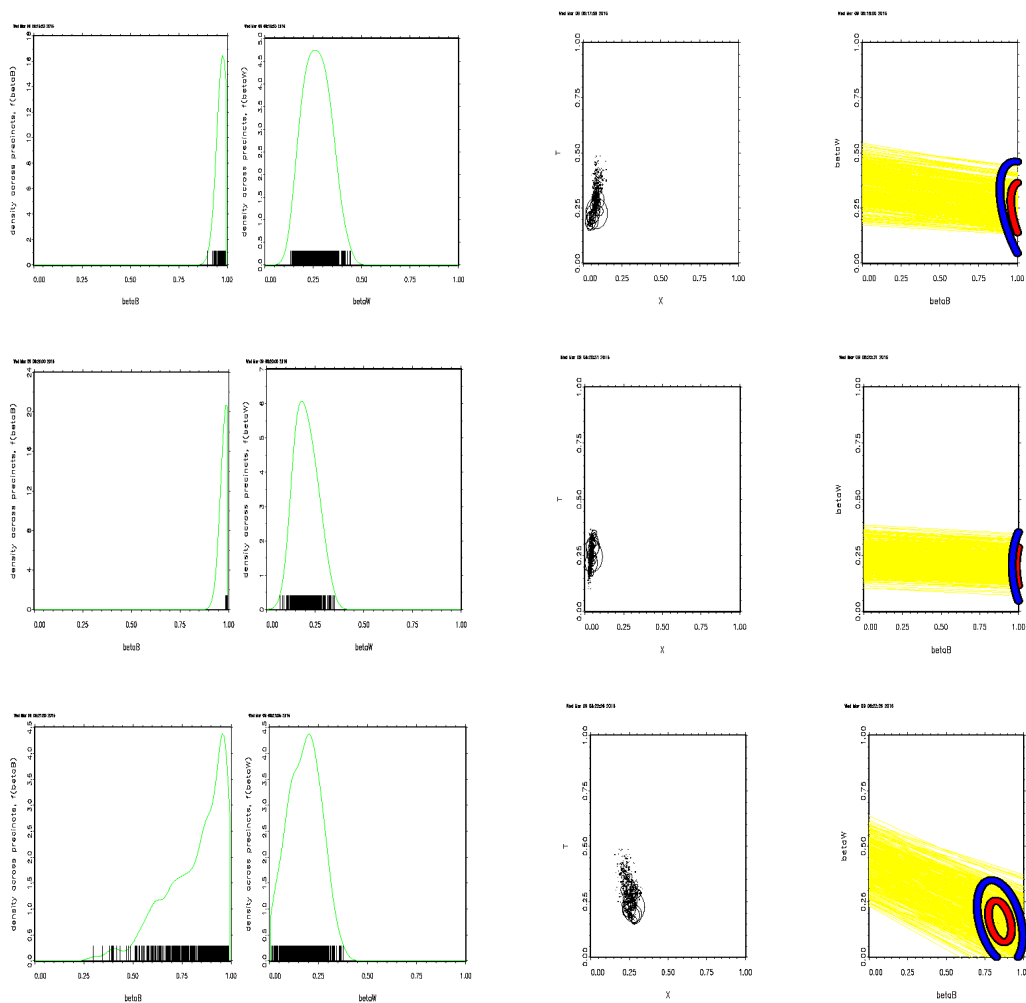


In Abbildung 3.5 verteilen sich die globalen Parameter β_i^B und β_i^W der Dichteschätzungen regelmäßig im linken Bereich. Deren Verteilungen überlagern sich teilweise, auch wenn sie nicht übereinstimmen. Die Werte für β_i^B streuen ganz breit zwischen 0,04 und 0,57, aber die Werte für β_i^W beschränken sich auf einen kurzen Bereich zwischen 0,23 und 0,42 (Klima 2011). Beim Tomografieplot und beim Streudiagramm befinden sich die Schätzwerte und die Beobachtungen fast im gleichen Bereich des linken Sektors im Einheitsquadrat. Dies hat zur Folge, dass die Schätzwerte bei β_i^{CR}

und die Verteilungsannahme akzeptabel sind (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Bei Zelleinträgen in Tabelle 3.6 wurden noch $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{GF}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LF}, \beta_i^{LL}, \beta_i^{LR}, \beta_i^{RC}$ aufgrund des Aggregationsbias über 0,6% geschätzt, wodurch die Randwahrscheinlichkeit in jeder Zeile den Wert eins überschreitet. Um die abweichenden Zellenwerte zu beobachten, werden in Abbildung 3.6 die in jeder Zeile höchsten Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$ ausgewählt und als Beispiel erläutert.

Abbildung 3.6: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$





Bei den obigen Dichteschätzungen haben die meisten globalen Parameter β_i^B und β_i^W für die Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$ regelmäßige Verteilungen und nur die Verteilung bei β_i^B für die Schätzwerte β_i^{RC} sieht steil aus. Die meisten globalen Parameter β_i^B und β_i^W befinden sich in zwei Polen und überlagern sich nicht. Die Werte für β_i^B und für β_i^W sind teils im breiten Umfang und teils nur in einem kleinen Bereich versammelt. Alle Schätzwerte und Beobachtungen befinden sich auf den Tomografien und auf den Streudiagrammen in unterschiedlichen Sektoren in den Einheitsquadraten, sodass diese Schätzergebnisse aufgrund des Aggregationsbias ausgeschlossen wurden und die Verteilungsannahme des Modells offensichtlich verletzt wurde (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Demnach wurden originelle Zellenwerte durch 50 Iterationsschritten des Algorithmus angepasst, damit die Rand-

wahrscheinlichkeit auf eins beschränkt werden kann (Ambühl 2003). Nach der Anpassung liegen alle Randwahrscheinlichkeiten erfolgreich innerhalb von eins. Die neue Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix wurde in Tabelle 3.7 aufgebaut.

Tabelle 3.7: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“

		Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)					
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Zweitstimmen)	SPD	0,540935967	0,008479269	0,090744432	0,003932698	0,120230784	0,235676849
	CDU	0,006045059	0,52526265	0,091702756	0,150018862	0,008882421	0,218088252
	Grüne	0,469993958	0,007100122	0,055316	0,399979177	0,059835216	0,007775528
	FDP	0,004838465	0,310081062	0,182733346	0,285888706	0,208434977	0,008023445
	Die Linke	0,256136728	0,003304758	0,007745027	0,22299664	0,260311286	0,249505562
	Kleinparteien	0,01685816	0,40502735	0,125337953	0,158309688	0,142929878	0,15153697

Im Rahmen des Modells „Zweitstimmen (2005) – Erststimmen (2009)“ wird in Tabelle 3.7 gezeigt, dass in den ersten Zeilen die 54,03% ehemaliger SPD-Wähler ihre Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 wieder der SPD ($\beta_i^{SS}=0,5403$), aber 12,03% der Linke ($\beta_i^{SL}=0,1203$), 23,57% Kleinparteien oder gingen nicht wählen ($\beta_i^{SR}=0,2357$) und weniger als 1% den übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0085$, $\beta_i^{SG}=0,0907$, $\beta_i^{SF}=0,0039$) gaben. In den zweiten Zeilen wählten 52,53% ehemaliger CDU-Wähler in 2009 wieder die CDU ($\beta_i^{CC}=0,5253$), aber 21,81 die Kleinparteien oder gingen nicht wählen ($\beta_i^{CR}=0,2181$), 15% die FDP ($\beta_i^{CF}=0,1500$), 9,17% die Grünen ($\beta_i^{CG}=0,0917$) und weniger als 1% die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0060$, $\beta_i^{CL}=0,0089$). Die SPD und die CDU erhielten mehr als die Hälfte der Erststimmen ehemaliger SPD- und CDU-Wähler, sodass der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe bei ihren Wählern ganz hoch blieb. Diese Wähler veränderten ihre Wahlentscheidung nicht für eine andere Großvolkspartei und sonstige mittlere Parteien. Rund ein Fünftel dieser Wähler lehnte beide Großvolksparteien ab und wählte andere oder neu etablierte Kleinparteien oder gingen nicht wählen. Demnach sind die Wählerströme nicht zwischen den beiden Großvolksparteien, sondern zwischen den zwei Großvolksparteien und Kleinparteien deutlich zu sehen.

In weiteren Zeilen gaben lediglich 5,5% ehemaliger Grünen-Wähler ihre Erststimmen nochmals den Grünen ($\beta_i^{GG}=0,0553$), und mit 47% ein hoher Anteil der SPD ($\beta_i^{GS}=0,4699$), 40% der FDP ($\beta_i^{GF}=0,3999$) und 6% der Linkspartei sowie weniger als 1% den übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0071$, $\beta_i^{GR}=0,0078$). 28,59% ehemaliger FDP-Wähler votierten für die FDP ($\beta_i^{FF}=0,2859$), aber 31,01% für die CDU ($\beta_i^{FC}=0,3101$), 20,84% für die Linkspartei ($\beta_i^{FL}=0,2084$) und 18,27% für die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,1827$) sowie weniger als 1% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0048$, $\beta_i^{FR}=0,0080$). 26,03% ehemaliger Linke-Wähler stimmten für die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,2603$), 25,6% für die SPD ($\beta_i^{LS}=0,2561$), 22,3% für die FDP ($\beta_i^{LF}=0,2230$), 24,95% für Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,2495$) und 1% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0033$, $\beta_i^{LG}=0,0077$). Der Grund dafür liegt darin, dass die Grünen-Wähler einen niedrigen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe besaßen und eine unbeständige Parteiloyalität gegenüber den Grünen hatten. Der Großteil der Erststimmen wanderte zu den Kandidaten der SPD (47%) sowie der FDP (40%) und ein kleiner Erststimmenanteil wanderte zu den übrigen Parteien ab. Hiergegen hatten ein Viertel der FDP- und Linke-Wähler einen relativ hohen Stabilitätsgrad bei ihrer Stimmenabgabe und eine beständige Parteiloyalität der FDP und der Linkspartei gegenüber. Trotzdem änderten 20% bis 31% der FDP-Wähler und 22% bis 26% der Linke-Wähler ihre Wahlentscheidungen sowohl zugunsten beider Großvolksparteien, mittlerer Parteien und der Kleinparteien. Nur die Wähler der Grünen tendierten zumeist zu mittleren Parteien und teils zu beiden Großvolksparteien. Jedoch stimmten sie teils ohne bestimmte Parteiidentifikation für die sonstigen mittleren Parteien. Damit traten die Wählerströme offensichtlich sowohl zwischen allen mittleren Parteien als auch zwischen mittleren Parteien und den zwei Großvolksparteien ein.

In den letzten Zeilen entschieden sich nur 15,15% der Wahlberechtigten, welche in

2005 die Kleinparteien wählten oder nicht wählen gingen, in 2009 zugleich für die Kleinparteien oder gingen nicht wählen ($\beta_i^{RR}=0,1515$). Allerdings wanderten noch 40,5% zur CDU ($\beta_i^{RC}=0,4050$), 15,83% zur FDP ($\beta_i^{RF}=0,1583$) und jeweils weniger als 15% zu den übrigen Parteien ($\beta_i^{RS}=0,0169$, $\beta_i^{RG}=0,1253$, $\beta_i^{RL}=0,1429$) ab. Diese Kleinparteien erhielten lediglich einen kleinen Erststimmenanteil von ihren ehemaligen Wählern und die Mehrheit ihrer Wähler tendierten eindeutig zur CDU und wanderten lediglich zwischen 12% und 16% zur SPD und zu den übrigen mittleren Parteien ab. Auffällig ist, dass dieser Erststimmenanteil bei der CDU um 40% höher ist als bei SPD. Somit sind die meisten Wählerströme zwischen Kleinparteien und CDU deutlich erkennbar. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien akzeptiert wurden.

Anhand der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ wird bei der Überprüfung der Forschungshypothesen gezeigt, dass die zwei Großvolksparteien nicht die Mehrheit der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler erhielten. Die Wähler einer Großvolkspartei wanderten selten zu einer anderen Großvolkspartei oder sonstigen mittleren Parteien ab. Hinsichtlich der Zuordnung im Parteispektrum ist zu erwähnen, dass die SPD 54% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie 47% von ehemaligen Grünen-Wählern und 26% von ehemaligen Linke-Wählern erhielt. Die CDU erhielt 53% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler bzw. 31% von ehemaligen FDP-Wählern und 41% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien. Hier sieht man kein verändertes Wahlverhalten bei der SPD und der CDU. So gewann die SPD als Oppositionspartei den Großteil des Oppositionsbonus hinzu, aber der Erststimmenanteil der CDU wurde auch nur in geringem Maße durch den „Mid-Term-Effekt“ oder

den Wahlzyklus beeinflusst (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006). So erfuhr die CDU keinen Amtsmalus. Im Unterschied zu Wählerschaften der beiden Großvolksparteien schwankten die Wähler der mittleren Parteien und der Kleinparteien oft zwischen Parteien und es zeigte sich bei der Stimmabgabe keine eindeutige Partei-identifikation. Daher profitierten die mittleren Parteien und die Kleinparteien nicht von ihren ehemaligen Wählern, sondern von unterschiedlichen Parteien. Dazu lässt sich anhand der Tabelle 3.7 feststellen, dass die Grünen nur 5% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler, aber 9% bis 18% von ehemaligen Wählern der CDU, der SPD, der Kleinparteien und der FDP erhielten.

Als Regierungspartei bekam die FDP 29% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie 39% der ehemaligen Wähler der Grünen, 22% der ehemaligen Wähler der Linkspartei und 15% bis 16% der ehemaligen Wähler der CDU und der Kleinparteien. Die Linkspartei erhielt 26% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler, 12% bis 21% der Erststimmen von ehemaligen Wählern der SPD, der Kleinparteien und der FDP. Auffällig dabei ist, dass die Kleinparteien ausschließlich 15% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler erhielten, jedoch wurden sie noch von 22% bis 25% der CDU-, SPD- und Linke-Wähler unterstützt. Interessant dabei ist, dass sich die FDP zwar als Regierungsmitglied stets der CDU näherte, aber fast keinen „Anti-Regierungs-Effekt“ erfuhr (Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Sie profitierte bei der nationalen Zwischenwahl sogar mehr als Opposition. Von den Oppositionsparteien erhielten die Grünen keinen Vorteil, weil sich deren ehemalige Wähler dieses Mal meistens entweder für die SPD oder für die FDP entschieden oder zu sonstigen Parteien abwanderten. Die Linkspartei gewann den Oppositionsbonus hinzu, insbesondere von der FDP. Die Kleinparteien verdienten ebenfalls bei der nationalen Zwischenwahl den Oppositionsbonus, da sie jeweils über 20% der Erststimmen der ehe-

maligen Wähler der SPD, der CDU und der Linkspartei hinzugewannen. Daraus folgt, dass sich die Wähler der mittleren Parteien und der Kleinparteien bei der nationalen Hauptwahl zwar wie immer nach Abwägung der bundesweiten Politik und Kanzlerschaft beide Großvolksparteien wählen, aber auch möglicherweise zu sonstigen Parteien abwandern, wenn die beiden Wahlen sich zugleich auf der Bundeswahlebene befinden (Dinkel 1977; Kropp/Sturm 1999; Schoen 2011). Dazu wirkte sich die Vorrangigkeit der nationalen Wahl auf bestimmte Weise auf die zwei Großvolksparteien ein. Zusätzlich zur Wahlebene ist der Wahlzyklus nur bei den kleineren Oppositionsparteien relevant (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006). Die obigen Annahmen sind nur teilweise mit Schätzergebnissen dieses Modells vereinbar. Die Hypothesen H1 und H3 wurden abgelehnt.

1.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009

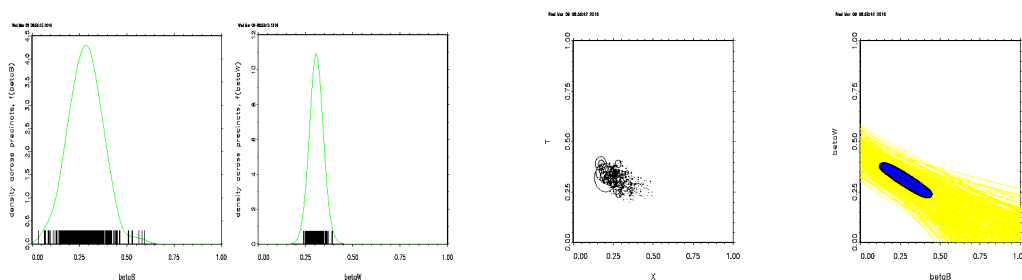
Tabelle 3.8: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“

		Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Zweitstimme)	SPD	0,6331 (0,0013)	0,0135 (0,0029)	0,02 (0,0012)	0,0088 (0,0008)	0,028 (0,0008)	0,1773 (0,0013)	0,3588 (0,0069)
	CDU	0,0065 (0,0006)	0,7881 (0,0061)	0,0057 (0,0004)	0,3308 (0,0033)	0,0268 (0,0009)	0,0047 (0,0004)	0,3152 (0,0041)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,8733 (0,0258)	0,0236 (0,0093)	0,9371 (0,0094)	0,2101 (0,0130)	0,1209 (0,0018)	0,0265 (0,0039)	0,0174 (0,0016)
	FDP	0,0102 (0,0010)	0,7364 (0,0322)	0,0236 (0,0025)	0,9802 (0,0032)	0,033 (0,0008)	0,0134 (0,0045)	0,0221 (0,0015)
	Die Linke	0,9953 (0,0005)	0,0201 (0,0022)	0,9307 (0,0070)	0,0194 (0,0067)	0,2258 (0,0053)	0,9221 (0,0124)	0,9832 (0,0014)
	Kleinparteien	0,3273 (0,0383)	0,6341 (0,0275)	0,1979 (0,0058)	0,3668 (0,0037)	0,0061 (0,0004)	0,1887 (0,0018)	0,1772 (0,0071)

Quelle: Landesdatenbank NRW

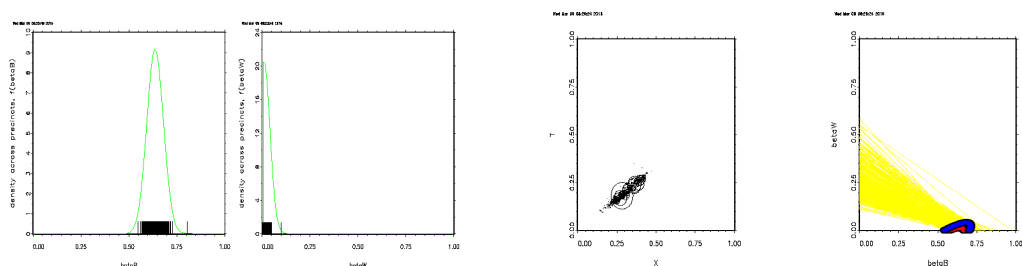
Bei den Zelleneinträgen in Tabelle 3.8 handelt es sich um Übergangswahrscheinlichkeiten im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“. Bei den Zellenwerten lassen sich die überschätzten Schätzwerte ausschließen, doch es gibt noch manche Zellenwerte wie z.B. β_i^{CR} , die sich im akzeptablen Umfang befinden. Bei den untenstehenden Dichteschätzungen, dem Streudiagramm und dem Tomografieplot ist β_i^{CR} als Beispiel in der folgenden Abbildung 3.7 dargestellt.

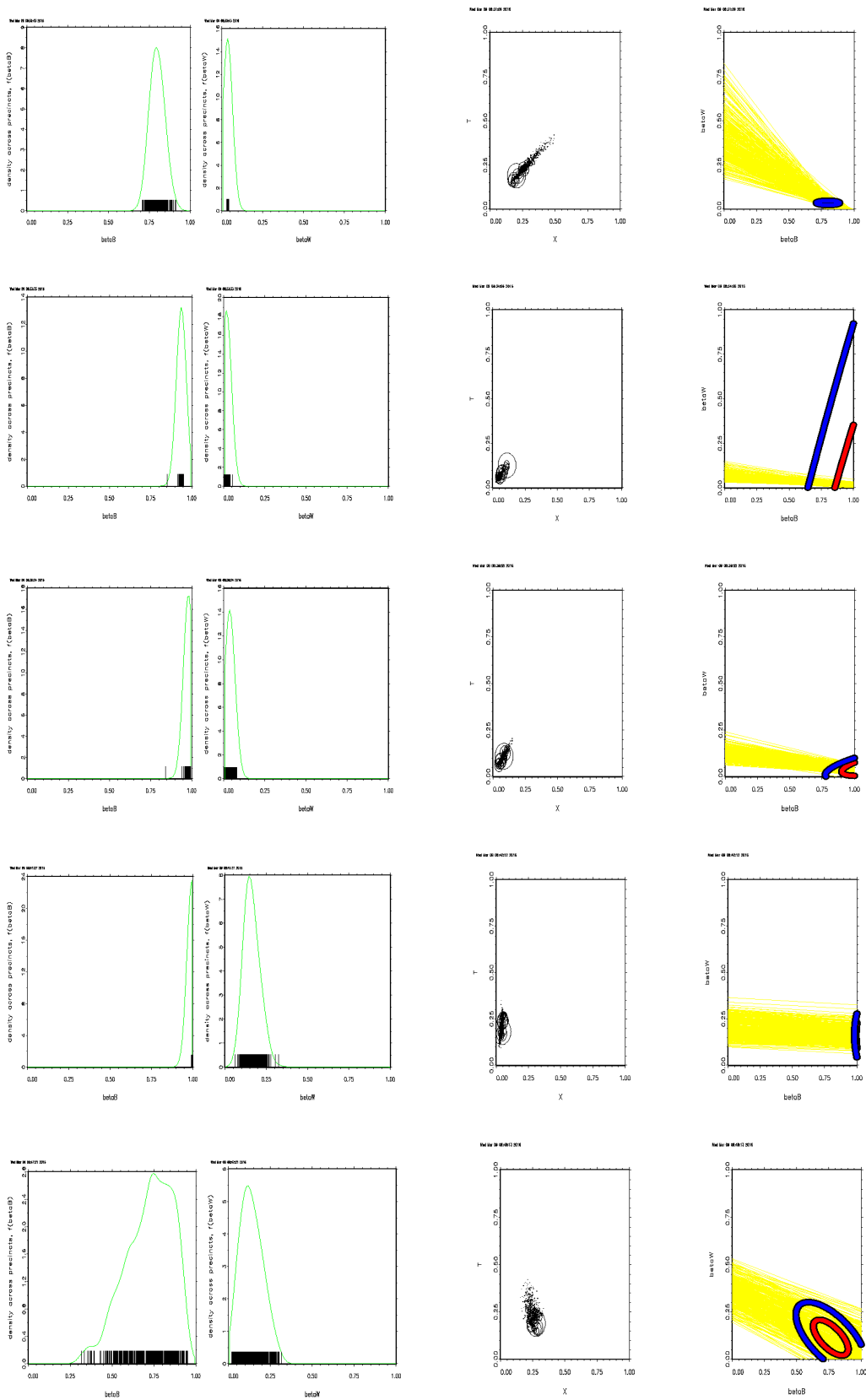
Abbildung 3.7: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}



Bei Dichteschätzungen in Abbildung 3.7 verteilen sich β_i^B und β_i^W im linken Bereich. Dabei überschneiden sich beide regelmäßigen Verteilungen. Die Werte für β_i^B streuen zwischen 0,03 und 0,59, die Werte für β_i^W konzentrieren sich aber im engen Bereich zwischen 0,24 und 0,39. Aus dem Tomografieplot und dem Streudiagramm ist zu ersehen, dass sich die Schätzwerte beim Tomografieplot und die Beobachtungen beim Streudiagramm zugleich im linken Sektor im Einheitsquadrat befinden. Deswegen sind die Schätzwerte bei β_i^{CR} akzeptabel und es gibt keine Verletzung der Verteilungsannahme (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Bei den Zellenwerten von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LL}, \beta_i^{LR}, \beta_i^{RC}$ in Tabelle 31 wird ersichtlich, dass diese erheblich über 0,6% geschätzt wurden, da die Schätzung aus Kings EI-Modell wegen des eingetretenen Aggregationsbias stark vom richtigen Stimmenanteil abweicht. Die abweichenden Schätzergebnisse haben zur Folge, dass der Stabilitäts- und Wechselgrad bei Parteien nicht festgelegt werden kann. In der folgenden Abbildung 3.8 werden die in jeder Zeile am extremsten geschätzten Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$ als Beispiel ausgewählt, um die Abweichung zu beobachten.

Abbildung 3.8: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$





Bei Dichtschätzungen verteilen sich die meisten globalen Parameter β_i^B und β_i^W für Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RC}$ regelmäßig auf zwei extremen Seiten,

dabei scheint nur die Verteilung bei β_i^B für die Schätzwerte β_i^{RC} steil zu sein und nur die Verteilung bei β_i^B für die Schätzwerte β_i^{SS} liegt in der Nähe zur Mitte. Alle Verteilungen bei β_i^B und β_i^W überschneiden sich nicht. Die Werte für β_i^B und für β_i^W sind teils ganz breit verstreut und teils befinden sie sich auf einem Punkt, z.B. β_i^W für die Schätzwerte β_i^{CC} . Alle Schätzwerte bei den Tomografien und alle Beobachtungen bei den Streudiagrammen befinden sich zugleich in den linken, unteren und rechten Sektoren in den Einheitsquadraten. Daraus folgt, dass diese Schätzergebnisse wegen der Abweichung durch den Aggregationsbias ausscheiden und eine Verletzung der Verteilungsannahme sich eindeutig feststellen lässt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Somit wurden In diesem Falle die tatsächlichen Schätzwerte in Tabelle 31 durch das iterative Verfahren zeilen- und spaltenweise angepasst. Das Anpassungskriterium wurde nach der Durchführung von 50 Iterationsschritten des Algorithmus erreicht (Ambühl 2003). Aus den erneut geschätzten Zellenwerten wurde eine neue Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix in der folgenden Tabelle 3.9 erzeugt.

Tabelle 3.9: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“

		Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Zweitstimmen)	SPD	0,51261922	0,005581611	0,020626543	0,003839389	0,024697123	0,177975962	0,254660152
	CDU	0,007176392	0,444301081	0,008015701	0,196795501	0,032232453	0,006433106	0,305045765
	Grüne	0,368174928	0,005080495	0,503211505	0,047728047	0,055524264	0,013850539	0,006430222
	FDP	0,010035562	0,369963234	0,029575182	0,519652604	0,035368875	0,016344679	0,019059865
	Die Linke	0,22353998	0,002305157	0,266247041	0,002347793	0,055244736	0,256749299	0,193565994
	Kleinparteien	0,218679038	0,216332686	0,168415018	0,132052716	0,004439732	0,156301481	0,103779328

In der obigen Tabelle 3.9 wird das Modell „Zweitstimmen (2005) – Zweitstimmen (2009)“ dargelegt, dass in den ersten Zeilen die 51,26% ehemaliger SPD-Wähler ihre Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 wieder der SPD ($\beta_i^{SS}=0,5126$) gaben, aber 17,8% der Linkspartei ($\beta_i^{SG}=0,1780$), 25,47% den Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,2547$) und jeweils unter 3% den übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0056$, $\beta_i^{SG}=0,0206$, $\beta_i^{SF}=0,0038$, $\beta_i^{SP}=0,0247$). In der zweiten Zeile votierten 44,43% ehemaliger CDU-Wähler in 2009 wieder für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,4443$) und 30,50% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,3050$),

19,68% für die FDP ($\beta_i^{CF}=0,1968$) und jeweils unter 4% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0071$, $\beta_i^{CG}=0,0080$, $\beta_i^{CP}=0,0322$, $\beta_i^{CL}=0,0064$). Ungefähr die Hälfte der ehemaligen Wähler beider Großvolksparteien verhielt sich bei der Bundestagswahl 2009 loyal, sodass sie mit ihren Zweitstimmen weder zu einer anderen Großvolkspartei noch zu mittleren Parteien abwanderten. Interessant ist dabei, dass rund 18% bzw. 20% der ehemaligen SPD- und CDU-Wähler ihre Wahlentscheidungen nach ihrer Parteiidentifikation zugunsten der Linkspartei und der FDP veränderten. Dennoch wählten rund 25% bzw. 31% der ehemaligen SPD- und CDU-Wähler dieses Mal die Kleinparteien oder gingen nicht wählen. So findet man in diesem Falle unidirektionale Wählerströme sowohl zwischen der SPD und der Linkspartei als auch den Kleinparteien (inkl. Nichtwählern) als auch zwischen der CDU und der FDP sowie den Kleinparteien.

In allen weiteren Zeilen stimmten 50,32% ehemaliger Grünen-Wähler für die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,5032$), 36,82% für die SPD ($\beta_i^{GS}=0,3682$) und 6% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0051$, $\beta_i^{GF}=0,0477$, $\beta_i^{GP}=0,0555$, $\beta_i^{GL}=0,0139$ und $\beta_i^{GR}=0,0064$); 51,96% ehemaliger FDP-Wählern präferierten nochmals die FDP ($\beta_i^{FF}=0,5196$), 36,96% die CDU ($\beta_i^{FC}=0,3696$) und 3,54% die Piratenpartei ($\beta_i^{FP}=0,0354$) sowie jeweils unter 2% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0100$, $\beta_i^{FG}=0,0296$, $\beta_i^{FL}=0,0163$, $\beta_i^{FR}=0,0191$). 25,67% ehemaliger Linke-Wählern entschieden sich wieder für die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,2567$), 26,62% für die Grünen ($\beta_i^{LG}=0,2662$), 22,35% für die SPD ($\beta_i^{LS}=0,2235$) und 19,36% für die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,1936$) sowie jeweils unter 6% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0023$, $\beta_i^{LF}=0,0023$, $\beta_i^{LP}=0,0552$). Im Vergleich zu den zuvor beschriebenen Modellen zeigten die Wähler der mittleren Parteien bei der Zweitstimmenabgabe einen höheren Stabilitätsgrad in ihren Stimmenabgaben und eine beständige Parteiloyalität. Auffällig ist, dass die Hälfte ehemaliger Grünen- und

FDP-Wähler wiederum die Grünen und die FDP bevorzugten, aber fast 37% der Grünen- und FDP-Wähler veränderten ihre Zweitstimmen zugunsten der SPD und der CDU. So sind die Wählerströme zwischen den Grünen und der SPD bzw. zwischen der FDP und der CDU deutlich erkennbar. Die Linke-Wähler besaßen zwar eine relativ hohe Parteiloyalität, doch 19% bis 27% von ihren ehemaligen Wählern verhielt sich ganz unbeständig. Ihre Wahlentscheidungen fielen auf die SPD, die Grünen und die Kleinparteien. Die Wählerströme zeigten sich daraufhin zwischen den Grünen und der SPD, zwischen der FDP und der CDU, zwischen der Linkspartei und der SPD und zwischen den Grünen sowie den Kleinparteien ab. Schließlich stimmten 10,38% der ehemaligen Kleinparteien-Wähler in 2009 wieder für Kleinparteien oder gingen nicht wählen ($\beta_i^{RR}=0,1038$). Jeweils rund 22% dieser Wähler votierten für die SPD und die CDU ($\beta_i^{RS}=0,2186$, $\beta_i^{RC}=0,2163$), 16,84% für die Grünen ($\beta_i^{RG}=0,1684$) und 15,63% für die Linkspartei ($\beta_i^{RL}=0,1563$) sowie jeweils unter 14% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{RF}=0,1321$, $\beta_i^{RP}=0,0044$). Ihre Wähler besaßen einen niedrigen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und tendierten primär zu den beiden Großvolksparteien und zweitrangig zu sonstigen mittleren Parteien. Die Wählerströme sind damit zwischen den Kleinparteien und sonstigen Parteien außer der Piratenpartei geschehen. Aus den obigen Analyseergebnissen lässt sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern der SPD, der CDU, der Grünen und der FDP als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der übrigen Parteien akzeptiert wurden.

Bei der Überprüfung der Forschungshypothesen durch die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ kann man feststellen, dass die zwei Großvolksparteien ebenfalls die meisten Zweitstimmen ehemaliger SPD- und CDU-Wählern bekamen, wobei die CDU-Wähler sich bei der nationalen Zwischenwahl noch treu verhielten,

obwohl der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe bei der CDU um 6,8% niedriger ist als bei der SPD. Die SPD erhielt 51% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 22% bis 37% von ehemaligen Wählern Kleinparteien, der Linkspartei und der Grünen. Die CDU bekam 44% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 22% bis 37% von den Kleinparteien und der FDP, dabei wanderten die Grünen, die Linke- und FDP-Wähler nach ihrer Parteiidentifikation zur SPD oder CDU ab. Daher kam bei der CDU kein Amtsmalus und „Mid-Term-Effekt“ vor (Dinkel 1977; Sturm 1999). Die SPD profitierte deutlich bei der Zwischenwahl vom Großteil des Oppositionsbonus. Auffällig ist das Wahlverhalten der die Grünen- und FDP-Wählerschaft. Die Grünen erhielten sowohl 50% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler als auch 17% bis 27% von ehemaligen Wählern Kleinparteien sowie der Linkspartei. Die FDP bekam 51% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und 13% bis 20% von ehemaligen Wählern Kleinparteien und der CDU. Bei der Zweitstimmenabgabe zeigten die die Grünen- und FDP-Wähler eine hohe Parteiloyalität, sodass die beiden mittleren Parteien bei der Zwischenwahl ihre Zweitstimmen nicht einbüßten.

Als Opposition- und Regierungsparteien gewannen sie sogar zugleich ihren Oppositions- und Amtsbonus hinzu, wobei kein Amtsmalus bzw. keine heftige Veränderung des Wahlverhaltens bei der Wählerschaft der FDP vorkamen. Weiterhin wurden die Kleinparteien von 10% ihrer ehemaligen Wähler und von 19% bis 31% der ehemaligen Wähler der SPD-, der CDU- und der Linkspartei gewählt. Dies scheint ein zweiseitiges Warnsignal an beide Großvolksparteien zu sein, da diese Wähler bei der nationalen Zwischenwahl aufgrund ihrer Unzufriedenheit mit beiden Großvolksparteien und deren bundesweiter Politik zu den Kleinparteien inkl. rechtsextremer Parteien abwanderten oder sogar nicht wählen gingen (von Beyme 1992; Deschouwer 2003).

Schließlich erhielt die Linkspartei 26% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie 16% bis 18% von den Kleinparteien und der SPD. Die Piratenpartei wurde nur von unter 10% ihrer ehemaligen Wähler und der Zuwanderer aus allen anderen Parteien gewählt. So ist davon auszugehen, dass die Linkspartei teilweise Stimmen von den Kleinparteien und der SPD bei der nationalen Zwischenwahl erhielt. Die Piratenpartei profitierte weder von der Zwischenwahl noch vom Anti-Regierungs-Effekt (Persson/Tabellini 2003). In diesem Falle wurden mittlere Parteien und die Kleinparteien sowie beide Großvolksparteien von Wählern unterstützt, ohne dass diese Wähler die Wahlebene berücksichtigten. Abgesehen von der Piratenpartei verschafften sich sowohl Regierungsmitglieder als auch die Opposition nämlich voneinander zusätzliche Zweitstimmen als Amts- oder Oppositionsbonus. Wegen des Stabilitätsgrads und der hohen Parteiloyalität aller betrachteten Parteien ist davon auszugehen, dass keine systematisch veränderten Wahlergebnisse, kein offensichtliches „Mid-Term-Blue“ und auch kein erheblicher Anti-Regierungs-Effekt dargestellt sind (Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Die Vorrangigkeit der nationalen Wahl hat dieses Mal bei der Zweitstimmenabgabe einen relativ geringen Einfluss auf Wahlentscheidungen der Wählerschaft der zwei Großvolksparteien und die Wähler der mittleren Parteien und die Kleinparteien sind nicht von dem Wahlzyklus und der Vorrangigkeit der Bundestagswahl beeinflusst (Sturm 1999; Wüst/Tausendpfund 2009). Die obigen Annahmen (H1 und H3) wurden nur bei der Opposition erfüllt.

2. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei Wahlen zwischen der Bundestagswahl 2009 und der Landtagwahl 2010

In diesem Fallbeispiel wirken die regionalen Wahlen ebenenbedingt auf die nationalen Wahlen ein oder umgekehrt, d.h., dass sich der Einfluss der Hauptwahlen umgekehrt auf die Nebenwahlen – Landtagswahlen erstreckt, wenn bei Mehrebenenwahlen in kurzer Zeit durch eine vorangegangene Wahl die nachfolgende Wahl beeinflusst wer-

den kann. Die folgende Tabelle stellt dar, dass die Piratenpartei mehr Zweitstimmen erhalten hat, obwohl sie noch nicht über die 5%-Hürde gelangt ist und dass die SPD und die Grünen mehr Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl in 2010 gewonnen haben. Daher zogen die Wähler die Oppositionsparteien bei regionalen Wahlen vor.

Tabelle 3.10: Die Wahlergebnisse der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl 2010

Parteien	Bundestagswahl am 27.09.2009				Landtagswahl am 9.05.2010			
	Erststimmen		Zweitstimmen		Erststimmen		Zweitstimmen	
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%
SPD	3.286.593	35,1	2.678.956	28,5	2.980.311	38,5	2.675.818	34,48
CDU	3.706.284	39,6	3.111.478	33,1	2.983.788	38,54	2.681.700	34,56
FDP	832.146	8,9	1.394.554	14,9	363.895	4,7	522.229	6,73
Grüne	728.745	7,8	945.831	10,1	784.826	10,14	941.162	12,13
Die Linke	669.045	7,1	789.814	8,4	415.241	5,36	435.627	5,61
Piraten	—	—	158.585	1,7	70.610	0,91	121.046	1,56

Quelle: Landesdatenbank NRW

Der Anteil und die Anzahl der jeweiligen Partei deuten an, wie viele Erst- oder Zweitstimmen eine Partei bei beiden Wahlen bekommen hat, aber nicht den Stabilitäts- oder Wechselgrad der Parteien bei beiden Wahlen. In den folgenden Schätzergebnissen aus Kings EI-Modell werden die Wählerströme zwischen den Parteien geschildert und die Veränderung des Wahlverhaltens im Rahmen der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ betrachtet. In den folgenden Fallbeispielen 2.1 bis 2.4 werden die Hypothesen H1, H2, H5 und H6 überprüft.

2.1 Die Wählerströme zwischen den Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und den Erststimmen bei der Landtagswahl 2010

Tabelle 3.11: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“

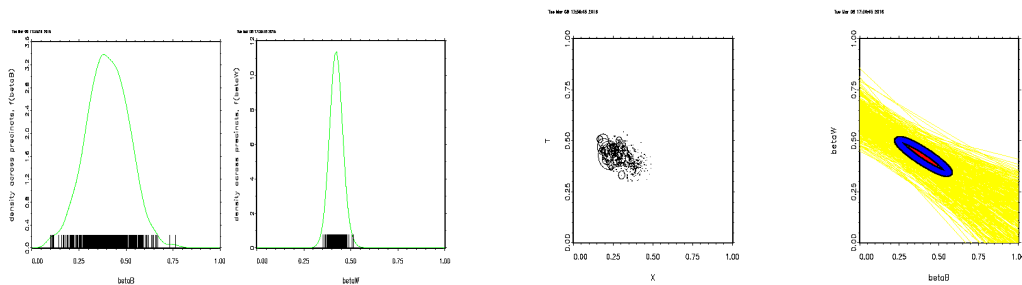
		Landtagswahl 2010 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)	SPD	0,8732 (0,0053)	0,019 (0,0019)	0,0536 (0,0077)	0,0733 (0,0011)	0,0076 (0,0008)	0,0046 (0,0005)	0,452 (0,0112)
	CDU	0,0081 (0,0007)	0,7705 (0,0054)	0,1217 (0,0037)	0,0783 (0,0008)	0,0077 (0,0006)	0,0717 (0,0016)	0,4156 (0,0054)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,3834 (0,0522)	0,0132 (0,0018)	0,8613 (0,0107)	0,1869 (0,0121)	0,0074 (0,0012)	0,4002 (0,0083)	0,0165 (0,0015)
	FDP	0,0085 (0,0009)	0,9795 (0,0018)	0,2499 (0,0167)	0,2877 (0,0095)	0,0073 (0,0009)	0,3265 (0,0087)	0,0239 (0,0017)
	Die Linke	0,993 (0,0010)	0,0393 (0,0040)	0,0774 (0,0095)	0,3012 (0,0154)	0,0079 (0,0009)	0,493 (0,0088)	0,9664 (0,0031)
	Kleinparteien	0,5394 (0,0263)	0,0221 (0,0021)	0,1324 (0,0026)	0,0716 (0,0006)	0,0041 (0,0004)	0,0827 (0,0008)	0,5859 (0,0154)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die Tabelle 3.11 zeigte die tatsächlichen Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei

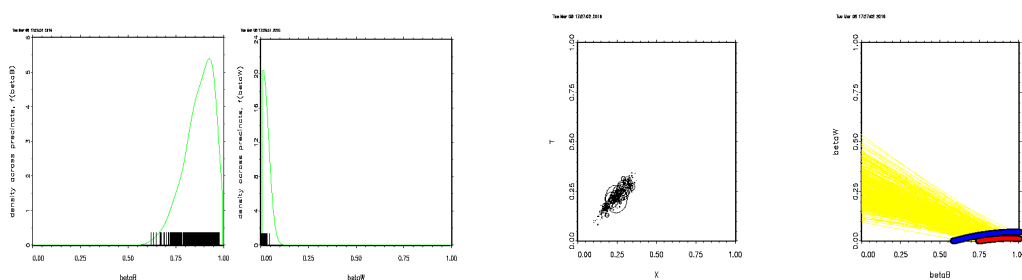
der Landtagswahl 2010“, wobei die Übergangswahrscheinlichkeiten wie z.B. β_i^{CR} akzeptiert werden können. Dessen Dichteschätzungen, Streudiagramm und Tomografieplot ist in der Abbildung 3.9 dargestellt. Im Gegensatz zu akzeptablen Parameterwerten wurden die Parameterwerte von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LR}$ fast alle über 0,6 überschätzt. Damit tauchte der Aggregationsbias im Schätzverfahren auf. Die abweichende Überschätzung ist in Abbildung 3.10 dargestellt.

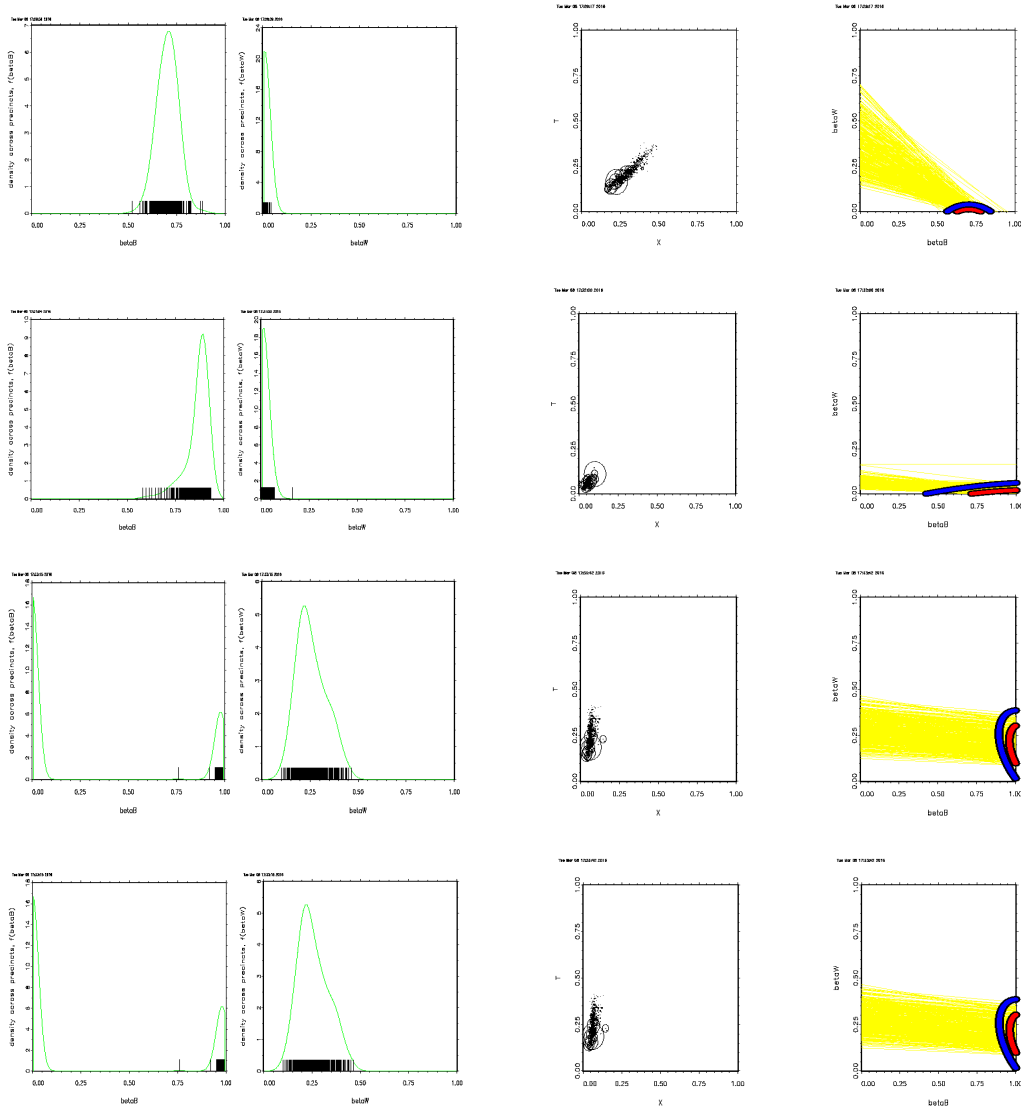
Abbildung 3.9: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}



In Abbildung 3.9 sind zunächst die Dichteschätzungen dargestellt, wobei sich die globalen Parameter β_i^B und β_i^W regelmäßig verteilen und die beiden Verteilungen überschneiden sich noch teilweise auf der linken Seite bei Dichteschätzungen. Die Werte für β_i^B streuen im breiten Umfang zwischen 0,2 und 0,6, die Werte für β_i^W streuen meistens in einem kleinen Bereich zwischen 0,35 und 0,5 (King 1997; Klima 2011). Weiterhin sieht man, dass sich die Schätzwerte beim Tomografieplot und die Beobachtungen beim Streudiagramm ebenfalls in ähnlicher Lage im linken Sektor im Einheitsquadrat befinden. Deshalb sind die Schätzwerte beim Parameter β_i^{CR} als akzeptabel zu bewerten und die Verteilungsannahme wurde nicht verletzt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231).

Abbildung 3.10: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$





Anschließend zeigt Abbildung 3.10 ebenfalls nacheinander die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und den Tomografieplot von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$. Bei Dichteschätzungen sieht man alle abweichenden Verteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W der geschätzten Zellenwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$. Bei jeder Gruppe der globalen Parameter β_i^B und β_i^W werden große unterschiedliche Größenordnungen und eine unregelmäßige Normalverteilung gezeigt. Die Parameter β_i^B und β_i^W weichen voneinander ganz entfernt ab, wobei die Streuungen aller Werte für β_i^B bei $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}$ deutlich in der Verteilung erkennbar sind, nicht aber bei $\beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$. Die Werte für β_i^W sind bei $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}$ meistens auf einen Punkt gefallen, aber bei $\beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$ sind sie verstreut. So scheinen die Schätzergebnisse unplausibel zu sein.

Aus dem Streudiagramm und dem Tomografieplot ist zu ersehen, dass alle mit blauen und roten Ring markierten Schätzwerte bei Tomografien von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$ mit Positionen der Beobachtungen bei den Streudiagrammen in Einheitsquadraten nicht vereinbar sind. Diese Schätzergebnisse sind somit nicht akzeptabel und die Verteilungsannahme wurde bei $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$ wegen dem Aggregationsbias nicht erfüllt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Da der richtige Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe nicht durch abweichende Schätzwerte geschlussfolgert werden kann, mussten obig überschätzte Zellenwerte auch durch 40 Iterationsschritte des Algorithmus angepasst werden, damit die Randwahrscheinlichkeit innerhalb von eins bleibt. Die angepassten Randwahrscheinlichkeiten gehen nicht über eins hinaus und alle Schätzwerte wurden als eine Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix in Tabelle 3.12 rekonstruiert.

Tabelle 3.12: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“

		Landtagswahl 2010 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)	SPD	0,594074556	0,011170835	0,035344444	0,052082758	0,004844526	0,003467684	0,299015197
	CDU	0,005936426	0,487997409	0,086448961	0,059932804	0,005287389	0,058225553	0,296171457
	Grüne	0,202726307	0,006031659	0,441409412	0,103211972	0,003666065	0,234471193	0,008483392
	FDP	0,004749926	0,473017433	0,135351568	0,167907667	0,003822093	0,202164775	0,012986538
	Die Linke	0,341248197	0,01167128	0,025780493	0,108103276	0,002543658	0,187725143	0,322927953
	Kleinparteien	0,378052489	0,013385612	0,089941119	0,052410337	0,002692375	0,064224551	0,399293517

In der obigen Tabelle wird der Stabilitäts- bzw. Wechselgrad der jeweiligen Partei im Rahmen des Modells „Erststimmen (2009) – Erststimmen (2010)“ dargelegt. In den ersten Zeilen stimmten 59,40% ehemaliger SPD-Wähler bei der Landtagswahl 2010 wieder für die SPD ($\beta_i^{SS}=0,5940$), 29,90 für die Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,2990$), 5,2% für die FDP ($\beta_i^{SL}=0,0521$) und jeweils unter 4% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0117$, $\beta_i^{SG}=0,0353$, $\beta_i^{SP}=0,0045$, $\beta_i^{SL}=0,0035$). In der zweiten Zeile votierten 48,85% ehemaliger CDU-Wähler nochmals für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,4885$), 29,62% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,2962$), 8,64% für die Grünen ($\beta_i^{CG}=0,0864$) und jeweils unter 6% für

die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0059$, $\beta_i^{CF}=0,0599$, $\beta_i^{CP}=0,0053$, $\beta_i^{CL}=0,0582$). Die SPD- und CDU-Wähler zeigten nach wie vor eine beständige Parteiloyalität und den höheren Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe. Dessen Anteil ist bei der SPD um 11% höher als bei der CDU. Die SPD-Wähler entschieden sich meistens wieder für die SPD und selten für sonstige Parteien während 30% Kleinparteien wählten. Die Wahlentscheidungen der CDU-Wähler fielen ebenfalls zum Großteil zugunsten der Kleinparteien und weniger zugunsten der übrigen Parteien. Trotzdem hielt ungefähr die Hälfte der CDU-Wähler an ihrer Wahlentscheidung zur CDU fest. Auffällig ist, dass die SPD-Wähler nur selten den Kandidaten der CDU ihre Erststimmen gaben, zugleich änderten die CDU-Wähler ihre Wahlentscheidungen wenig zugunsten der SPD. So gab es zwischen beiden Großvolksparteien oder zwischen beiden Großvolksparteien und mittleren Parteien weniger Wählerströme, jedoch sind die Wählerströme zwischen beiden Großvolksparteien und den Kleinparteien erheblich gewesen.

In den weiteren Zeilen entschieden sich 44,14% ehemaliger Grünen-Wähler ebenfalls für die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,4414$), aber 23,45% für die Linkspartei ($\beta_i^{GL}=0,2345$), 20,27% für die SPD ($\beta_i^{GS}=0,2027$), 10,32% für die FDP ($\beta_i^{GF}=0,1032$) und jeweils unter 1% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0060$, $\beta_i^{GP}=0,0037$, $\beta_i^{GR}=0,0085$). 16,79% ehemaliger FDP-Wähler wählten nochmal die FDP ($\beta_i^{FF}=0,1679$), 47,30% die CDU ($\beta_i^{FC}=0,4730$), 20,22% die Linke ($\beta_i^{FL}=0,2022$), 13,53% die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,1353$) und jeweils unter 2% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0047$, $\beta_i^{FP}=0,0038$, $\beta_i^{FR}=0,0130$). 18,77% ehemaliger Linke-Wähler wählten wieder die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,1877$), aber 34,12% die SPD ($\beta_i^{LS}=0,3412$), 32,3% die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,3230$), 10,81% die FDP ($\beta_i^{LF}=0,1081$) und unter 3% die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0117$, $\beta_i^{LG}=0,0258$, $\beta_i^{LP}=0,0025$). In den letzten Zeilen präferierten 39,92% der Wahlberechtigten, welche bei der Bundestagswahl in 2009 die Kleinparteien wählten oder nicht wählen gingen,

in 2010 wieder die Kleinparteien oder sie gingen nicht wählen ($\beta_i^{RR}=0,3992$), aber 37,81% wählten die SPD ($\beta_i^{RS}=0,3781$), 8,99% die Grünen ($\beta_i^{RG}=0,0899$), 6,42% die Linkspartei ($\beta_i^{RL}=0,0642$), 5,24% die FDP ($\beta_i^{RF}=0,0524$) und jeweils unter 2% die übrigen Parteien ($\beta_i^{RC}=0,0134$ und $\beta_i^{RP}=0,0027$). Bei Wählern der Grünen und der Kleinparteien blieben die Parteiloyalität und der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe hoch (44,14% und 39,93%).

Die Grünen-Wähler wanderten mit ihren Wahlentscheidungen nach ihrer Parteieinigung meistens zu der SPD und der Linkspartei ab, aber weniger zu den übrigen Parteien. Die Wähler der Kleinparteien verhielten sich relativ loyal und neigten meistens zu ihren gewählten Kleinparteien oder zur SPD³⁵. Demnach sind die Wählerströme sowohl zwischen den Grünen und der SPD, der Linkspartei, der Kleinparteien als auch zwischen den Kleinparteien und der SPD deutlich sichtbar. Die FDP- und Linke-Wähler verhielten sich dagegen nicht loyal gegenüber ihren ursprünglich gewählten Parteien, sodass sie entweder nach ihrer Parteiidentifikation einer der beiden Großvolksparteien oder ohne bestimmte politische Bindung einer mittleren Partei oder Kleinpartei ihre Erststimmen gaben. So sind die Wählerströme ebenfalls sowohl zwischen der FDP und der CDU sowie den übrigen mittleren Parteien als auch zwischen der Linkspartei und der SPD sowie den Kleinparteien erschienen. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien und der Grünen als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der übrigen mittleren Parteien und der Kleinparteien akzeptabel sind.

Unter der Berücksichtigung, dass die Landtagswahl NRW 2010 in zeitlicher Näher

³⁵ Die Wähler, die bei einer vorangegangenen und nachfolgenden Wahl nur kleine Parteien wählen oder nicht wählen gehen, können zusätzlich als eine normale politisch links oder rechts positionierte Partei betrachtet und mit anderen Parteien verglichen werden.

zur Bundestagswahl 2009 lag, werden die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell durch Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ weiter daraufhin geprüft, ob die Forschungshypothesen erfüllt werden können. Zunächst gewann die SPD die Mehrheit der Erststimmen ihrer Wähler (60%), der Wähler der Grünen, der Linkspartei und der Kleinparteien (20% bis 38%) hinzu, sodass die SPD-Wähler nicht unter dem Einfluss der Bundestagswahl 2009 standen und der Wahlsieg der SPD als ein negatives Signal an die Bundesregierung begriffen werden kann (von Beyme 1992; Deschouwer 2003). Bei der CDU kam trotz der hohen Parteiloyalität der CDU-Wähler ebenfalls frühzeitig der Amtsmalus vor, da sie die meisten Erststimmen lediglich von ehemaligen CDU- und FDP-Wählern (49% bzw. 47%) erhielt. Die CDU wurde nur von rund 1% der Wähler der übrigen Parteien unterstützt, sodass die CDU weder wegen des „Honeymoons“ der neuen Bundesregierung (Bestätigungseffekt) ihre Wahlstimmen bewahrte noch aufgrund der Unzufriedenheit mit den Regierungsparteien bei der regionalen Nebenwahl profitierte (Decker/von Blumenthal 2002; Detterbeck 2006; Wüst/Tausendpfund 2009).

44% der Grüne-Wähler zeigten eine höhere Parteiloyalität, aber sie erhielt lediglich rund 14% der Erststimmen von ehemaligen FDP-Wählern. So erfuhren die Grünen bei der Landtagswahl keinen Vorteil. Fast 17% der FDP-Wähler blieben zwar noch bei der FDP, aber als eine Regierungspartei wurde sie nur von 5% bis 10% der Wähler der sonstigen Parteien unterstützt. Damit profitierte die FDP bei der regionalen Nebenwahl nicht vom „Honeymoon der neuen Bundesregierung“. Weiterhin verhielten sich nur 19% der Linke-Wähler loyal zur Linkspartei. Trotzdem bekam die Linkspartei rund 20% der Erststimmen von ehemaligen Wählern der Grünen und der FDP als zusätzlichen Oppositionsbonus. Auch als Opposition erhielt die Piratenpartei nur jeweils weniger als 1% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler und aller übrigen Parteien,

sodass sie aufgrund des großen Stimmenverlusts ihrer Kandidaten keinen Oppositionsbonus erfuhren. Schließlich änderten 38% der ehemaligen Wähler der Kleinparteien ihre Wahlentscheidungen zugunsten der SPD, diese Kleinparteien trugen jedoch noch 30% bis 32% der Erststimmen zum Großteil von ehemaligen Wählern der zwei Großvolksparteien und der Linkspartei davon, sodass sie ohne Einfluss der Bundestagswahl 2009 vom großen Oppositionsbonus, insbesondere von beiden Großvolksparteien, profitierten. Auf Basis der obigen Analysen kann man davon ausgehen, dass die obigen Annahmen (die Hypothesen H1 und H2) entgegen den Schätzergebnissen aus Kings EI-Modell nicht erfüllt sind.

2.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010

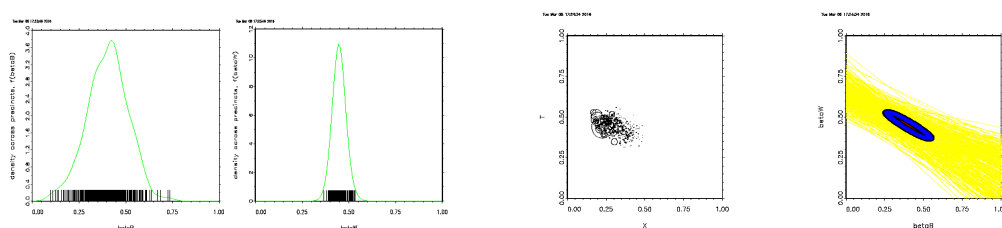
Tabelle 3.13: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“

		Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)	SPD	0,7901 (0,0020)	0,0161 (0,0016)	0,0975 (0,0065)	0,0064 (0,0007)	0,0193 (0,0017)	0,108 (0,0012)	0,4833 (0,0109)
	CDU	0,0071 (0,0017)	0,6985 (0,0022)	0,061 (0,0032)	0,1142 (0,0010)	0,014 (0,0010)	0,0775 (0,0020)	0,4219 (0,0048)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,2116 (0,0480)	0,0269 (0,0035)	0,9651 (0,0036)	0,0769 (0,0090)	0,1346 (0,0012)	0,4441 (0,0076)	0,0185 (0,0018)
	FDP	0,0065 (0,0006)	0,9702 (0,0025)	0,0551 (0,0051)	0,0453 (0,0045)	0,0666 (0,0014)	0,32 (0,0099)	0,0226 (0,0015)
	Die Linke	0,9819 (0,0113)	0,027 (0,0024)	0,8324 (0,0116)	0,139 (0,0182)	0,1002 (0,0026)	0,458 (0,0110)	0,7278 (0,0264)
	Kleinparteien	0,5107 (0,0183)	0,0204 (0,0113)	0,021 (0,0010)	0,1085 (0,0010)	0,0146 (0,0021)	0,0918 (0,0009)	0,6429 (0,0149)

Quelle: Landesdatenbank NRW

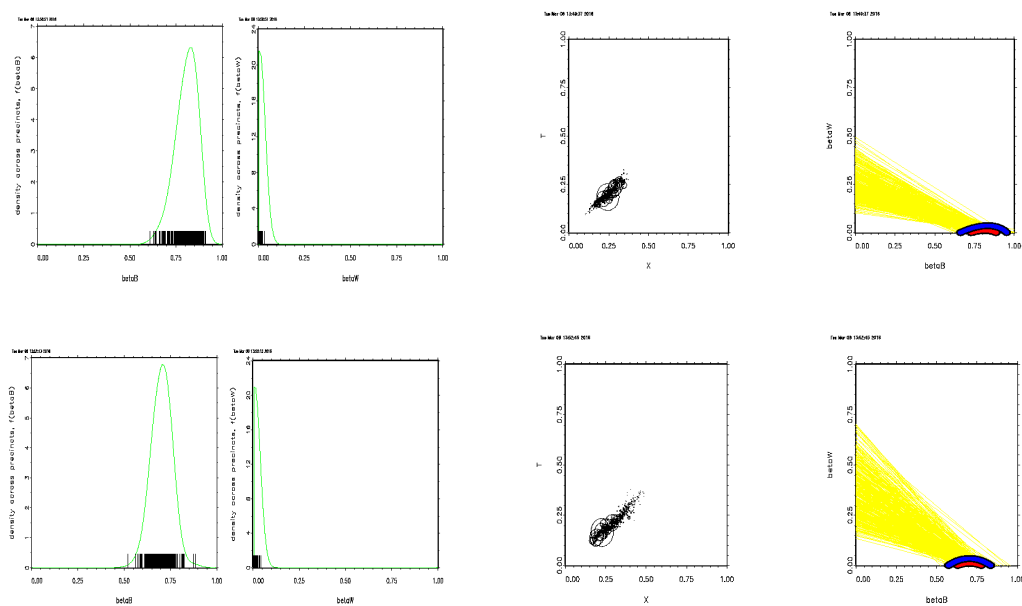
Die Tabelle 3.13 stellt unangepasste Schätzergebnisse des King'schen EI-Modells im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ dar. Hierbei sind die Zellenwerte zum Teil wie β_i^{CR} noch im akzeptablen Bereich wie es in Abbildung 3.11 dargestellt ist:

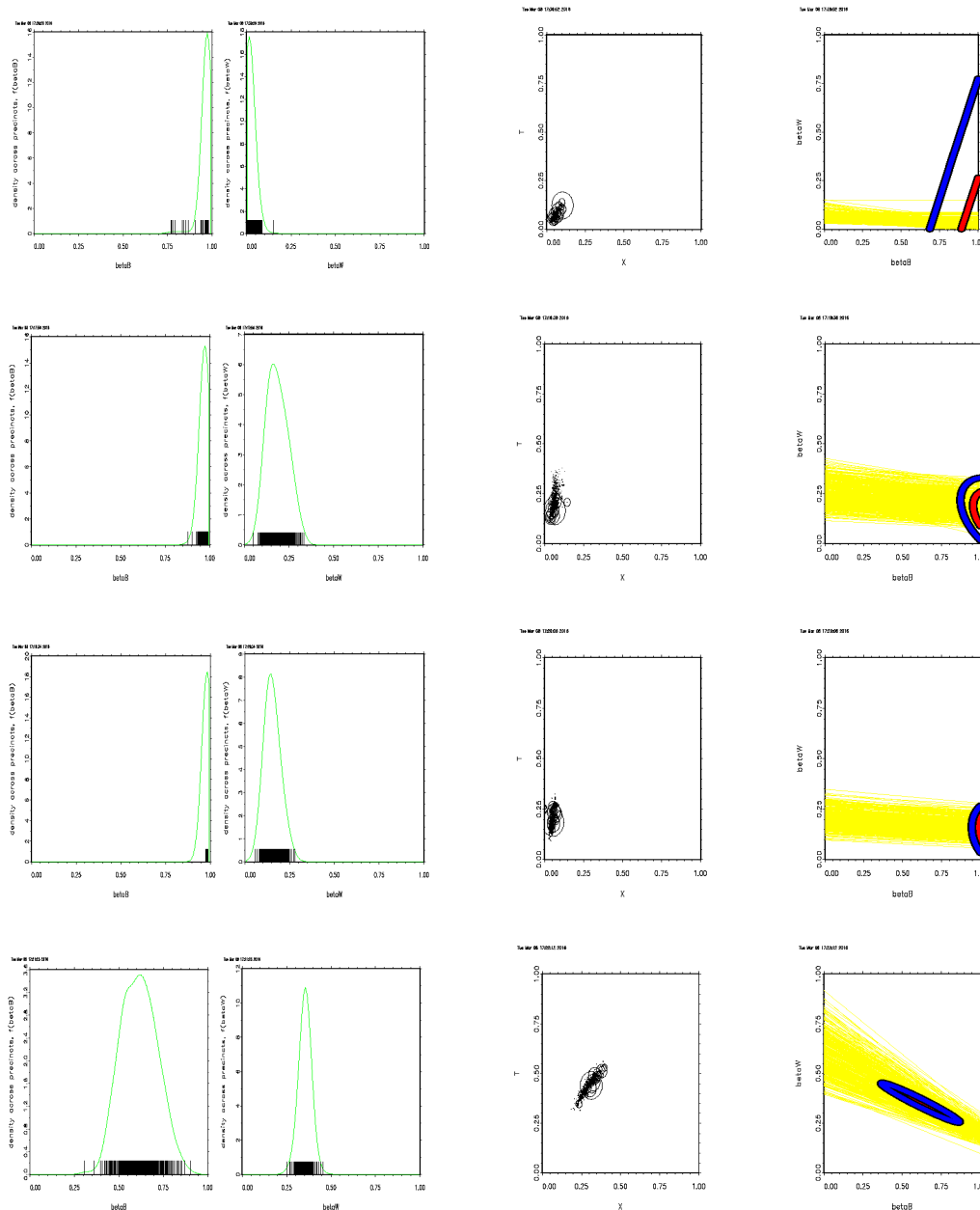
Abbildung 3.11: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}



In Abbildung 3.11 sieht man zunächst bei Dichteschätzungen die Verteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W , welche im Fallbeispiel „Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl NRW 2012“ ähnliche regelmäßige Normalverteilungen darstellen. Die Werte für β_i^B streuen zwischen 0,1 und 0,65, die Werte für β_i^W streuen zwischen 0,35 und 0,55. Dennoch überschneiden sich die Verteilungen von β_i^B und β_i^W noch in einem bestimmten Umfang und weichen voneinander nicht ab (Klima 2011). Im Vergleich zum Streudiagramm und Tomografieplot befinden sich die Schätzwerte und Beobachtungen in einem ebenso kleinen Bereich im Einheitsquadrat. So sind die Schätzwerte plausibel und die Verteilungsannahme ist bei β_i^{CR} erfüllt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Des Weiteren wurden in Tabelle 3.13 die Zellenwerte von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LR}, \beta_i^{RR}$ fast über 0,6 überschätzt, sodass der Aggregationsbias deutlich bei der Schätzung eintrat. Die folgende Abbildung 3.12 zeigt die abweichenden Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}, \beta_i^{FC}$, welche jeweils in jeder Zeile am höchsten geschätzt wurden.

Abbildung 3.12: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$





Bei Dichteschätzungen in der Abbildung 3.12 sieht man zunächst abweichende Verteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W für Zellenwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$, wobei alle β_i^B und β_i^W unregelmäßig verteilt sind und stark abweichen. Die Werte für β_i^B und β_i^W sind teils ganz verstreut und teils auf eine kleine Stelle konzentriert. Die Verteilungen bei allen β_i^B und β_i^W überschneiden sich nicht. Bei den Streudiagrammen und den Tomografieplots lässt sich feststellen, dass alle mit blauen und roten Ringen markierten Schätzwerte bei den Tomografien von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$ den Positionen der Beobachtungen beim Streudia-

gramm nicht entsprechen. So sind solche Schätzergebnisse inakzeptabel und die Verteilungsannahme wurde wegen des Aggregationsbias verletzt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Demnach muss die gesamte Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix durch iteratives Verfahren angepasst werden. Das Anpassungskriterium wurde nach 40 Iterationsschritten des Algorithmus erreicht (Ambühl 2003). Die folgende Tabelle 3.14 zeigt angepasste Schätzergebnisse des King'schen EI-Modells.

Tabelle 3.14: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“

		Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)	SPD	0,547648719	0,006458467	0,079786273	0,003638571	0,012707271	0,06863056	0,281130139
	CDU	0,006991982	0,398099716	0,070921075	0,092244158	0,013096188	0,06997089	0,348675992
	Grüne	0,106859332	0,007861992	0,575403709	0,031853266	0,064567921	0,205613363	0,007840416
	FDP	0,006215306	0,536900712	0,062201996	0,03552861	0,060492057	0,280525874	0,018135445
	Die Linke	0,304926546	0,004852609	0,30518529	0,035405735	0,029557701	0,130396887	0,189675232
	Kleinparteien	0,400910159	0,00926819	0,019462743	0,069862124	0,01088702	0,066068988	0,423540776

Im Modell „Erststimmen (2009) – Zweitstimmen (2010)“ beschreibt die Tabelle den Stabilitäts- und Wechselgrad der jeweiligen Partei bei der Landtagswahl NRW 2010. In der ersten Zeile votierten 54,76% ehemaliger SPD-Wähler wieder für die SPD ($\beta_i^{SS}=0,5476$), 28,11% für die Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,2811$), 7,98% für die Grünen ($\beta_i^{SG}=0,0798$) und 6,86% für die Linkspartei ($\beta_i^{SL}=0,0686$) sowie jeweils unter 2% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0065$, $\beta_i^{SF}=0,0036$, $\beta_i^{SP}=0,0127$). In der zweiten Zeile stimmten 39,81% ehemaliger CDU-Wähler nochmals für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,3981$), aber 34,87% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,3487$), 9,22 für die FDP ($\beta_i^{CF}=0,0922$), 7,09% für die Grünen ($\beta_i^{CG}=0,0709$) und jeweils unter 7% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0070$, $\beta_i^{CP}=0,0131$, $\beta_i^{CL}=0,0700$). Der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe ist bei der SPD um 15% höher als bei der CDU, aber der Wechselgrad ist bei beiden Großvolksparteien wegen der Ähnlichkeit nicht unterscheidbar. Die SPD-Wähler verhielten sich sehr loyal zur SPD. Dennoch wanderten 28% von ihren ehemaligen Wählern zu den Kleinparteien ab, aber ganz wenige zu sonstigen Parteien inkl. der CDU. Bei CDU-Wählern war die Parteiloyalität zwar höher, aber der Stimmenanteil ist im

Vergleich zum ersten Modell um 9% geringer. Die Zweitstimmen der CDU wurden meistens auf die Kleinparteien (34,87%) und teilweise verstreut auf unterschiedliche Parteien übertragen (6% bis 10%). So sieht man wenige Wählerströme zwischen beiden Großvolksparteien, aber die Wählerströme gab es deutlich erkennbar sowohl zwischen der SPD und den Grünen, der Linkspartei sowie den Kleinparteien als auch zwischen der CDU und der FDP, der Linksparteien sowie den Kleinparteien.

In den weiteren Zeilen wählten 57,54% ehemaliger Grünen-Anhänger wieder die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,5754$), jedoch 20,56% die Linkspartei ($\beta_i^{GL}=0,2056$), 10,68% die SPD ($\beta_i^{GS}=0,1068$), 6,46% die Piratenpartei ($\beta_i^{GP}=0,0646$) und 3,19% die FDP ($\beta_i^{GF}=0,0319$) sowie jeweils unter 1% die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0079$, $\beta_i^{GR}=0,0078$); nur 3,55% ehemaliger FDP-Anhänger wählten wieder die FDP ($\beta_i^{FF}=0,0355$), jedoch wählten mit 53,69% eine Mehrheit die CDU ($\beta_i^{FC}=0,5369$), 28,05% die Linkspartei ($\beta_i^{FL}=0,2805$), 6,22% die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,0622$), 6,05% die Piraten ($\beta_i^{FP}=0,0605$) und jeweils unter 2% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0065$, $\beta_i^{FR}=0,0181$); 13,04% ehemaliger Linke-Wähler entschieden sich nochmals für die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,1304$), 30,52% für die Grünen ($\beta_i^{LG}=0,3052$), 30,49% für die SPD ($\beta_i^{LS}=0,3049$), 18,97% für die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,1897$) und jeweils unter 4% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0049$, $\beta_i^{LF}=0,0354$, $\beta_i^{LP}=0,0296$). In den letzten Zeilen präferierten 42,35% der Wahlberechtigten, die bei der Bundestagswahl 2009 die Kleinparteien wählten oder nicht wählen gingen, bei der NRW Landtagswahl 2010 wieder die Kleinparteien oder gingen nicht wählen ($\beta_i^{RR}=0,4235$), aber noch 40,09% die SPD ($\beta_i^{RS}=0,4009$), jeweils rund 6% die FDP und Linkspartei ($\beta_i^{RF}=0,0699$, $\beta_i^{RL}=0,0661$) sowie jeweils unter 2% die übrigen Parteien ($\beta_i^{RC}=0,0093$, $\beta_i^{RG}=0,0195$, $\beta_i^{RP}=0,0109$).

Die Wähler der Grünen (57,54%) und der Kleinparteien (42,35%) hielten noch mit

einer festen Parteiloyalität und einem hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe an den Grünen und Kleinparteien fest. Auffällig ist, dass die Grünen-Wähler ihre Wahlentscheidung nach ihrer Parteiidentifikation meistens zugunsten der SPD und der Linkspartei veränderten und wenig zugunsten der sonstigen Parteien. Die Wähler der Kleinparteien hatten zwar keine bestimmte politische Bindung, aber sie neigten bei der Landtagswahl zum Großteil zur SPD und zum kleinen Teil zu den übrigen Parteien. Somit sind die Wählerströme sowohl zwischen den Grünen und der SPD sowie der Linkspartei als auch zwischen Kleinparteien und SPD deutlich erkennbar. Die FDP- und Linke-Wähler zeigten eine unbeständige Parteiloyalität. Sie wanderten mit ihren Zweitstimmen sowohl entsprechend ihrer Parteiidentifikation zu einer Großvolkspartei als auch ohne bestimmte Parteitendenz zu unterschiedlichen mittleren Parteien und den Kleinparteien, sodass die Wählerströme nicht nur zwischen der FDP und der CDU sowie der Linkspartei, sondern auch zwischen der Linkspartei und der SPD, den Grünen sowie Kleinparteien entstanden. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien, der Grünen und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der übrigen mittleren Parteien akzeptiert wurden.

Im Rahmen der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ werden die Schätzergebnisse weiter für zuvor gestellte Forschungshypothesen überprüft. Zunächst erreichte die SPD fast 55% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler und erhielt parallel die Mehrheit der Zweitstimmen von den Grünen (11%), der Linkspartei (31%) und den Kleinparteien (40%). Die SPD befand sich damit nicht unter dem Einfluss der Bundestagswahl 2009. Als größte Oppositionspartei gewann sie den Wahlsieg und einen großen Oppositionsbonus. Im Vergleich zur SPD kam die CDU auf fast 40%,

jedoch erhielt sie nur die Mehrheit der Zweitstimmen von der FDP (54%), aber jeweils unter 1% von den übrigen Parteien. Trotz der relativ hohen Parteiloyalität verteidigte die CDU als die größte Regierungspartei im Bund ihren Zweitstimmenanteil ohne Erfolg, sodass sie nicht vom Honeymoon der neuen Bundesregierung profitierte. Dementsprechend büßte die FDP als Regierungsmitglied einen Großteil ihres Zweitstimmenanteils ein und wurde jeweils von unter 7% von Wählern der übrigen Parteien gewählt, sodass sie keinen Amtsbonus erhielt, sondern einen Amtsmalus. Als eine Oppositionspartei bekam die Grünen 58% der Zweitstimmen ehemaliger Grünen-Wähler, 31% von Linke-Wählern und jeweils weniger als 8% von den übrigen Wählern. Die Grünen behielten zwar erfolgreich ihre Zweitstimmen bei, aber sie profitierten nur wenig vom Oppositionsbonus.

Die Linkspartei erhielt trotz der niedrigen Parteiloyalität (13%) noch 21% bis 28% der Zweitstimmen von den Grünen- und FDP-Wählern, sodass sie als eine Oppositionspartei tatsächlich bei der regionalen Landtagswahl vom Oppositionsbonus profitierte. Dann wurde die Piratenpartei nur von weniger als 7% der Wähler aller anderen Parteien gewählt, damit gab es keine weiteren Zuwanderer aus sonstigen Parteien. Die Kleinparteien inkl. rechtsextremer Kleinparteien erhielten die meisten Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der Kleinparteien (42%), der SPD (28%), der CDU (35%) und der Linkspartei (19%) und weniger von den übrigen Parteien, sodass sie merklich vom Oppositionsbonus profitierten. Es ist wahrscheinlich, dass die Wähler bei nachrangigen regionalen Wahlen Kleinparteien zum Experiment ihrer politischen Potentiale oder aufgrund der Unzufriedenheit mit den gegenwärtigen Parteien wählten (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999). Daraus wird gefolgert, dass die Wahlebene das Wahlverhalten tatsächlich beeinflusst und der Wahlzyklus eigentlich keine Auswirkung auf das Wahlverhalten hat. Durch die Annahmen der „Se-

cond-Order-Election-Theorie“ können die Schätzergebnisse des EI-Modells nur teilweise erklärt werden, sodass die Hypothesen H1 und H2 nicht haltbar sind.

2.3 Die Wählerströme zwischen den Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und Erststimmen bei der Landtagswahl 2010

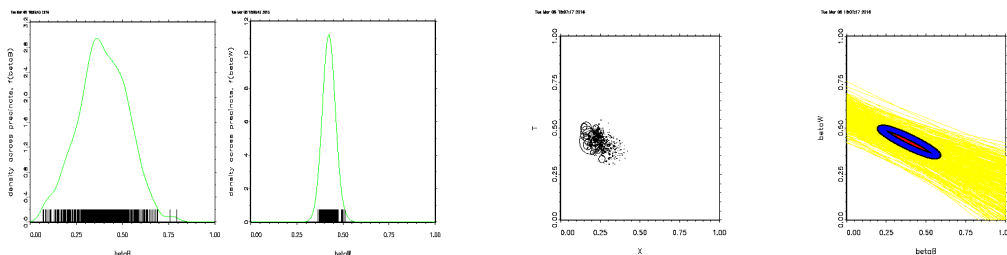
Tabelle 3.15: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“

		Landtagswahl 2010 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)	SPD	0,9684 (0,0028)	0,0111 (0,0011)	0,0495 (0,0093)	0,0894 (0,0016)	0,0083 (0,0008)	0,1185 (0,0022)	0,4515 (0,0153)
	CDU	0,0103 (0,0011)	0,8985 (0,0052)	0,0098 (0,0044)	0,0884 (0,0019)	0,0075 (0,0008)	0,0917 (0,0011)	0,4095 (0,0066)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,6486 (0,0359)	0,042 (0,0052)	0,0764 (0,0098)	0,2864 (0,0072)	0,0069 (0,0011)	0,3328 (0,0052)	0,019 (0,0015)
	FDP	0,0091 (0,0008)	0,9767 (0,0111)	0,3721 (0,0074)	0,2157 (0,0014)	0,0074 (0,0008)	0,179 (0,0024)	0,027 (0,0018)
	Piraten	0,6653 (0,0209)	0,088 (0,0100)	0,9848 (0,0013)	0,954 (0,0053)	0,0785 (0,0099)	0,8522 (0,0157)	0,0387 (0,0028)
	Die Linke	0,9925 (0,0010)	0,0215 (0,0024)	0,0994 (0,0106)	0,3025 (0,0065)	0,0092 (0,0040)	0,4536 (0,0067)	0,982 (0,0024)
	Kleinparteien	0,5513 (0,0277)	0,0293 (0,0153)	0,1278 (0,0022)	0,0703 (0,0007)	0,0055 (0,0006)	0,0828 (0,0012)	0,5748 (0,0132)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Bei den Zellenwerten in der Tabelle 3.15 sieht man die tatsächlichen Schätzergebnisse des King'schen EI-Modells im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“. Die Zellenwerte wie z.B. β_i^{CR} befinden sich noch im akzeptablen Bereich wie es in Abbildung 3.13 erkennbar ist:

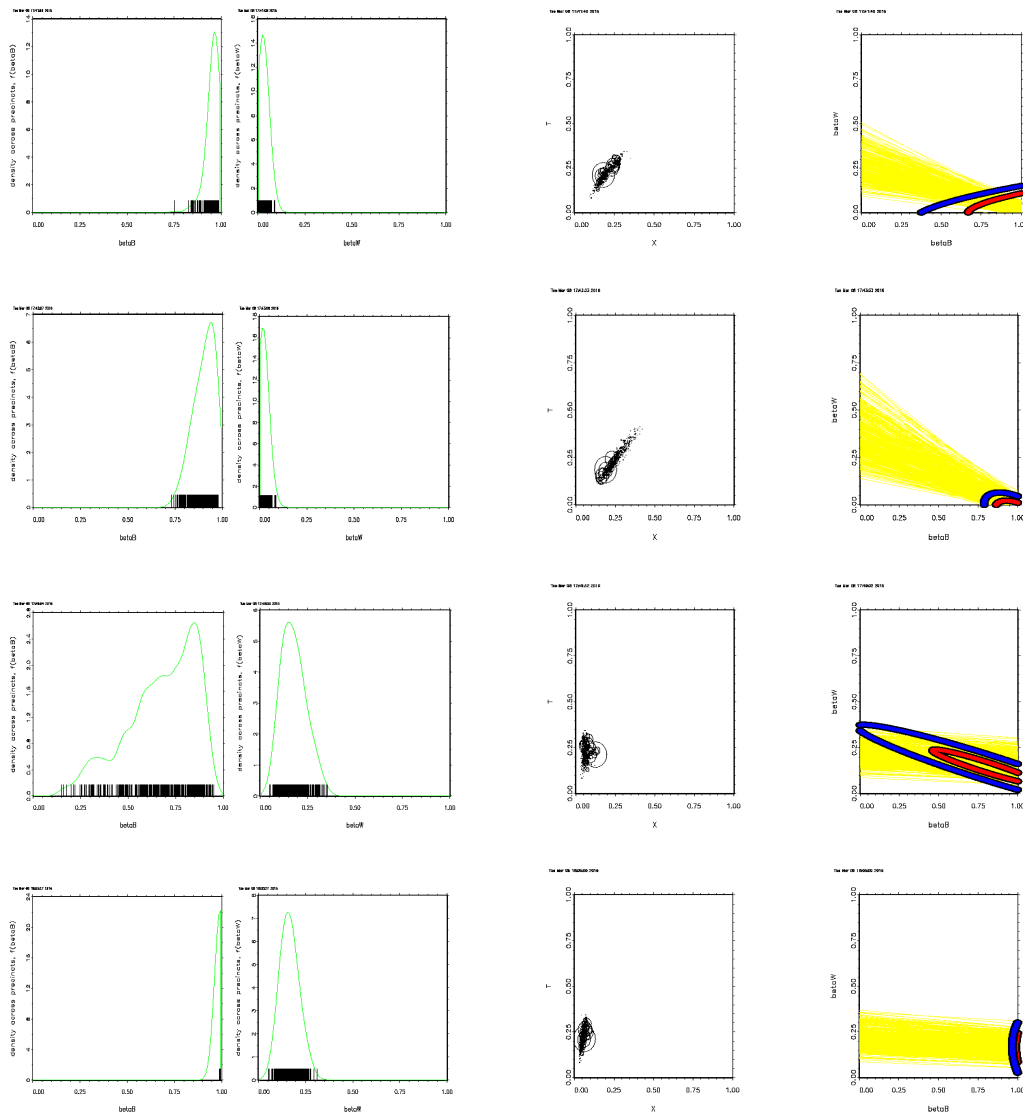
Abbildung 3.13: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}



Die Abbildung 3.13 erläutert zunächst ähnliche regelmäßige Normalverteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W bei Dichteschätzungen. Die simulierten Parameterschätzer für β_i^B verbreiten sich zwischen 0,05 und 0,7, die Werte für β_i^W verbreiten sich zwischen 0,35 und 0,50. Dennoch überlagern sich die Verteilungen von β_i^B und β_i^W auch in einem kleinen Umfang und es gibt keine große Abweichung beider Ver-

teilungen (Klima 2011). Im Vergleich zwischen dem Streudiagramm und dem Tomografieplot befinden sich die Schätzwerte und Beobachtungen fast in gleicher Lage im Einheitsquadrat, damit sind die Schätzwerte plausibel und die Verteilungsannahme wurde bei β_i^{CR} erfüllt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). In Tabelle 3.15 gehen die Zellenwerte von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{PF}, \beta_i^{PL}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LR}$ über 0,6 hinaus und damit trat offensichtlich der Aggregationsbias ein. In Abbildung 6 sind die abweichenden Schätzwerte $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$ dargestellt, welche jeweils in jeder Zeile die höchsten Werte der Berechnung sind.

Abbildung 3.14: Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$



Bei den Dichteschätzungen in Abbildung 3.14 weichen die Verteilungen der globalen

Parameter β_i^B und β_i^W bei den Zellenwerten $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$ voneinander ab und alle β_i^B und β_i^W scheinen unregelmäßige Verteilungen zu haben. Die Schätzwerte für β_i^B und β_i^W streuen zum Teil in einem breiten Bereich und versammeln sich zum Teil auf einem Punkt. Die Verteilungen bei allen β_i^B und β_i^W überschneiden sich nicht. Im Vergleich zwischen dem Streudiagramm und dem Tomografieplot entsprechen alle mit blauen und roten Ringen markierten Schätzwerte bei den Tomografien von $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{LS}$ auch nicht den Lagen der Beobachtungen bei den Streudiagrammen. Solche Schätzergebnisse sind nicht akzeptabel und die Verteilungsannahme wurde wegen des Aggregationsbias nicht realisiert (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Die gesamte Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix wurde durch 40 Iterationsschritte des Algorithmus angepasst. Daraus resultierende Schätzergebnisse sind im Folgenden rekonstruiert worden.

Tabelle 3.16: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse des King'schen EI-Modells im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“

		Landtagswahl 2010 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)	SPD	0,566917942	0,004874153	0,037209486	0,063622555	0,006545542	0,082087901	0,238742422
	CDU	0,007967261	0,521315578	0,009733767	0,083125117	0,007815112	0,083933737	0,286109427
	Grüne	0,419364327	0,02036923	0,06342945	0,225110481	0,006009879	0,254620426	0,011096207
	FDP	0,005266547	0,423990887	0,276520461	0,151754949	0,005769237	0,122583769	0,01411415
	Piraten	0,15455253	0,01533388	0,293757986	0,269410882	0,024565768	0,234258581	0,008120373
	Die Linke	0,337570938	0,00548509	0,043411417	0,125074299	0,004215261	0,18255888	0,301684114
	Kleinparteien	0,380886628	0,015183998	0,113376131	0,059043381	0,005118851	0,067691393	0,358699617

Im Rahmen des Modells „Zweitstimmen (2009) – Erststimmen (2010)“ geht es bei Tabelle 3.16 um die Wählerstromanalysen zwischen 2009 und 2010. Zunächst gaben 56,69% ehemaliger SPD-Wähler ihre Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 wieder der SPD ($\beta_i^{SS}=0,5669$), 23,87% gaben sie Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,2387$), 8,21% der Linkspartei ($\beta_i^{SL}=0,0821$), 6,36% der FDP ($\beta_i^{SF}=0,0636$) und jeweils unter 4% den übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0049$, $\beta_i^{SG}=0,0372$, $\beta_i^{SP}=0,0065$). In der zweiten Zeile votierten 52,13% ehemaliger CDU-Wähler nochmals für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,5213$), aber 28,61% für Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,2861$), jeweils rund 8% für die FDP und die Links-

partei ($\beta_i^{CF}=0,0831$, $\beta_i^{CL}=0,0839$) und jeweils unter 1% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0080$, $\beta_i^{CG}=0,0097$, $\beta_i^{CP}=0,0078$). Mehr als die Hälfte der Wähler beider Großvolksparteien hatten einen sehr hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und eine beständige Parteiloyalität, wobei der Anteil der SPD um 4% höher als der der CDU war.

Die meisten SPD-Wähler unterstützten immer die SPD, aber 3% bis 8% veränderten ihre Erststimmen zugunsten der Grünen, der FDP und der Linkspartei und 24% entschieden sich für die Kandidaten der Kleinparteien. Die meisten CDU-Wähler präferierten die Kandidaten der CDU nach wie vor. Trotzdem wechselten 8% bis 29% der CDU-Wähler zu der FDP, der Linkspartei und der Kleinparteien. Auffällig ist, dass die SPD kaum Zuwanderer von der CDU erfuhr wie auch umgekehrt. Die Wählerströme sind zwischen der SPD und der CDU selten eingetreten. Zwischen der SPD und den Grünen, der FDP, der Linkspartei und den Kleinparteien bzw. zwischen der CDU und der FDP, der Linkspartei und den Kleinparteien sind Wählerströme deutlich erkennbar.

In den weiteren Zeilen präferierten 6,34% ehemaliger Grünen-Wähler wieder die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,0634$), 41,94% präferierten die SPD ($\beta_i^{GS}=0,4194$), 25,46% die Linkspartei ($\beta_i^{GL}=0,2546$), 22,51% die FDP ($\beta_i^{GF}=0,2251$) und 3% die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0204$, $\beta_i^{GP}=0,0060$, $\beta_i^{GR}=0,0111$). 15,18% ehemaliger FDP-Wähler wählten wieder die FDP ($\beta_i^{FF}=0,1518$), 42,40% die CDU ($\beta_i^{FC}=0,4240$), 27,65% die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,2765$), 12,26% die Linkspartei ($\beta_i^{FL}=0,1226$) und jeweils unter 2% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0053$, $\beta_i^{FP}=0,0058$, $\beta_i^{FR}=0,0141$). Nur 2,46% der ehemaligen Piraten-Wähler entschieden sich wieder für die Piratenpartei ($\beta_i^{PP}=0,0246$), 29,38% für die Grünen ($\beta_i^{PG}=0,2938$), 26,94% für die FDP ($\beta_i^{PF}=0,2694$), 23,43% für die Linkspartei ($\beta_i^{PL}=0,2343$) und 15,46% für die SPD ($\beta_i^{PS}=0,1546$) sowie jeweils

unter 2% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{PC}=0,0153$, $\beta_i^{PR}=0,0081$). 18,26% ehemaliger Linke-Wähler zogen wieder die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,1826$) vor, aber 33,76% die SPD ($\beta_i^{LS}=0,3376$), 30,17% die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,3017$), 12,51% die FDP ($\beta_i^{LF}=0,1251$) und jeweils unter 5% die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0055$, $\beta_i^{LG}=0,0434$, $\beta_i^{LP}=0,0042$).

In den letzten Zeilen stimmten 35,87% der Wahlberechtigten, die in 2009 die Kleinparteien wählten bzw. nicht wählen gingen, bei der Landtagswahl NRW 2010 nochmals für die Kleinparteien oder gingen nicht wählen ($\beta_i^{RR}=0,3587$), aber 38,09% stimmten für die SPD ($\beta_i^{RS}=0,3809$), 11,34% für die Grünen ($\beta_i^{RG}=0,1134$), 6,77% für die Linkspartei ($\beta_i^{RL}=0,0677$) und 5,9% für die FDP ($\beta_i^{RF}=0,0590$) sowie jeweils unter 2% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{RC}=0,0152$, $\beta_i^{RP}=0,0051$). Nur die Wähler der Kleinparteien hatten einen relativ hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und eine solide Parteiloyalität, aber trotz höherer Parteiloyalität gaben sie gleichzeitig der SPD und den Grünen ihre meisten Erststimmen. Die Parteiloyalität der FDP- und Linke-Wähler ist zwar höher als die der Grünen- und Piraten-Wähler, jedoch beträgt deren Stabilitätsgrad in ihren Stimmabgaben in der Tabelle 3.14 nur 15% bis 18%. Die FDP- und Linke-Wähler veränderten ihre Erststimmen einerseits nach ihrer Parteiidentifikation zugunsten der CDU und der SPD, aber andererseits wählten sie ohne Einhaltung ihrer politischen Bindung mittlere Parteien oder die Kleinparteien.

Die Grünen-Wähler verhielten sich nicht treu gegenüber ihrer in der vorangegangenen Wahl gewählten Partei, doch wanderten sie diesmal sowohl entsprechend ihrer Zuordnung im Parteispektrum meistens zu der SPD (42%) und der Linkspartei (25%) sowie ohne bestimmte Parteiidentifikation zu unterschiedlichen mittleren Parteien ab wie z.B. zur FDP (23%). Die Piraten-Wähler änderten ihre Wahlentscheidung zum Großteil zugunsten nahestehender Parteien und teilweise ohne bestimmte Parteitendenz zugunsten der FDP, wobei die SPD, die Grünen, die FDP und die Linkspartei

15% bis 29% der Erststimmen erhielten. Schließlich tendierten die meisten Wähler der Kleinparteien inkl. extremer Kleinparteien in ihrem Wahlverhalten zu der SPD (38%) und den Grünen (11%) und jeweils ca. 6% zu den übrigen Parteien. Aus den obigen Analysen folgt, dass die meisten Wähler der mittleren Parteien und der Kleinparteien sich entweder einer bestimmten Großvolkspartei näherten oder ohne bestimmte Parteiidentifikation irgendeiner mittleren Partei oder Kleinpartei den Vorzug gaben. Die unterschiedlichen bidirektionalen Wählerströme spielten sich somit offensichtlich zwischen den oben erwähnten Parteien ab. Aus den obigen Analyseergebnissen lässt sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien akzeptiert wurden.

Hinsichtlich der Überprüfung der Forschungshypothesen ist bei der „Second-Order-Election-Theorie“ zu sehen, dass die SPD erfolgreich fast 57%, 42%, 15%, 34% bzw. 38% der Erststimmen ehemaliger SPD-, Grünen-, Piraten-, Linke-Wähler und Wähler der Kleinparteien hinzugewann. Als größte Oppositionspartei im Bund erfuhr die SPD jedes Mal den großen Oppositionsbonus bei einer nachrangigen regionalen Wahl. Die CDU erhielt die Mehrheit der Erststimmen ehemaliger CDU- und FDP-Wähler (52% bzw. 42%), sodass sie trotz fehlendem Wahlstimmenanteil von Oppositionsparteien ihren wesentlichen Erststimmenanteil erfolgreich verteidigen konnte und sich noch unter dem Einfluss der Bundestagswahl 2009 befand. Bei FDP-Wählern blieb die Parteiloyalität niedrig, womit sich nur rund 15% nicht unter Einfluss der Bundestagswahl 2009 befanden. Trotzdem gewann die FDP 13% bis 27% der Erststimmen von den Grünen, der Piratenpartei und der Linkspartei hinzu, sodass die FDP noch vom Amtsbonus profitierte.

Die Grünen- und Piraten-Wähler schienen sehr wechselbreit zu sein (6% und 2%).

Allerdings erhielten die Grünen 28% bzw. 29% der Erststimmen von ehemaligen Wählern der FDP und der Piratenpartei sowie rund 11% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien, dagegen erhielt die Piratenpartei nur weniger als 3% der Erststimmen von allen anderen Parteien. Damit profitierten die Grünen offensichtlich vom Oppositionsbonus, die Piratenpartei hingegen profitierte nicht davon. Die Linkspartei erhielt 18% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie 12%, 23% bzw. 25% von ehemaligen Wählern der FDP, der Piratenpartei und der Grünen. Daher wurde die Linkspartei nicht durch den „Honeymoon der neuen Bundesregierung“ (Bestätigungseffekt) beeinflusst und sie profitierte bei der nachrangigen regionalen Wahl noch mehr vom Oppositionsbonus. Zum Schluss hatten die Wähler der Kleinparteien ebenfalls eine hohe Parteiloyalität (36%). Die Kleinparteien erhielten 24% bis 30% der Erststimmen beider Großvolksparteien und der Linkspartei. Deswegen wurden diese Kleinparteien inkl. rechtsextremer Kleinparteien von Wählern, welche mit beiden Großvolksparteien und der Linkspartei unzufrieden waren, erheblich unterstützt (Dinkel 1977; Dinkel 1980; Sturm 1999). Als Oppositionsparteien bekamen sie die meisten Oppositionsbosse. Aus den obigen Analysen lässt sich feststellen, dass die Annahmen (die Hypothesen H1 und H2) meistens mit dem Wahlverhalten der Regierungsparteien übereinstimmen.

2.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010

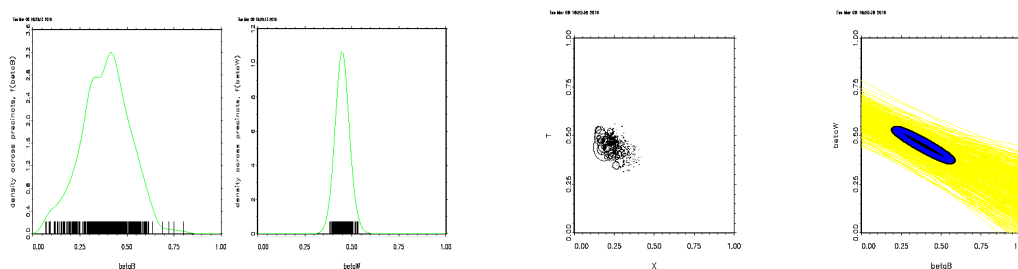
Tabelle 3.17: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“

		Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)	SPD	0,9717 (0,0012)	0,0147 (0,0015)	0,0479 (0,0080)	0,0076 (0,0008)	0,0245 (0,0010)	0,1283 (0,0026)	0,4965 (0,0140)
	CDU	0,0081 (0,0007)	0,8477 (0,0015)	0,1891 (0,0053)	0,1301 (0,0019)	0,0161 (0,0009)	0,0896 (0,0011)	0,41 (0,0054)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,6885 (0,0288)	0,0225 (0,0073)	0,9493 (0,0023)	0,1741 (0,0150)	0,0782 (0,0019)	0,3382 (0,0112)	0,0268 (0,0020)
	FDP	0,0081 (0,0010)	0,9974 (0,0001)	0,4432 (0,0393)	0,0406 (0,0020)	0,0409 (0,0019)	0,1934 (0,0028)	0,0417 (0,0032)
	Piraten	0,7069 (0,0180)	0,1065 (0,0270)	0,9843 (0,0013)	0,9674 (0,0034)	0,3613 (0,0206)	0,9264 (0,0082)	0,0617 (0,0043)
	Die Linke	0,9867 (0,0017)	0,0149 (0,0016)	0,7861 (0,0126)	0,1508 (0,0134)	0,0971 (0,0043)	0,4782 (0,0100)	0,9783 (0,0020)
	Kleinparteien	0,5061 (0,0224)	0,0142 (0,0015)	0,1618 (0,0023)	0,1085 (0,0009)	0,0141 (0,0025)	0,092 (0,0008)	0,661 (0,0125)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die Zelleinträge in Tabelle 3.17 beschreiben alle überschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“. Die Zellenwerte wie z.B. β_i^{CR} sehen noch akzeptabel aus und sind in Abbildung 3.15 dargestellt:

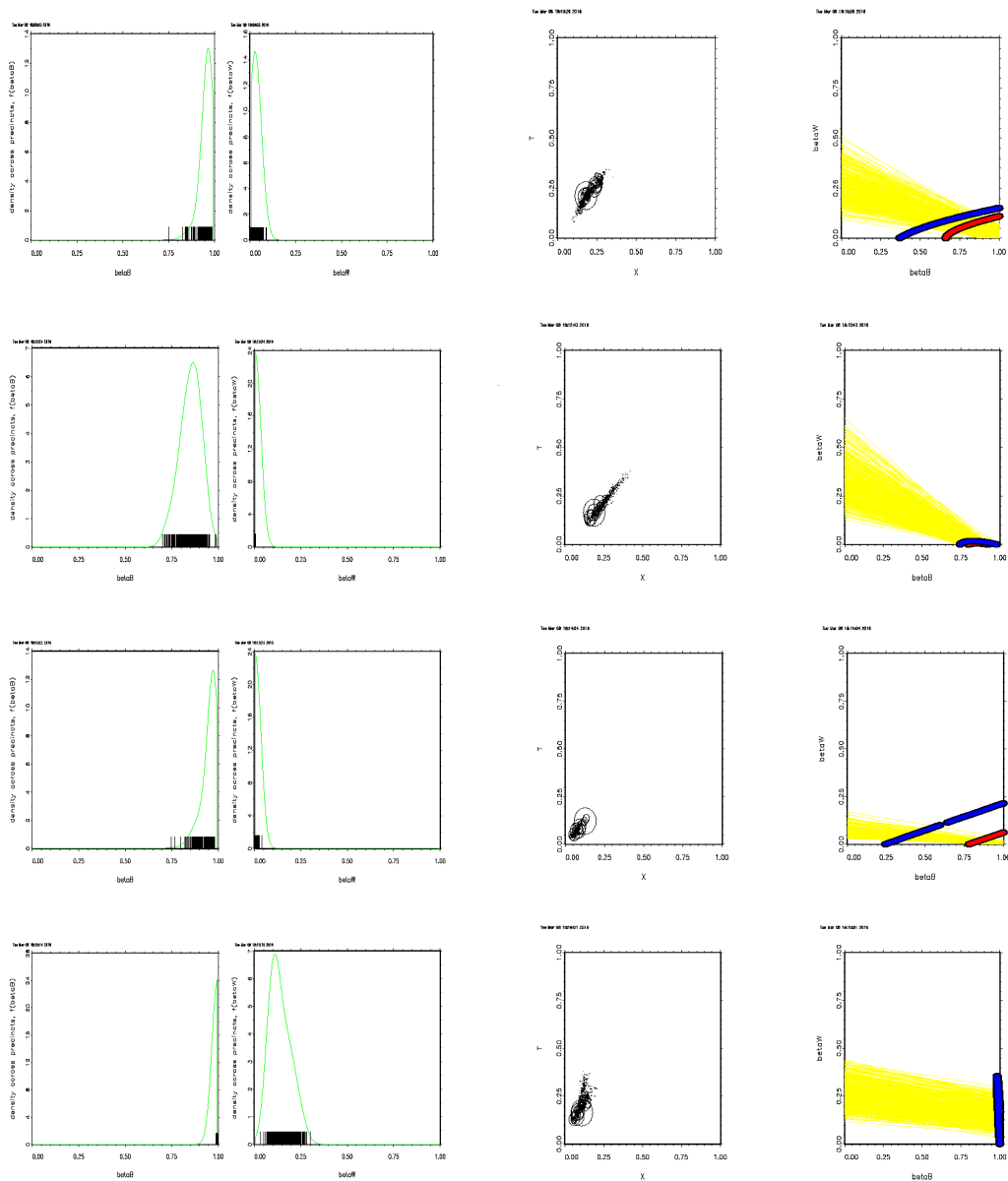
Abbildung 3.15: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}

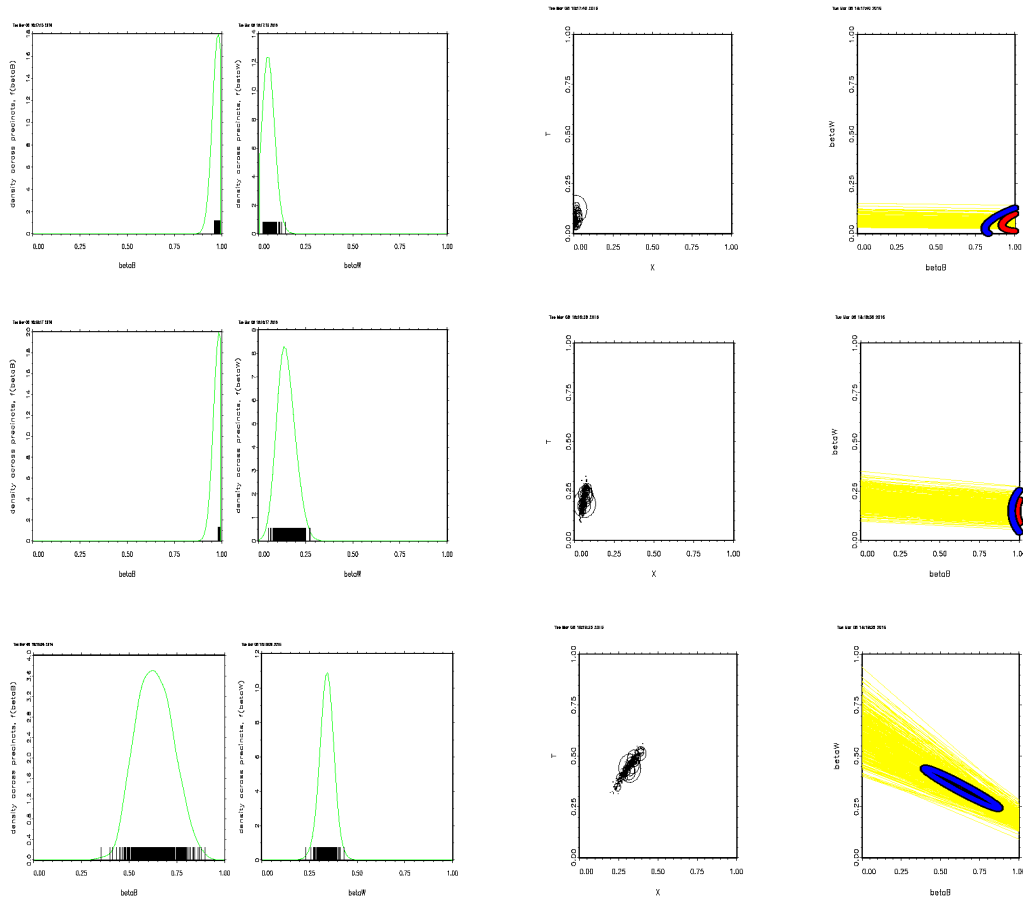


Aus den Dichteschätzungen in Abbildung 3.15 lassen sich zuerst die ähnlichen regelmäßigen Normalverteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W erkennen. Die mittels Kings EI-Modell simulierten Parameterwerte für β_i^B streuen zwischen 0,07 und 0,7 und die Werte für β_i^W bleiben zwischen 0,37 und 0,57. Die Verteilungen von beiden globalen Parametern β_i^B und β_i^W überlagern sich noch teilweise in einem kleinen Bereich und β_i^B weicht nur gering von β_i^W ab (Klima 2011). Im Vergleich zwischen dem Streudiagramm und dem Tomografieplot befinden sich die Schätzwerte

und Beobachtungen quasi in derselben Lage im Einheitsquadrat, sodass die Schätzwerte des King'schen EI-Modells plausibel zu sein scheinen und die Verteilungsannahme bei β_i^{CR} erfüllt wird (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). In Tabelle 8 sieht man, dass die Zellenwerte von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{PF}, \beta_i^{PL}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LR}, \beta_i^{RR}$ jeweils 0,6 beträchtlich überschreiten und die addierte Randwahrscheinlichkeit geht über eins hinaus. In Abbildung 3.16 sind die in jeder Zeile berechneten Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$ dargestellt.

Abbildung 3.16: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme, Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$





Bei den Dichteschätzungen in Abbildung 3.16 weichen die Verteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W , welche zu den Zellenwerten $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$ gehören, ebenfalls voneinander ab. Alle Schätzwerte von β_i^B und β_i^W zeigen erkennbar unregelmäßige Verteilungen, wobei alle β_i^B und β_i^W zum Teil in einem breiten Bereich streuen und sich zum Teil in einem Punkt versammeln. Die Verteilungen bei allen β_i^B und β_i^W überlagern sich kaum, einzig bei β_i^{RR} liegt die Verteilung von β_i^B in der Nähe zur Verteilung von β_i^W . Im Vergleich zwischen dem Streudiagramm und dem Tomografieplot stimmen alle mit blauen und roten Ringen markierten Schätzwerte bei Tomografien von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$ auch nicht mit den Positionen der Beobachtungen bei den Streudiagrammen überein. So können solche Schätzergebnisse nicht akzeptiert werden und die Verteilungsannahme wurde unter dem Einfluss des Aggregationsbias nicht erfüllt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Der Aggregationsbias führt zum Fehl-

schluss, sodass alle abweichenden Übergangswahrscheinlichkeiten durch 40 Iterationsschritten des Algorithmus angepasst werden mussten (Ambühl 2003). Die angepassten Zelleneinträge sind in Tabelle 8 dargestellt.

Tabelle 3.18: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“

		Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)	SPD	0,591106936	0,005786071	0,031998239	0,006036746	0,02019742	0,093233613	0,251640976
	CDU	0,005766852	0,390506752	0,147843435	0,120944615	0,015533726	0,076203307	0,243201313
	Grüne	0,274833132	0,005811393	0,416126464	0,090744299	0,042302677	0,161268947	0,008913088
	FDP	0,00534877	0,426158201	0,321384842	0,035006637	0,036600599	0,152558847	0,022942104
	Piraten	0,148272977	0,014453938	0,22671916	0,26495099	0,102699409	0,232121077	0,01078245
	Die Linke	0,276046058	0,002697213	0,241507672	0,055087517	0,036813881	0,159815169	0,22803249
	Kleinparteien	0,334199237	0,006067224	0,117328724	0,093552262	0,012617816	0,072571976	0,363662761

Im Modell „Zweitstimmen (2009) – Zweitstimmen (2010)“ zeigt die obige Tabelle 3.18 weitere Schätzergebnisse. In der ersten Zeile stimmten 59,11% ehemaliger SPD-Wähler bei der Landtagswahl NRW 2010 erneut für die SPD ($\beta_i^{SS}=0,5911$), 25,16% für die Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,2516$), 9,32% für die Linkspartei ($\beta_i^{SL}=0,0932$) und jeweils unter 4% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0058$, $\beta_i^{SG}=0,0320$, $\beta_i^{SF}=0,0060$, $\beta_i^{SP}=0,0202$). Die SPD erreichte über die Hälfte der Zweitstimmen und ihr Stabilitätsgrad ihrer Stimmenabgabe ist um 20% beträchtlich höher als bei der CDU. Obwohl 3%, 9% bzw. 25% der SPD-Wähler den Grünen, der Linkspartei und den Kleinparteien ihre Zweitstimmen gaben, verhielten sich die SPD-Wähler noch ziemlich treu gegenüber den Wählern der sonstigen Parteien.

In der zweiten Zeile votierten 39,05% ehemaliger CDU-Wähler wieder für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,3905$), aber 24,32% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,2432$), 14,78% für die Grünen ($\beta_i^{CG}=0,1478$), 12,09% für die FDP ($\beta_i^{CF}=0,1209$) und jeweils unter 8% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0058$, $\beta_i^{CP}=0,0155$, $\beta_i^{CL}=0,0762$). Die CDU kam zwar auf 39% der Zweitstimmen, aber ihr Zweitstimmenanteil ist im Vergleich zum dritten Modell um 13% gesunken. Ihre Wähler verhielten sich manchmal bei der Zweitstimmenabgabe zugunsten mancher Oppositionsparteien, wobei 7% bis 15% mit ihren

Zweitstimmen diesmal für die Linkspartei, für die FDP sowie für die Grünen stimmten und zum Großteil 24% zu Kleinparteien abwanderten. Interessant ist, dass nur wenige SPD-Wähler für die CDU und nur wenige CDU-Wähler für die SPD stimmten. So sind Wählerströme sowohl zwischen der SPD und der Linkspartei und der Kleinparteien als auch zwischen der CDU und den meisten mittleren Parteien sowie den Kleinparteien, aber kaum zwischen den beiden Großvolksparteien vorzufinden.

In den weiteren Zeilen entschieden sich 41,61% ehemaliger Grünen-Wähler nochmals für die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,4161$), 27,48% für die SPD ($\beta_i^{GS}=0,2748$), 16,13% für die Linkspartei ($\beta_i^{GL}=0,1613$), 9,07% für die FDP ($\beta_i^{GF}=0,0907$) und 4,23% für die Piraten ($\beta_i^{GP}=0,0423$) und jeweils unter 1% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0058$ und $\beta_i^{GR}=0,0089$); lediglich 3,5% ehemaliger FDP-Wähler präferierten nochmals die FDP ($\beta_i^{FF}=0,0350$), aber 42,62% die CDU ($\beta_i^{FC}=0,4262$), 32,14% die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,3214$), 15,26% die Linkspartei ($\beta_i^{FL}=0,1526$) und jeweils unter 4% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0053$, $\beta_i^{FP}=0,0366$, $\beta_i^{FR}=0,0229$). 10,27% ehemaliger Piraten-Wähler wählten wieder die Piratenpartei ($\beta_i^{PP}=0,1027$), 26,5% die FDP ($\beta_i^{PF}=0,2650$), 23,21% die Linkspartei ($\beta_i^{PL}=0,2321$), 22,67% die Grünen ($\beta_i^{PG}=0,2267$), 14,83% die SPD ($\beta_i^{PS}=0,1483$) und jeweils unter 2% die übrigen Parteien ($\beta_i^{PC}=0,0145$, $\beta_i^{PR}=0,0108$). 15,98% ehemaliger Linke-Wähler zogen die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,1598$) vor, 27,60% die SPD ($\beta_i^{LS}=0,2760$), 24,15% die Grünen ($\beta_i^{LG}=0,2415$), 22,8% die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,2280$) und jeweils unter 6% die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0027$, $\beta_i^{LF}=0,0551$, $\beta_i^{LP}=0,0368$).

In den letzten Zeilen stimmten 36,36% der Wahlberechtigten, die in 2009 die Kleinparteien wählten oder nicht wählen gingen, in 2010 (wieder) für die Kleinparteien oder gingen nicht wählen ($\beta_i^{RR}=0,3636$). Außerdem entschieden sich 33,42% von diesen Wählern für die SPD ($\beta_i^{RS}=0,3342$), 11,73% für die Grünen ($\beta_i^{RG}=0,1173$),

9,35 für die FDP ($\beta_i^{RF}=0,0935$) und 7,26% für die Linkspartei ($\beta_i^{RL}=0,0726$) und jeweils unter 2% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{RC}=0,0061$, $\beta_i^{RP}=0,0126$). Die Grünen-Wähler und die Wähler der Kleinparteien verfügten über eine relativ stabile Parteiloyalität und einen höheren Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe (41,61% bzw. 36,37%). Die Grünen-Wähler änderten ihre Wahlentscheidungen meistens nach ihrer Parteiidentifikation zugunsten der SPD, der Linkspartei und teilweise zugunsten der übrigen Parteien. Die Wähler der Kleinparteien wanderten diesmal meistens zur SPD (rund 33%) und zu den Grünen (ca. 11%) sowie verstreut zu den übrigen Parteien ab.

Die Piraten- und Linke-Wähler besaßen eine relativ niedrige Parteiloyalität, wobei ihre Wähler gleichzeitig ohne bestimmte Parteitendenz die SPD und unterschiedliche mittlere Parteien sowie Kleinparteien wählten. Schließlich gaben die FDP-Wähler parallel nach ihrer Zuordnung des Parteienspektrums der CDU und ohne Einhaltung ihrer Parteitendenz den übrigen Parteien ihre Zweitstimmen. Demnach lassen sich die Wählerströme oft zwischen mittleren Parteien, den Kleinparteien und den beiden Großvolksparteien oder zwischen mittleren Parteien und den Kleinparteien oder nur zwischen mittleren Parteien deutlich feststellen. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien, der Grünen und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der übrigen mittleren Parteien haltbar sind.

Bei der Überprüfung der Forschungshypothesen durch die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ sieht man, dass zunächst die SPD die 60% der Zweitstimmen ehemaliger SPD-Wähler und 15% bis 33% der Zweitstimmen außer Wähler der CDU und der FDP von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien erhielt, sodass sie als größte Oppositionspartei im Bund den großen Oppositionsbonus erfuhr. Die CDU büßte die Zweitstimmen der ehemaligen CDU-Wähler ein (39%) und bekam

lediglich von der FDP eine Mehrheit der Zweitstimmen (43%). Damit geriet die CDU weder unter dem positiven Einfluss der Bundestagswahl 2009 noch erfuhr sie einen Amtsbonus bei der nachrangigen regionalen Wahl. Fast kein „Bestätigungseffekt“ (der Honeymoon einer neuen Bundesregierung) liegt bei der CDU vor. Die Grünen behielten ihre 42% der Zweitstimmen bei und wurden außer der CDU von 11% bis 32% der Wähler aller übrigen Parteien gewählt. Somit erfuhren die Grünen dieses Mal den großen Oppositionsbonus bei der Landtagswahl 2010. Die FDP verteidigte ihre Zweitstimmen (4%) ohne Erfolg und bekam zusätzlich nur 9% bis 26% der Zweitstimmen von den Kleinparteien, den Grünen, der CDU und der Piratenpartei. Als Regierungspartei im Bund erfuhr die FDP somit keinen Amtsbonus und ein „Bestätigungseffekt“ kam bei der FDP nicht vor. Die Piratenpartei als kleinere Oppositionspartei konnte von der nachrangigen regionalen Wahl nicht profitieren, da sie nur von 10% ihrer ehemaligen Wähler sowie von jeweils unter 5% der zusätzlichen Zuwanderer aus den übrigen Parteien gewählt wurde.

Als Oppositionspartei erhielt die Linkspartei dagegen mehrere Oppositionsbonusse, weil sie sowohl 16% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler als auch 15% bis 23% von ehemaligen Wählern der FDP, der Grünen und der Piratenpartei bekam. Schließlich erhielten die Kleinparteien 36% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie 23% bis 25% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern beider Großparteien und der Linkspartei, sodass sie erfolgreich von denjenigen Wählern den Großteil des Oppositionsbonus hinzugewannen, die mit beiden Großvolksparteien unzufrieden waren. Es fällt auf, dass nur die Kleinparteien inkl. rechtsextremer Kleinparteien den großen Zweitstimmenanteil bei der nachrangigen regionalen Nebenwahl von Großvolksparteien erhielten. Aus obenstehenden Analysen wird geschlossen, dass die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ dem verän-

dernten Wahlverhalten der Wähler bei der Zweitstimmenabgabe entgegenstehen. Die Hypothesen H1 und H2 sind damit inakzeptabel.

3. Fallanalyse der NRW-Wahlen bei Wahlen zwischen der Landtagswahl 2010 und der Landtagswahl 2012

Obwohl nach Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ die Landtagswahlen immer als nachrangig oder Nebenwahlen betrachtet werden sollen, beeinflussen sich beide Landtagswahlen gegenseitig, wenn keine Bundestagswahlen zwischenzeitlich stattfinden. Im Rahmen der Theorie des Second-Order-Election-Effekts ist zu erkennen, dass die Wechselwähler immer zwischen Haupt- und Nebenwahlen auf beiden Ebenen oft eingetreten sind, da es sich um die Kanzlerkandidaten handelt und die Bundespolitik immer vorgeht (Schoen 2011). Eigentlich bewegten sich die Wähler bei regionalen Wahlen ebenso zwischen unterschiedlichen Parteien; wie es die folgenden Tabellen darstellen, gewann die Rot-Grün-Koalition bei der Landtagswahl in NRW in 2012 eine erhebliche Mehrheit. Die Erststimmen für die SPD und für die Piraten sind gesondert um 3,8% bzw. 6,99% gestiegen, Für die Grünen stimmten 11,4 % der Wähler. Die CDU verlor mit 26,3% ihre deutliche Mehrheit in 2012. Die Piraten bekamen 7,8% und zogen erstmals in den Landtag ein. Die FDP kommt auf 8,5 Prozent. Die Linke erreichte lediglich 2,5% und schied aus dem Parlament aus. Die SPD, die Piraten, die die Grünen und die FDP haben mehr Sitze bekommen.

Tabelle 3.19: Die Wahlergebnisse der Landtagswahl 2010 und Landtagswahl 2012

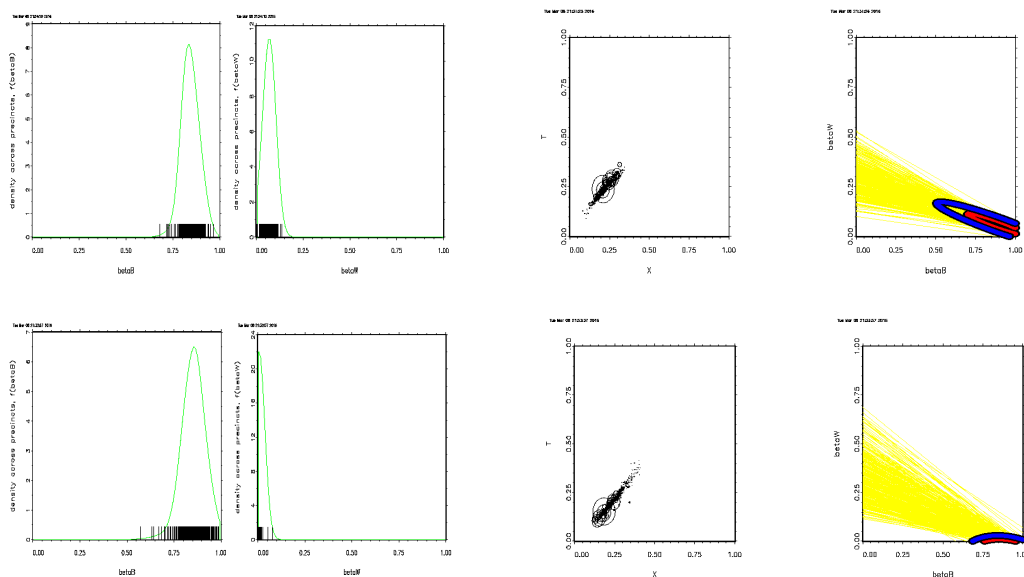
Landtagswahl 2010							
	Erststimmen				Zweitstimmen		
	Erststimmen absolut	Anteil in %	Wahlkreisbewerber	Direktmandate	Zweitstimmen absolut	Anteil in %	Sitze
CDU	2.983.788	38,54	128	67	2.681.700	34,56	67
SPD	2.980.311	38,5	128	61	2.675.818	34,48	67
Grüne	784.826	10,14	128		941.162	12,13	23
FDP	363.895	4,7	128		522.229	6,73	13
Die Linke	415.241	5,36	128		435.627	5,61	11
Piraten	70.610	0,91	66		121.046	1,56	

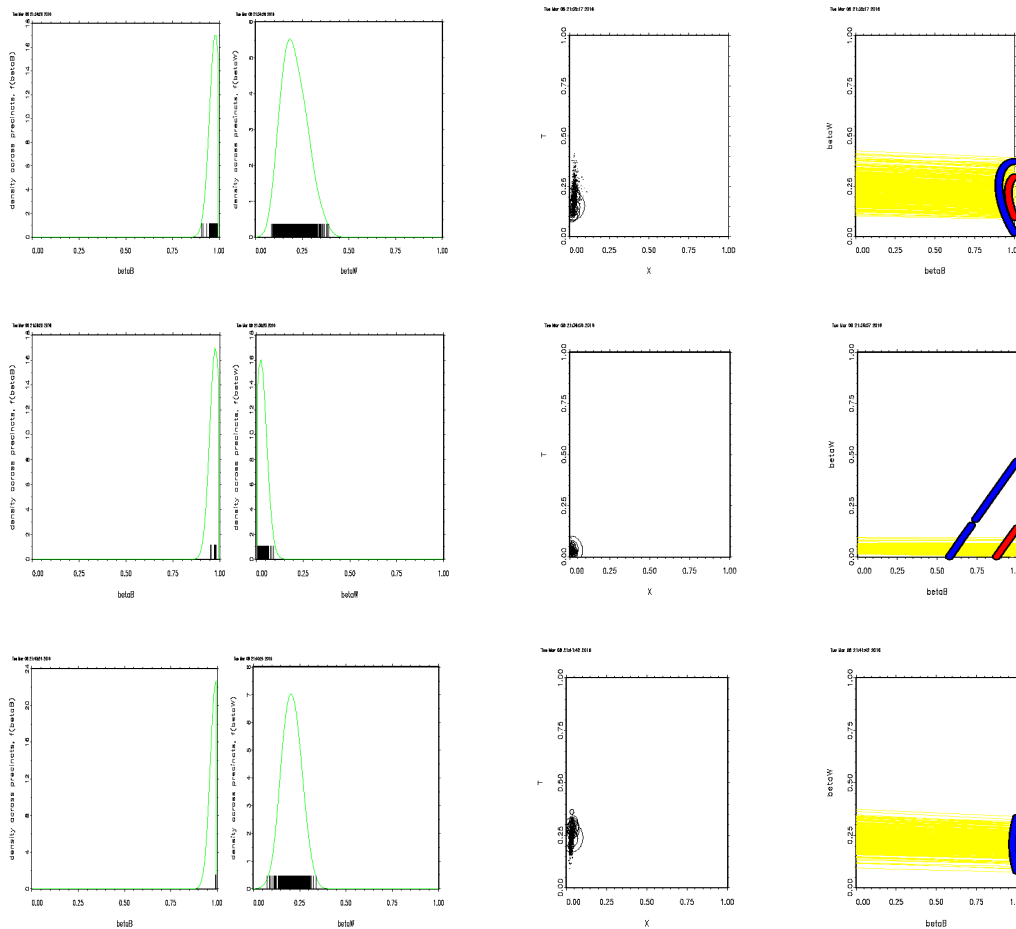
Landtagswahl 2012							
	Erststimmen				Zweitstimmen		
	Erststimmen absolut	Anteil in %	Wahlkreisbewerber	Direktmandate	Zweitstimmen absolut	Anteil in %	Sitze
SPD	3.290.561	42,3	128	99	3.049.983	39,1	99
CDU	2.545.309	32,7	128	29	2.050.321	26,3	67
Grüne	723.581	9,3	128		884.298	11,3	29
FDP	372.727	4,8	128		670.082	8,6	22
Piraten	617.926	7,9	128		609.176	7,8	20
Die Linke	201.637	2,6	127		194.428	2,5	

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die Abbildung 3.17 zeigt bei Dichteschätzungen zwei teilweise regelmäßige und sich überlagern die Verteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W . Die Werte für β_i^B wurden zwischen 0,07 und 0,72 ausgerechnet, die für β_i^W wurden aber im engen Bereich zwischen 0,34 und 0,52 begrenzt (Klima 2011). Im Vergleich zwischen dem Streudiagramm und dem Tomografieplot stehen die Schätzwerte und die Beobachtungen zugleich in ähnlichen Positionen im linken Sektor im Einheitsquadrat, damit gelten die Schätzwerte bei β_i^{CR} als plausibel und die Verteilungsannahme wurde nicht verletzt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Bei den Zellenwerten in Tabelle 3.20 wurden $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{FG}, \beta_i^{FP}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{PF}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LP}, \beta_i^{LR}$ jeweils über 0,6 geschätzt; damit schreitet die addierte Randwahrscheinlichkeit jeder Zeile unter Einfluss des Aggregationsbias über eins. Dies führt bei Wählerstromanalysen zum möglichen Fehlschluss hinsichtlich der Stabilität der Stimmabgabe. Die folgende Abbildung 3.18 veranschaulicht, inwieweit die in jeder der Zeile am meist überschätzten Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PF}, \beta_i^{LS}$ von den Beobachtungen abweichen.

Abbildung 3.18: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PF}, \beta_i^{LS}$





Bei den obenstehenden Dichteschätzungen sieht man jede eigenartige unregelmäßige Verteilung bei β_i^B und β_i^W für die überschätzten Zellerwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PF}, \beta_i^{LS}$, wobei alle Verteilungen bei β_i^B mit den Verteilungen bei β_i^W nicht übereinstimmen und die Werte für β_i^B und β_i^W sind teils unregelmäßig breit verstreut und teils auf einem Punkt gefallen. Bei den Streudiagrammen und den Tomografieplots erkennt man, dass sich alle Schätzwerte bei den Tomografien von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PF}, \beta_i^{LS}$ und alle Beobachtungen bei den Streudiagrammen in unterschiedlichen Sektoren in Einheitsquadraten befinden. Daher werden solche Schätzergebnisse aufgrund des Aggregationsbias nicht akzeptiert. Dies führt zur Verletzung der Verteilungsannahme des EI-Modells (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). In diesem Falle müssen die obigen unplausiblen Schätzwerte mittels des Algorithmus angepasst werden, damit die Randwahrscheinlichkeit in der Nähe zu eins liegen. Hier wurden 40 Iterationsschritte

des Algorithmus abwechselnd zeilen- und spaltenweise durchgeführt. Die verbesserten Übergangswahrscheinlichkeiten sind als eine rekonstruierte Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix in Tabelle 3.21 dargestellt.

Tabelle 3.21: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2012“

		Landtagswahl 2012 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Erststimmen)	SPD	0,499387221	0,009017724	0,05613226	0,045837701	0,134291361	0,026162882	0,22917085
	CDU	0,005007324	0,471924745	0,116612314	0,050296876	0,109648109	0,015897595	0,230613037
	Grüne	0,287741872	0,053575655	0,097196552	0,313206968	0,096254107	0,136462803	0,015562044
	FDP	0,003312211	0,246238019	0,30454818	0,093404164	0,302820043	0,040723278	0,008954105
	Piraten	0,320855247	0,037760245	0,079822858	0,337288873	0,095007564	0,11998656	0,009278652
	Die Linke	0,218773193	0,005117456	0,276509553	0,023165936	0,277801954	0,002333925	0,196297982
	Kleinparteien	0,099804225	0,212062479	0,110652046	0,046565675	0,117051524	0,016002306	0,397861747

Aus den obigen Übergangswahrscheinlichkeiten aus Kings EI-Modell ist im Modell „Erststimmen (2010) – Erststimmen (2012)“ zu ersehen, dass in der ersten Zeile 49,94% ($\beta_i^{SS} = 0,4994$) ehemaliger SPD-Wähler bei der Landtagswahl 2010 und 2012 wieder die SPD, aber 13,43% die Piratenpartei ($\beta_i^{SP} = 0,1343$), 22,82% die Kleinparteien ($\beta_i^{SR} = 0,2282$) und jeweils weniger als 6% die übrigen Parteien ($\beta_i^{SC} = 0,0090$, $\beta_i^{SG} = 0,0561$, $\beta_i^{SF} = 0,0458$, $\beta_i^{SL} = 0,0262$) wählten. In der zweiten Zeile stimmten 47,19% ehemaliger CDU-Wähler wieder für die CDU ($\beta_i^{CC} = 0,4719$), aber 11,66% für die Grünen ($\beta_i^{CG} = 0,1166$), 10,94% für die Piratenpartei ($\beta_i^{CP} = 0,1094$), 23,06% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR} = 0,2306$) und 6% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS} = 0,0050$, $\beta_i^{CF} = 0,0503$, $\beta_i^{CL} = 0,0159$). Die beiden Großvolksparteien erhielten jeweils fast die Hälfte der Stimmen der eigenen Wähler aus der vorangegangenen Wahl, d.h. ihre Wähler verhielten sich bei der Erststimmenabgabe loyal. Damit scheint der Stabilitätsgrad bei beiden Großvolksparteien ähnlich hoch zu sein. Die SPD-Wähler änderten ihre Wahlentscheidungen meistens zugunsten der Piratenpartei oder der Kleinparteien, aber nicht zugunsten der CDU. Die CDU-Wähler änderten ihre Wahlentscheidungen ohne eine bestimmte Parteiidentifikation meistens zugunsten der Grünen, der Piratenpartei und der Kleinparteien, aber nicht zugunsten der SPD. Die Wählerschaft einer Großvolkspartei veränderte sich nicht für eine ande-

re Großvolkspartei, sodass der Eintritt der Wählerströme nicht zwischen beiden Großvolksparteien, sondern jeweils zwischen eine der beiden Großvolksparteien und den sonstigen Parteien festgestellt werden kann.

In den weiteren Zeilen votierten lediglich 9,62% ehemaliger Grünen-Wählern wieder für die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,0963$), aber 31,32% für die FDP ($\beta_i^{GF}=0,3132$), 28,77% für die SPD ($\beta_i^{GS}=0,2877$) und 13,65% für die Linkspartei ($\beta_i^{GL}=0,1365$) und unter 10% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{GS}=0,0534$, $\beta_i^{GP}=0,0962$, $\beta_i^{GR}=0,0157$); nur 9,34% ehemaliger FDP-Wähler entschieden sich nochmals für die FDP ($\beta_i^{FF}=0,0934$), 30,45% für die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,3045$), 30,28% für die Piratenpartei ($\beta_i^{FP}=0,3028$) und 24,62% für die CDU ($\beta_i^{FC}=0,2462$) sowie jeweils unter 5% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0033$, $\beta_i^{FL}=0,0407$, $\beta_i^{FR}=0,0090$); lediglich 9,5% ($\beta_i^{PP}=0,0950$) ehemaliger Piraten-Wähler präferierten erneut die Piratenpartei, während 33,73% die FDP ($\beta_i^{PF}=0,3373$), 32,09% die SPD ($\beta_i^{PS}=0,3209$), 12% die Linkspartei ($\beta_i^{PL}=0,1200$) und jeweils unter 10% die übrigen Parteien präferierten ($\beta_i^{PC}=0,0378$, $\beta_i^{PG}=0,0798$, $\beta_i^{PR}=0,0093$). Mit 0,23% votierten ganz wenige ehemalige Linke-Wähler wieder für die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,0023$), aber 19% bis 28% votierte für die SPD, die Grünen und die Piratenpartei und Kleinparteien ($\beta_i^{LS}=0,2188$, $\beta_i^{LG}=0,2765$, $\beta_i^{LP}=0,2778$, $\beta_i^{LR}=0,1963$) sowie jeweils unter 3% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0051$, $\beta_i^{LF}=0,0232$). Gegenüber den Wählern beider Großvolksparteien verhielten sich die Wähler der mittleren Parteien nicht treu, sodass sie entweder nach ihrer Parteiidentifikation zu beiden Großvolksparteien abwanderten oder ihre Wahlentscheidungen ohne Einhaltung der Zuordnung des Parteienspektrums für irgendeine mittlere Partei änderten. Beispielsweise wechselten die Grünen-Wähler meistens zur SPD und FDP; FDP-Wähler entschieden sich für die CDU, die Grünen und die Piratenpartei; Die Piraten- und Linke-wähler wählten auch die SPD und andere mittlere Parteien. So

sind die Wählerströme sowohl zwischen den mittleren Parteien als auch zwischen beiden Großvolksparteien und mittleren Parteien deutlich zu erkennen.

Schließlich votierten 39,79%, 21,21%, 11,71%, 11,07% bzw. jeweils unter 10% ($\beta_i^{RR}=0,3979$, $\beta_i^{RC}=0,2121$, $\beta_i^{RP}=0,1171$, $\beta_i^{RG}=0,1107$, $\beta_i^{RS}=0,0998$, $\beta_i^{RF}=0,0466$, $\beta_i^{RL}=0,0160$) ehemaliger Wähler der Kleinparteien in 2012 für die Kleinparteien, die CDU, die Piratenpartei, die Grünen, die SPD, die FDP sowie die Linkspartei. Diese Wähler hatten bei der Landtagswahl 2012 einen höheren Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und eine beständige Parteiloyalität. Trotzdem teilte sich der Großteil der Erststimmen unter der CDU, den Grünen und der Piratenpartei auf. Demnach lassen sich die Wählerströme zwischen diesen Kleinparteien und der CDU, den Grünen und der Piratenpartei feststellen. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien akzeptiert wurden.

Unter Berücksichtigung einer zeitlichen Distanz zwischen beiden Landtagswahlen können die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Rahmen der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ betrachtet werden, um die Forschungshypothesen zu überprüfen. Zunächst hielt fast die Hälfte der Wähler bei der SPD (50%) und der CDU (47%) auf der Landeswahlebene loyal an der jeweiligen Großvolkspartei fest. Dementsprechend erhielt die SPD erfolgreich den großen Erststimmenanteil der ehemaligen Grünen-Wähler (29%), Piratenpartei-Wähler (32%) und Linkspartei-Wähler (22%). Die CDU erhielt die meisten der Erststimmen von ehemaligen FDP-Wählern (25%) und Kleinparteien-Wählern (21%). So verzichteten die meisten Wähler nach Abwägung der bundesweiten politischen Themen auf der Landeswahlebene nicht auf die CDU und SPD und experimentierten auch nicht absichtlich mit mittleren oder den

Kleinparteien bei der nachrangigen regionalen Wahl zur Überprüfung ihrer Regierungspotentiale (Dinkel 1980, 1989; Kropp/Sturm 1999). Damit gewann die SPD einen ausreichenden Oppositionsbonus hinzu. Nämlich schadete der durch unpopuläre politische Entscheidungen begründete Amtsmalus nicht dem Erststimmenanteil der CDU (Decker/von Blumenthal 2002; Jeffery/Hough 2003). Zusätzlich zu beiden Großvolksparteien zeigten die Grünen-, FDP-, Piraten- und Linke-Wähler eine ganz niedrige Parteiloyalität, da sie meistens parallel ohne bestimmte Parteiidentifikation eine mittlere Partei und eine nahestehende Großvolkspartei vorzogen.

Beispielsweise bekamen die Grünen 10% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie ohne unterscheidbare Parteiidentifikation noch 11% bis 30% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien, der CDU, der Linkspartei und der FDP. Die FDP wurde nur von 9% ihrer ehemaligen Wähler und gleichzeitig von 34% ehemaliger Piraten-Wähler und 31% ehemaliger Grünen-Wählern ohne Unterscheidung zwischen politischen Neigungen gewählt. Die Piratenpartei erhielt auf der Landeswahlebene 10% bis 30% der Erststimmen von ehemaligen Wählern aller sonstigen Parteien, insbesondere ehemaligen FDP-Wählern (30%). Nur die Linkspartei musste einen Stimmenverlust in Kauf nehmen, da sie nur unter 1% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und einen kleinen Erststimmenanteil von nahestehenden Grünen- und Piraten-Wählern (14% bzw. 12%) bekam. So profitierten sowohl die Opposition als auch die Regierungsparteien vom riesigen Oppositionsbonus und kleinen Amtsbonus durch Zuwanderer aus unterschiedlichen Parteien. Bei der CDU ist kein „Mid-Term-Effekt“ oder „Testwahleffekt“ vorhanden (Dinkel 1977; Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006; Wüst/Tausendpfund 2009).

Dennoch erfuhren die Regierungsparteien im Bund bei der regionalen Zwischenwahl den Amtsmalus. Interessanterweise profitierten die Kleinparteien so sehr davon, dass

sie sowohl 40% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern bekamen als auch zusätzlich 20% bis 23% von der Linkspartei und beiden Großvolksparteien erhielten. Diese Kleinparteien wurden meistens von den Wählern unterstützt, die aufgrund der Unzufriedenheit mit unpopulären parlamentarischen Kompromissen beider Großvolksparteien zuwanderten (Dinkel 1977; Sturm 1999). Aus den obigen Erläuterungen folgt, dass sich die Nachrangigkeit der regionalen Wahl meistens nur auf mittlere Parteien und die Kleinparteien auswirkte. Die obigen Annahmen (die Hypothesen H1 und H3) sind ausschließlich mit dem Schätzergebnissen der Opposition vereinbar, aber nicht mit den Regierungsparteien.

3.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012

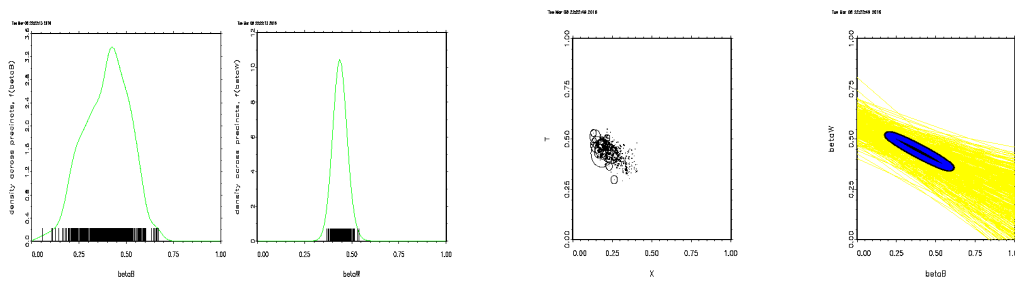
Tabelle 3.22: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“

		Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Erststimmen)	SPD	0,7991 (0,0064)	0,0133 (0,0015)	0,0567 (0,0065)	0,011 (0,0011)	0,1762 (0,0015)	0,0519 (0,0009)	0,479 (0,0122)
	CDU	0,0083 (0,0017)	0,6619 (0,0019)	0,0091 (0,0011)	0,1628 (0,0019)	0,1529 (0,0019)	0,0373 (0,0010)	0,4126 (0,0054)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,0894 (0,0263)	0,0274 (0,0033)	0,9452 (0,0041)	0,0758 (0,0111)	0,1027 (0,0120)	0,1428 (0,0033)	0,0167 (0,0012)
	FDP	0,0054 (0,0006)	0,7811 (0,0202)	0,907 (0,0070)	0,9136 (0,0074)	0,8095 (0,0141)	0,318 (0,0092)	0,0212 (0,0016)
	Piraten	0,961 (0,0050)	0,0401 (0,0181)	0,2927 (0,0295)	0,0978 (0,0170)	0,1843 (0,0353)	0,4788 (0,0988)	0,0335 (0,0040)
	Die Linke	0,9866 (0,0015)	0,0271 (0,0126)	0,9159 (0,0090)	0,8021 (0,0132)	0,9457 (0,0064)	0,0145 (0,0016)	0,9758 (0,0022)
	Kleinparteien	0,0951 (0,0093)	0,2322 (0,0076)	0,1235 (0,0011)	0,0127 (0,0022)	0,1016 (0,0004)	0,0143 (0,0009)	0,5559 (0,0114)

Quelle: Landesdatenbank NRW

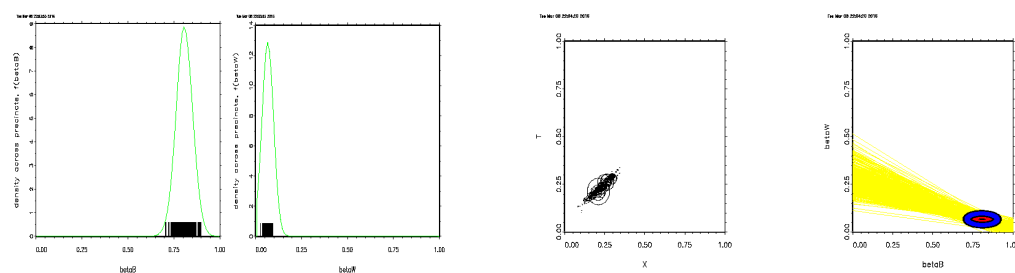
Die Tabelle 3.22 behandelt vom Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“. In dieser Tabelle gelten die Zelleneinträge zum Teil wie z.B. β_i^{CR} als plausibel und zum Teil wegen der Überschätzungen als nicht akzeptabel. Als Beispiel sind in Abbildung 3.19 Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR} dargestellt.

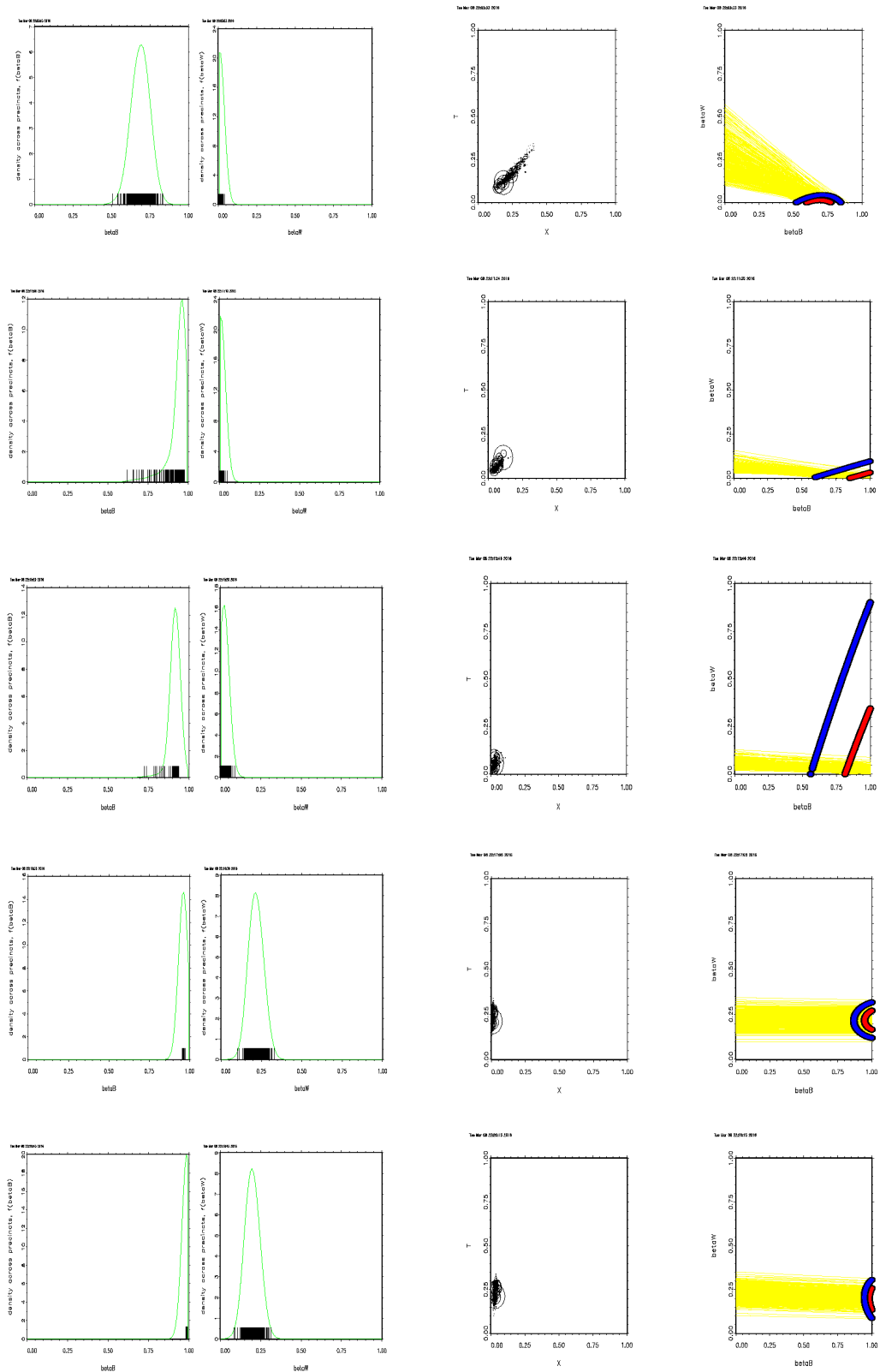
Abbildung 3.19: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}



In Abbildung 3.19 wird gezeigt, dass sich die globalen Parameter β_i^B und β_i^W bei Dichteschätzungen noch regelmäßig verteilen und zum Teil überlagern. Die Werte für β_i^B wurden ganz verstreut zwischen 0,06 und 0,67 berechnet, die für β_i^W wurden aber auf den kleinen Bereich zwischen 0,36 und 0,54 beschränkt (Klima 2011). Im Vergleich zwischen dem Streudiagramm und dem Tomografieplot befinden sich die Schätzwerte und Beobachtungen in ähnlichen Bereichen im linken Sektor des Einheitsquadrats, so sind die Schätzwerte bei β_i^{CR} als plausibel anzusehen und die Verteilungsannahme ist gegeben (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Des Weiteren scheinen die Übergangswahrscheinlichkeiten von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{FG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{FP}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LF}, \beta_i^{LP}, \beta_i^{LR}$ in Tabelle 3.22 inakzeptable zu sein, weil sie durch den im Schätzverfahren eingetretene Aggregationsbias beeinflusst wurden und über 0,6 geschätzt wurden. Dies führt dazu, dass die addierte Randwahrscheinlichkeit nicht eins sein konnte. Abbildung 3.20 legt dar, inwieweit die in jeder Zeilen am extremsten überschätzten Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$ von den Beobachtungen entfernt sind.

Abbildung 3.20: Die Dichteschätzungen, Streudiagramm und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$





Zunächst ist bei den obenstehenden Dichteschätzungen zu sehen, dass sich β_i^B und β_i^W für die überschätzten Zellenwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$ meistens extrem rechts oder links verteilen und alle Verteilungen bei β_i^B mit den Verteilungen bei

β_i^W nicht vereinbar sind. Hinzu kommt noch, dass die Werte für β_i^B und β_i^W entweder verstreut oder auf einer kleinen Stelle versammelt sind. Ferner stehen alle Schätzwerte bei den Streudiagrammen und alle Beobachtungen bei den Tomografieplots in unterschiedlichen Sektoren in Einheitsquadraten. Dies hat zur Folge, dass solche Schätzergebnisse aufgrund des Aggregationsbias inakzeptabel bleiben und die Verteilungsannahme des EI-Modells damit nicht gegeben ist (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Die tatsächlichen Schätzwerte wurden durch 40 Iterationsschritten des Algorithmus angepasst (Ambühl 2003), um entsprechend der Realität richtig zu schlussfolgern. In der folgenden Tabelle 20 stehen alle angepassten Übergangswahrscheinlichkeiten.

Tabelle 3.23: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2012“

		Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Erststimmen)	SPD	0,511855843	0,007226096	0,040727721	0,01097849	0,147582069	0,033911004	0,247718777
	CDU	0,005908699	0,399679362	0,007264667	0,180580802	0,142331959	0,027086281	0,23714823
	Grüne	0,056434584	0,014671142	0,669101546	0,074555624	0,084773363	0,091952338	0,008511403
	FDP	0,001197719	0,146951277	0,225594739	0,315733493	0,234778963	0,071947391	0,003796417
	Piraten	0,430540248	0,015238433	0,147052903	0,068270427	0,107968449	0,218812069	0,012117473
	Die Linke	0,185252734	0,004316168	0,192855524	0,234668838	0,232197779	0,002777271	0,147931686
	Kleinparteien	0,090865762	0,188186094	0,132326621	0,018907185	0,126938868	0,013937425	0,428838045

Im „Erststimmen (2010) – Zweitstimmen (2012)“ (Tabelle 3.23) wird gezeigt, dass sich in der ersten Zeile 51,19% ehemaliger SPD-Wähler bei der Landtagswahl 2012 erneut für die SPD ($\beta_i^{SS}=0,5119$) entschieden haben und 24,77% für die Kleinparteien oder nicht wählen gingen ($\beta_i^{SR}=0,2477$). 14,76% entschieden sich für die Piratenpartei ($\beta_i^{SP}=0,1476$) und jeweils unter 5% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0072$, $\beta_i^{SG}=0,0407$, $\beta_i^{SF}=0,0110$, $\beta_i^{SL}=0,0339$). In der zweiten Zeile votierten 39,97% ehemaliger CDU-Wähler erneut für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,3997$), aber 23,71% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,2371$), 18,06 für die FDP ($\beta_i^{CF}=0,1806$), 14,23% für die Piratenpartei ($\beta_i^{CP}=0,1423$) und jeweils unter 3% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0059$, $\beta_i^{CG}=0,0073$, $\beta_i^{CL}=0,0271$). Die Wähler der beiden Großvolksparteien verhielten sich loyal, aber die SPD-Wähler zeigten eine stabilere Parteiloyalität als die

CDU-Wähler. Vor allem ist der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe der SPD-Wähler um 11,22% höher als bei den CDU-Wählern. Die SPD-Wähler wechselten ihre Zweitstimmen nicht zugunsten der CDU, aber zugunsten der Piratenpartei (15%) und der Kleinparteien (25%), zugleich entschieden sich CDU-Wähler nicht für die SPD, sondern für die FDP (18%), für die Piratenpartei (14%) und für die Kleinparteien (24%). So sind die Wählerströme nicht zwischen den beiden Großvolksparteien, sondern zwischen den Großvolksparteien und mittleren Parteien sowie den Kleinparteien aufgetreten.

In den weiteren Zeilen wählten 66,91% ehemaliger Grünen-Wähler in 2012 wieder die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,6691$), 9,2% die Linkspartei ($\beta_i^{GL}=0,0920$), 8,48% die Piratenpartei ($\beta_i^{GP}=0,0848$) und jeweils unter 8% die übrigen Parteien ($\beta_i^{GS}=0,0564$, $\beta_i^{GC}=0,0148$, $\beta_i^{GF}=0,0746$, $\beta_i^{GR}=0,0085$). 31,57% ehemaliger FDP-Wähler unterstützten nochmals die FDP ($\beta_i^{FF}=0,3157$), aber 23,48% hingegen die Piratenpartei ($\beta_i^{FP}=0,2348$), 22,56% die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,2256$), 14,70% die CDU ($\beta_i^{FC}=0,1470$) und jeweils unter 8% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0012$, $\beta_i^{FL}=0,0719$, $\beta_i^{FR}=0,0038$). Lediglich 10,8% ehemaliger Piraten-Wähler stimmten erneut für die Piratenpartei ($\beta_i^{PP}=0,1080$), 43,05% für die SPD ($\beta_i^{PS}=0,4305$), 21,88% für die Linkspartei ($\beta_i^{PL}=0,2188$), 14,70% für die Grünen ($\beta_i^{PG}=0,1470$) und jeweils unter 7% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{PC}=0,0152$, $\beta_i^{PF}=0,0683$, $\beta_i^{PR}=0,0121$). Mit 0,28% wählten ganz wenige ehemalige Linke-Wähler wieder die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,0028$), wohingegen 23,47% die FDP ($\beta_i^{LF}=0,2347$), 23,21% die Piratenpartei ($\beta_i^{LP}=0,2321$), 19,29% die Grünen ($\beta_i^{LG}=0,1929$), 18,53% die SPD ($\beta_i^{LS}=0,1853$), 14,79% die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,1479$) und nur unter 1% die CDU ($\beta_i^{LC}=0,0043$) wählten. Die Wähler der Grünen, der FDP und der Kleinparteien verhielten sich ziemlich treu gegenüber ihrer ursprünglich gewählten Partei, vor allem rund 67% der ehemaligen Grünen-Wähler

blieben den Grünen mit ihren Stimmen treu.

Interessant ist, dass die obigen Wähler zum Großteil nicht zu den beiden Großvolksparteien abwanderten, sondern verstreut zu unterschiedlichen Parteien, wobei die SPD als eine Großvolkspartei nur bis zu 19% der ehemaligen Kleinpartei-Wähler zulegte. Demnach sind Wählerströme sowohl zwischen den Grünen und mittleren Parteien als auch zwischen der FDP und der CDU, den Grünen und der Piratenpartei zu erkennen. Außerdem sind die Piraten- und Linke-Wähler sehr wechselbereit, wobei sie jeweils zu nur unter 10% die Piraten- bzw. Linkspartei mit ihren Stimmen unterstützten. Ihre Wähler änderten ihre Wahlentscheidungen entweder zugunsten der SPD oder der übrigen mittleren Parteien und Kleinparteien. So sieht man die Wählerströme, die zwischen der Piratenpartei und der SPD, den Grünen, der Linkspartei bzw. zwischen der Linkspartei und der SPD, den Grünen, der FDP, der Piratenpartei und Kleinparteien entstanden. In den letzten Zeilen entschieden sich 42,88% der Wahlberechtigten, die Kleinparteien in 2010 wählten oder nicht wählen gingen, in 2010 für Kleinparteien oder sie gingen nicht wählen ($\beta_i^{RR}=0,4288$). Nur 18,82% votierten für die CDU ($\beta_i^{RC}=0,1882$), 13,23% für die Grünen ($\beta_i^{RG}=0,1323$), 12,69% für die Piratenpartei ($\beta_i^{RP}=0,1269$) und jeweils unter 2% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{RS}=0,0909$, $\beta_i^{RF}=0,0189$, $\beta_i^{RL}=0,0139$). Diese Wähler hatten einen relativ hohen Stabilitätsgrad in ihren Stimmenabgaben (43%) und ihre Zweitstimmen gingen zumeist an die CDU. Trotzdem erhielten die Grünen und die Piratenpartei jeweils rund 13% der Erststimmen. So kann man die Erscheinung der Wählerströme zwischen diesen Wählern und der CDU, den Grünen und der Piratenpartei deutlich sehen. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien, der Grünen, der FDP und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der Piratenpartei

und der Linkspartei akzeptabel sind.

Für die Forschungshypothesen sind die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell durch die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ weiter zu prüfen. Zunächst erhielten die beiden Großvolksparteien in diesem Modell den Großteil der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern. Trotz der hohen Parteiloyalität verhielten sich die CDU-Wähler eindeutig nicht so treu wie die SPD-Wähler, da sie dieses Mal verstreut zu der FDP, der Piratenpartei und zu den Kleinparteien abwanderten. Außerdem ist der Wechselgrad der CDU-Wähler in diesem Modell mit um 7% erheblich niedriger als im ersten Modell. Die CDU als die größte Regierungspartei im Bund erwarb lediglich eine relative Mehrheit ihrer eigenen Wähler (40%), der FDP (15%) und der Kleinparteien (19%). Damit befand sie sich wegen des Amtsmalus offensichtlich in Schwierigkeiten. Die ein Jahr später stattfindende Bundestagswahl 2013 half der CDU nicht, den Zweitstimmenanteil zu vergrößern. Hiergegen absorbierte die SPD als die größte Oppositionspartei im Bund dieses Mal die absolute Mehrheit der Zweitstimmen ehemaliger SPD-, Piraten- und Linke-Wähler (51% und 19%), aber 14% bis 25% ihrer Zweitstimmen wanderten dieses Mal zu der Piratenpartei und den Kleinparteien. Trotzdem verteidigte die SPD erfolgreich ihren Machtbereich bei der Zwischenwahl und als Oppositionsbonus profitierte sie von weiteren zusätzlichen Zweitstimmen. Abgesehen von der Piratenpartei und der Linkspartei blieb die Parteiloyalität der übrigen mittleren Parteien und der Kleinparteien hoch, so erhielten die Grünen die absolute Mehrheit der Zweitstimmen ehemaliger Grünen- und FDP-Wähler (67% bzw. 23%) sowie eine relative Mehrheit von Wählern der Piratenpartei (15%), der Linkspartei (19%) und der Kleinparteien (13%). Auch die Kleinparteien inkl. rechtsextremer Kleinparteien erhielten dementsprechend Mehrheiten ihrer ehemaligen Wähler (43%) bzw. von Linke-, CDU- und SPD-Wählern (15% bis 25%). Deswegen

profitierten die Grünen und Kleinparteien bei der nachrangigen regionalen Wahl von mehreren Zweitstimmen als Oppositionsbonus. Als Regierungsmitglied erhielt die FDP 32% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und sie bekam auch 18% bis 23% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der CDU und der Linke-Partei, sodass sich das Wahlverhalten der FDP-Wähler eigentlich bei der Zwischenwahl nicht aufgrund des „Mid-Term-Effekts“ veränderte (Dinkel 1977; Benz 1999; Decker 2006; Detterbeck 2006).

Die Piraten- und Linke-Wähler schienen eine instabile Parteiloyalität und keine bestimmte Parteiidentifikation zu haben, denn sie änderten ihr Wahlverhalten bei der Zwischenwahl. Die Piratenpartei erhielt 13% bis 23% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und den ehemaligen Wählern aller Parteien außer denen der Grünen. Dagegen erhielt die Linkspartei zwar nur unter 1% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern, aber dafür 22% von den ehemaligen Piratenpartei-Wählern. Die Piratenpartei bekam bei der Zweitstimmenabgabe auf der Landesebene mehr Oppositionsbonus von sonstigen Parteien hinzu, aber die Linkspartei profitierte bei der regionalen Zwischenwahl ausschließlich von der Piratenpartei. Auffällig ist bei den Kleinparteien, dass sie vom „Mid-Term-Effekt“ am meisten profitierten und die meisten unzufriedenen Zuwanderer vonseiten der beiden Großvolksparteien, der SPD und CDU als Wähler hinzugewannen (Dinkel 1977; Sturm 1999; Decker 2006; Detterbeck 2006). Zum Schluss lässt sich feststellen, dass durch die obigen Annahmen zwar die Schätzergebnisse über die SPD, die Grünen, die Piratenpartei und die Kleinparteien ausreichend erfasst wurden, aber das Wahlverhalten der CDU- und FDP-Wähler bei der regionalen Zwischenwahl nicht dementsprechend erklärt werden konnte. So sind die Hypothesen H1 und H3 nicht haltbar.

3.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und Erststimmen bei der Landtagswahl 2012

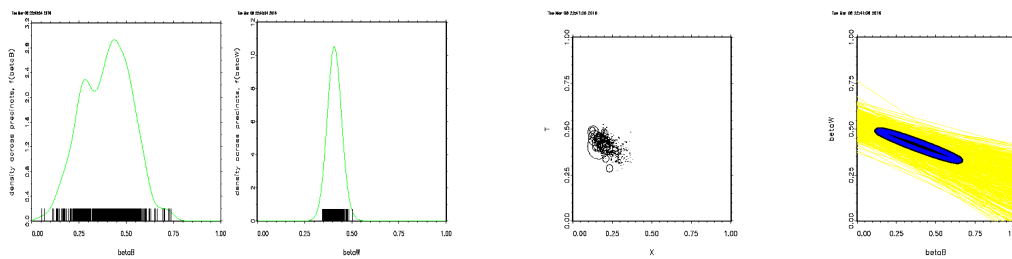
Tabelle 3.24: Die Schätzergebnisse des King’schen EI-Modells im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“

		Landtagswahl 2012 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)	SPD	0,9802 (0,0018)	0,018 (0,0039)	0,0776 (0,0072)	0,0922 (0,0030)	0,1867 (0,0017)	0,0521 (0,0015)	0,4166 (0,0118)
	CDU	0,0058 (0,0005)	0,9001 (0,0040)	0,0091 (0,0030)	0,0891 (0,0024)	0,1723 (0,0023)	0,0303 (0,0018)	0,4162 (0,0083)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,6758 (0,0657)	0,0431 (0,0198)	0,6167 (0,0154)	0,3301 (0,0032)	0,0649 (0,0649)	0,1342 (0,0037)	0,0139 (0,0012)
	FDP	0,0115 (0,0010)	0,9698 (0,0025)	0,0863 (0,0084)	0,3298 (0,0036)	0,1441 (0,0119)	0,1771 (0,0042)	0,0256 (0,0018)
	Piraten	0,9895 (0,0012)	0,1256 (0,0137)	0,9823 (0,0019)	0,9163 (0,0096)	0,9211 (0,0322)	0,3921 (0,0289)	0,0413 (0,0035)
	Die Linke	0,9587 (0,0017)	0,0238 (0,0112)	0,9469 (0,0039)	0,9182 (0,0087)	0,8972 (0,0118)	0,0058 (0,0007)	0,9815 (0,0015)
	Kleinparteien	0,1207 (0,0130)	0,2521 (0,0037)	0,0221 (0,0009)	0,0512 (0,0008)	0,0947 (0,0006)	0,0178 (0,0012)	0,5267 (0,0114)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die Tabelle 3.24 erläutert das Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl NRW 2012 und die Erststimmen bei der Landtagswahl NRW 2012“. Bei allen Zellenwerten (Übergangswahrscheinlichkeiten) lassen sich manche Schätzwerte wie z.B. β_i^{CR} aufgrund kleiner Abweichung noch akzeptieren, aber zum Teil scheiden sie wegen der Überschätzung aus. In Abbildung 3.21 sind Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR} zu sehen, wobei β_i^{CR} nur wenig abweicht.

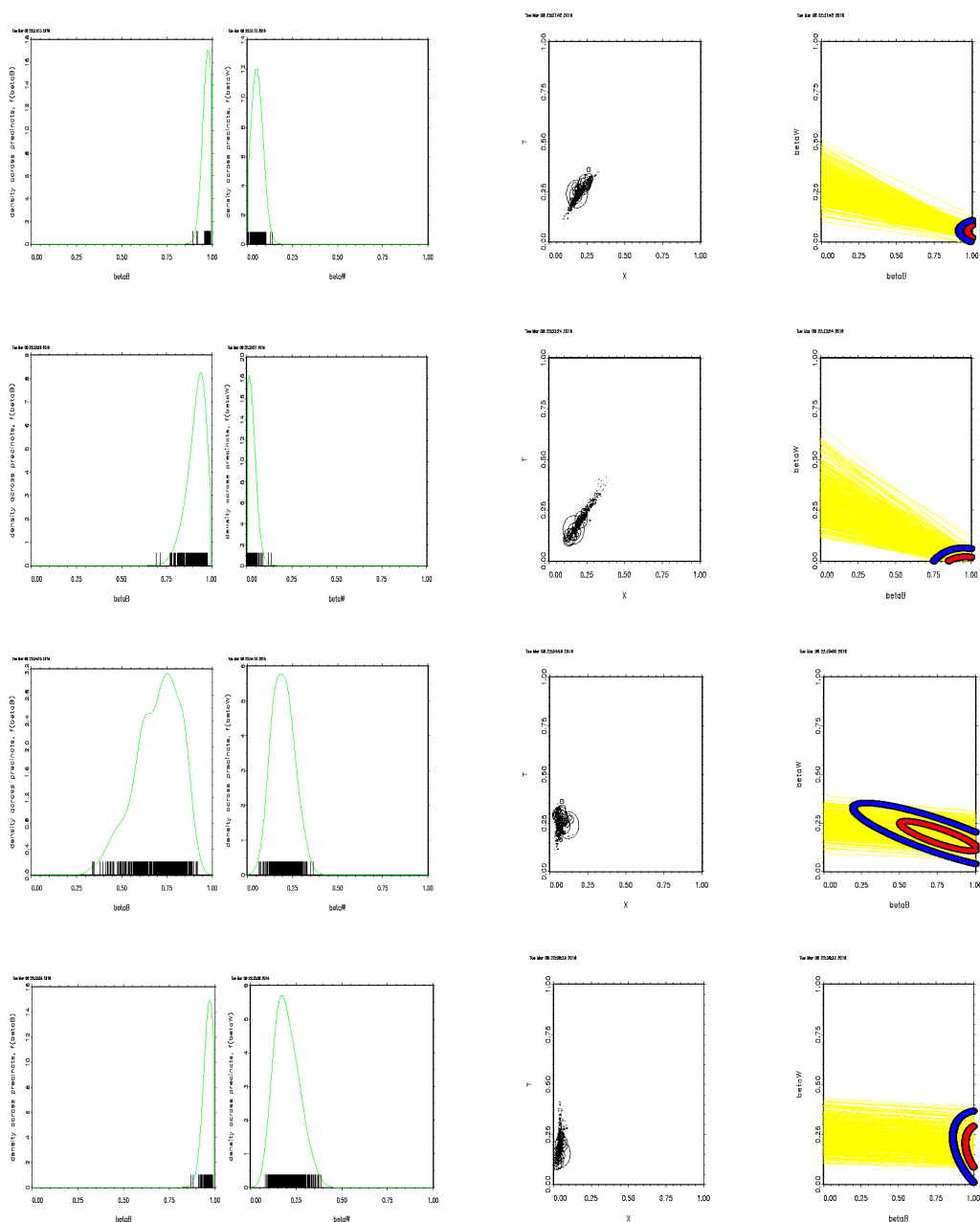
Abbildung 3.21: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}

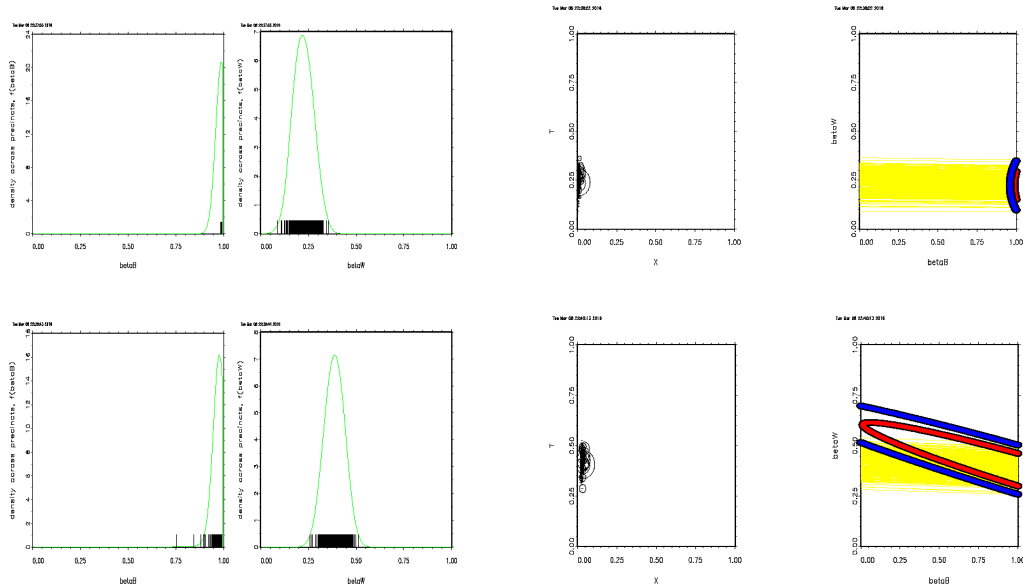


In Abbildung 3.21 sieht man zuerst bei den Dichteschätzungen eine unregelmäßige Verteilung bei β_i^B und eine regelmäßige Verteilung bei β_i^W . Die beiden Verteilungen sind teilweise vereinbar. Die Werte für β_i^B verstreuen breit zwischen 0,05 und 0,74, aber die für β_i^W konzentrieren sich auf eine Stelle zwischen 0,35 und 0,52 (Klima 2011). Bei dem Streudiagramm und dem Tomografieplot befinden sich die Schätzwerte und Beobachtungen in ähnlichen Bereichen im linken Sektor des Einheitsquadrats, damit können die Schätzwerte bei β_i^{CR} als plausibel gelten und die Verteilungs-

annahme bleibt unverletzt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). In Tabelle 3.24 sind $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{PF}, \beta_i^{PP}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LF}, \beta_i^{LP}, \beta_i^{LR}$ nicht akzeptabel, da diese aufgrund des Aggregationsbias extrem über 0,6 geschätzt wurden und die addierte Randwahrscheinlichkeit über eins hinausgeht. Dementsprechend zeigt Abbildung 3.22, inwieweit die in jeder Zeile überschätzten Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LR}$ von den Beobachtungen entfernt liegen.

Abbildung 3.22: Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LR}$





Die obenstehenden Dichteschätzungen stellen dar, wie sich alle β_i^B und β_i^W zwar regelmäßig, aber meistens abweichend auf zwei Seiten verteilen und wie sich nur die Verteilung bei β_i^W für die Schätzwerte β_i^{LR} noch nahe zur Mitte befindet. Alle Verteilungen von β_i^B bleiben weit von den Verteilungen von β_i^W entfernt. Die Werte für β_i^B und β_i^W überschneiden sich kaum und sind meistens in einem breiten Bereich verstreut. Bei jedem Streudiagramm und jedem Tomografieplot ist noch zu erkennen, dass alle Schätzwerte bei den Tomografien und alle Beobachtungen bei den Streudiagrammen in verschiedenen Sektoren der Einheitsquadrate gefallen sind. Daher ist der Aggregationsbias in diesen Schätzergebnissen sehr auffällig und die Voraussetzungen der Verteilungsannahme wurden nicht erreicht (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). In diesem Falle wurden die tatsächlichen Schätzwerte des King'schen EI-Modells ebenfalls durch 50 Iterationsschritten des Algorithmus angepasst (Ambühl 2003), damit die Randwahrscheinlichkeit innerhalb von eins begrenzt werden kann und der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe erst weiterhin betrachtet wird. Die erneute Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix wird im Folgenden (Tabelle 3.25) gezeigt.

Tabelle 3.25: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse des King'schen EI-Modells im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2012“

		Landtagswahl 2012 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)	SPD	0,585018161	0,004782421	0,058601259	0,058198922	0,116945204	0,026533524	0,149920509
	CDU	0,005980145	0,413137952	0,011871776	0,097160736	0,186445733	0,026658083	0,258745575
	Grüne	0,335314912	0,009519904	0,387167774	0,173224604	0,033795807	0,056818499	0,004158499
	FDP	0,009433909	0,35415766	0,089576733	0,286136904	0,124062715	0,123969535	0,012662543
	Piraten	0,215879128	0,012198463	0,271162465	0,211427715	0,210904132	0,072995193	0,005432904
	Die Linke	0,204987456	0,002265386	0,256176476	0,207640095	0,20133407	0,001058218	0,1265383
	Kleinparteien	0,16153776	0,150196648	0,037423951	0,072471311	0,133014876	0,020327752	0,425027702

Das Modell „Zweitstimmen (2010) – Erststimmen (2012)“ (Tabelle 3.25) beschreibt weitere Schätzergebnisse zwischen Zweitstimmen in 2010 und Erststimmen in 2012. In der ersten Zeile wählten 58,5% ehemaliger SPD-Wähler wieder die SPD ($\beta_i^{SS}=0,5850$), aber 15% die Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,1500$), 11,69% die Piratenpartei ($\beta_i^{SP}=0,01169$) und jeweils unter 6% die übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0048$, $\beta_i^{SG}=0,0586$, $\beta_i^{SF}=0,0520$, $\beta_i^{SL}=0,0265$). In der zweiten Zeile votierten 41,31% ehemaliger CDU-Wähler erneut für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,4131$), aber 25,87% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,2587$), 18,64% für die Piratenpartei ($\beta_i^{CP}=0,1864$) und jeweils unter 10% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0060$, $\beta_i^{CG}=0,0119$, $\beta_i^{CF}=0,0972$, $\beta_i^{CL}=0,0267$). Die SPD- und CDU-Wähler scheinen hier einen hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und eine stabile Parteiloyalität zu haben, denn der Stabilitätsgrad ist bei der SPD um 17% höher als bei CDU. Die SPD-Wähler änderten ihre Wahlentscheidungen teilweise zugunsten der Piratenpartei und der Kleinparteien, aber nicht zugunsten der CDU. Zugleich akzeptierten CDU-Wähler bei der Landtagswahl die Piratenpartei und die Kleinparteien, aber nicht die SPD. So gab es zwischen beiden Großvolksparteien wenige Möglichkeiten für den Eintritt der Wählerströme, dagegen ereigneten sich die Wählerströme am meisten zwischen den beiden Großvolksparteien und den Piraten sowie den Kleinparteien.

In weiteren Zeilen stimmten 38,72% ehemaliger Grünen-Wähler wiederum für die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,3872$), aber 33,53% für die SPD ($\beta_i^{GS}=0,3353$), 17,32% ($\beta_i^{GF}=0,1732$) und jeweils unter 6% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0095$,

$\beta_i^{GP}=0,0338$, $\beta_i^{GL}=0,0568$, $\beta_i^{GR}=0,0042$). 28,61% ehemaliger FDP-Wähler präferierten wiederholt die FDP ($\beta_i^{FF}=0,2861$), aber 35,42% die CDU ($\beta_i^{FC}=0,3542$), rund 12% die Piratenpartei und die Linkspartei ($\beta_i^{FP}=0,1241$, $\beta_i^{FL}=0,1240$) und jeweils unter 10% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0094$, $\beta_i^{FG}=0,0896$, $\beta_i^{FR}=0,0127$). Rund 21% ehemaliger Piraten-Wähler entschieden sich jeweils wieder für die Piratenpartei, die SPD und die FDP ($\beta_i^{PP}=0,2109$, $\beta_i^{PS}=0,2159$, $\beta_i^{PF}=0,2114$), aber 27,12% für die Grünen ($\beta_i^{PG}=0,2712$), 7,3% für die Linkspartei ($\beta_i^{PL}=0,0730$) und jeweils unter 2% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{PC}=0,0122$ und $\beta_i^{PR}=0,0054$). Nur 0,11% ehemaliger Linke-Wähler zogen noch die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,0011$) vor, aber 25,62% die Grünen ($\beta_i^{LG}=0,2562$), rund 20% die SPD, die FDP und die Piratenpartei ($\beta_i^{LS}=0,2050$, $\beta_i^{LF}=0,2076$, $\beta_i^{LP}=0,2013$), 12,65% die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,1265$) und 0,23% die CDU ($\beta_i^{LC}=0,0023$). In den letzten Zeilen entschieden sich 42,5% der Wahlberechtigten, die in 2010 die Kleinparteien wählten oder nicht wählen gingen, in 2012 für die Kleinparteien oder sie gingen auch nicht wählen ($\beta_i^{RR}=0,4250$), 16,15% votierten für die SPD ($\beta_i^{RS}=0,1615$), 15,02% für die CDU ($\beta_i^{RC}=0,1502$), 13,3% für die Piratenpartei ($\beta_i^{RP}=0,1330$) und jeweils unter 8% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{RG}=0,0372$, $\beta_i^{RF}=0,0725$, $\beta_i^{RL}=0,0203$).

Außer der Linkspartei hatten die Wähler der übrigen mittleren Parteien und der Kleinparteien eine relativ stabile Parteiloyalität und ihr Stabilitätsgrad beträgt im Durchschnitt ca. 33%. Trotzdem wanderten diese Wähler gleichzeitig zu den beiden Großvolksparteien und den übrigen mittleren Parteien oder den Kleinparteien ab, so wählten z.B. rund 34% bzw. 17% der Grünen-Wähler parallel die SPD und die FDP. FDP-Wähler stimmten meistens für die CDU (rund 35%) und teilweise für die übrigen Parteien (8% bis 13%). Die Wähler der Piraten und der Kleinparteien wechselten ihre Erststimmen ganz verstreut zugunsten unterschiedlicher Parteien. Dennoch ten-

dierten die Linke-Wähler zu nahestehenden Parteien, z.B. zur SPD, den Grünen und der Piratenpartei. Die Kleinpartei-Wähler bevorzugten zu gleichen Anteilen beide Großvolksparteien. Die Linke-Wähler stellen hier eine Ausnahme dar, da sie sich in ihrem Wahlverhalten nicht treu zur Linkspartei verhielten und ihre Erststimmen ebenfalls teils der SPD und teils ganz verstreut den übrigen Parteien gaben. Auffällig ist, dass die Grünen den höchsten Erststimmenanteil von den Piraten- und Linke-Wählern erhielten. Deswegen ereigneten sich unidirektionale und bidirektionale Wählerströme ganz deutlich zwischen beiden Großvolksparteien und mittlere Parteien einschließlich der Kleinparteien. Aus den obigen Analysenergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien, der Grünen und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der FDP, der Piratenpartei und der Linkspartei akzeptabel sind.

Anhand der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ werden die Forschungshypothesen im Folgenden zunächst daraufhin geprüft, ob die SPD die absolute Mehrheit der Erststimmen ehemaliger SPD-, Grünen-, Piraten- und Linke-Wähler (59%, 34%, 22% bzw. 21%) sowie von Wählern der Kleinparteien (16%) bekam und ob ihre Erststimmen im niedrigen Maße auf die übrigen Parteien übertragen wurden. So gewann die SPD als die größte Oppositionspartei im Bund den Wahlsieg bei der regionalen Nebenwahl. Die CDU erhielt hingegen nur eine relative Mehrheit der Erststimmen ehemaliger CDU-, FDP-Wähler und Wähler der Kleinparteien (41%, 35% bzw. 15%), sodass die CDU als die größte Regierungspartei wegen des veränderten Wahlverhaltens ihrer Wählerschaft und unter Einfluss des Zwischenwahleffekts nur die geringste Menge an Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern und den Wählern der FDP behielt. Ihre Wahlniederlage ist als ein negatives Signal an die Bundesregie-

rung zu verstehen (von Beyme 1992; Deschouwer 2003). Bei Wählern der mittleren Parteien und den Kleinparteien hatten ausschließlich die Linke-Wähler eine hohe Parteiloyalität, aber sie wanderten auf der Landeswahlebene sowohl entsprechend ihrer Zuordnung im Spektrum zu einer Großvolkspartei als auch ohne bestimmte Parteiidentifikation zu einer mittleren Partei oder einer Kleinpartei ab.

Die Grünen erhielten 38% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern und 26% bis 27% von ehemaligen Linke- und Piratenpartei-Wählern. Die FDP erhielt 28% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler und 17% bis 21% der ehemaligen Wähler der Grünen, der Linkspartei und der Piratenpartei. Die Piratenpartei bekam 21% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern und dazu noch 12% bis 21% von allen anderen Parteien mit Ausnahme der Grünen. Die Linkspartei erhielt nur weitere 12% der Erststimmen von der FDP und verlor die Erststimmen der übrigen Parteien inkl. ihrer ehemaligen Wähler (unter 1%). Schließlich erhielten die Kleinparteien 43% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 13% bis 26% von der Linkspartei, der SPD und der CDU. Nur sie absorbierten umfassend die meisten Zuwanderer aus beiden Großvolksparteien. Abgesehen von der Linkspartei erfuhren alle mittleren Parteien bei der regionalen Zwischenwahl beträchtlich den Oppositions- oder Amtsbonus, wobei nur die Regierungspartei FDP als Ausnahme ihren Erststimmenanteil einigermaßen verteidigte und damit nicht durch den „Zwischenwahleffekt“ (den Testwahleffekt) (Dinkel 1977; Decker 2006; Wüst/Tausendpfund 2009) beeinflusst wurde. So ist davon auszugehen, dass die Wähler teils bei der nachrangigen regionalen Zwischenwahl eine nahestehende Großvolkspartei wählten und teils ohne bestimmte starke Parteiidentifikation und ohne deutliche Unterscheidung von Regierungs- und Oppositionsparteien für eine mittlere Partei oder eine Kleinpartei zum Experiment bzw. zur Überprüfung der Regierungspotentiale votierten (Dinkel 1977; Sturm 1999), trotzdem

profitierten meistens nur die Oppositionsparteien entsprechend der obigen Annahmen vom Zwischenwahleffekt. Somit stehen die obigen Annahmen (die Hypothesen H1 und H3) den meisten Schätzergebnissen über die mittleren Parteien und die Kleinparteien nicht entgegen.

3.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012

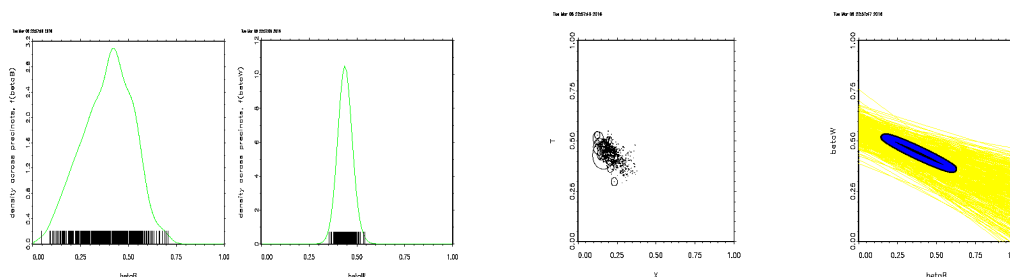
Tabelle: 3.26 Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“

		Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)	SPD	0,9311 (0,0078)	0,0162 (0,0016)	0,2189 (0,0042)	0,0086 (0,0008)	0,1956 (0,0017)	0,0522 (0,0009)	0,4726 (0,0147)
	CDU	0,0093 (0,0036)	0,746 (0,0013)	0,0078 (0,0005)	0,1646 (0,0023)	0,1724 (0,0034)	0,0523 (0,0010)	0,4093 (0,0058)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,55 (0,0642)	0,0452 (0,0056)	0,7564 (0,0137)	0,0946 (0,0115)	0,1892 (0,0229)	0,161 (0,0020)	0,0131 (0,0010)
	FDP	0,0269 (0,0263)	0,9903 (0,0004)	0,8779 (0,0084)	0,8839 (0,0101)	0,0937 (0,0078)	0,1589 (0,0019)	0,0214 (0,0015)
	Piraten	0,8693 (0,0135)	0,7566 (0,0306)	0,9828 (0,0051)	0,962 (0,0037)	0,9575 (0,0051)	0,4711 (0,0304)	0,04 (0,0032)
	Die Linke	0,9902 (0,0012)	0,0212 (0,0088)	0,9391 (0,0081)	0,8182 (0,0150)	0,8842 (0,0130)	0,0379 (0,0069)	0,981 (0,0018)
	Kleinparteien	0,1029 (0,0095)	0,2189 (0,0085)	0,0278 (0,0010)	0,0255 (0,0258)	0,0074 (0,0005)	0,0227 (0,0025)	0,6042 (0,0121)

Quelle: Landesdatenbank NRW

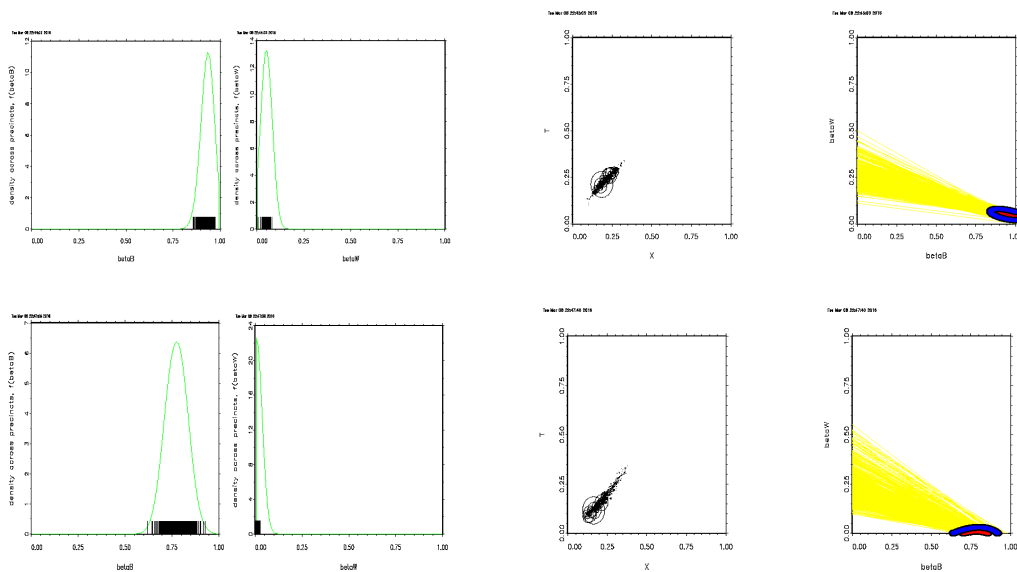
Bei der Tabelle 3.26 handelt es sich um das Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl NRW 2010 und die Zweitstimmen bei Landtagswahl NRW 2012“. Bei allen Zellenwerten stellen die Übergangswahrscheinlichkeiten dar, wie manche Schätzwerte wie z.B. β_i^{CR} nur eine kleine Abweichung haben und daher noch akzeptabel sind. Manche Zellenwerte sind wegen der Überschätzung aber noch ausgeschlossen. Die folgende Abbildung 3.23 zeigt Dichteschätzungen, das Streudiagramm und den Tomografieplot von β_i^{CR} , der wenig abzuweichen scheint.

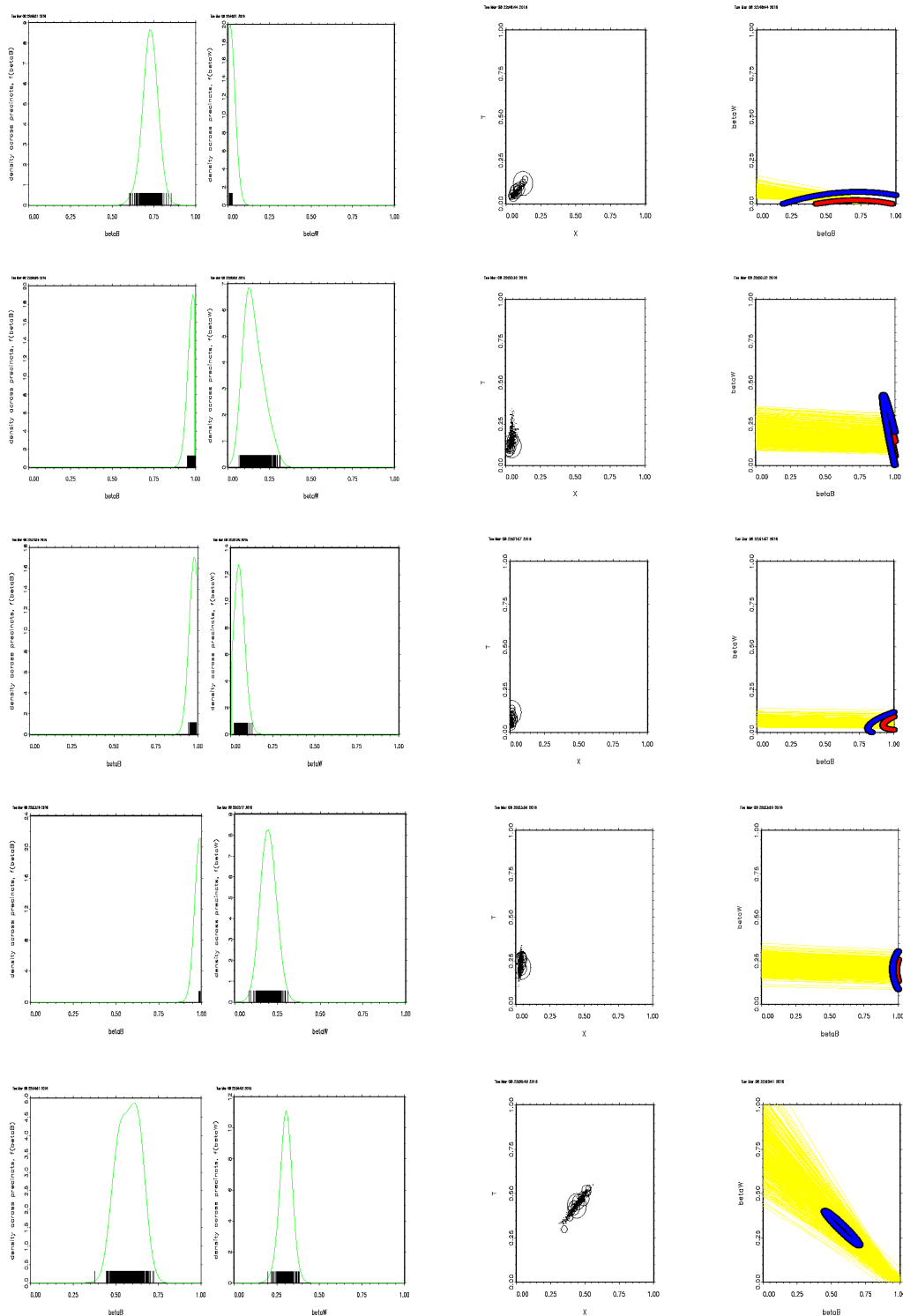
Abbildung 3.23: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}



In Abbildung 3.23 ist bei den Dichteschätzungen ersichtlich, dass sich der Parameter β_i^B unregelmäßig verteilt und dessen Werte im großen Umfang zwischen 0,08 und 0,72 streuen. Der Parameter β_i^W verteilt sich zwar regemäßig, aber dessen Werte streuen meistens zwischen 0,36 und 0,54 (Klima 2011). Die beiden Verteilungen scheinen sich noch teilweise bei den Dichteschätzungen zu überschneiden. Weiterhin sind sowohl die Schätzwerte beim Tomografieplot als auch die Beobachtungen beim Streudiagramm im linken Sektor des Einheitsquadrats, sodass die Schätzwerte bei β_i^{CR} als plausibel anzusehen sind und die Verteilungsannahme unverletzt bleibt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). In Tabelle 3.26 überschreiten die Zellenwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{FG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{PC}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{PF}, \beta_i^{PP}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LF}, \beta_i^{LP}, \beta_i^{LR}, \beta_i^{RR}$ den Wert 0,6. Die überschätzten Werte können dazu führen, dass die addierte Randwahrscheinlichkeit in jeder Zeile über eins hinausgeht. Die folgende Abbildung 3.24 zeigt, inwieweit die in jeder Zeile am extremsten überschätzten Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$ von den Beobachtungen ablenken.

Abbildung 3.24: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PG}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{RR}$





Bei den obenstehenden Dichteschätzungen sind alle β_i^B und β_i^W zwar regelmäßig dargestellt, aber meistens sind sie extrem auf zwei Seiten verteilt. Nur die Verteilung bei β_i^B für die Schätzwerte von β_i^{RR} befindet sich in der Mitte. Auch alle Verteilungen von β_i^B liegen in der Entfernung von den Verteilungen von β_i^W . Die Werte für

β_i^B sind meistens in einem breiten Bereich verstreut, die Werte für β_i^W versammeln sich meistens in einem engen Bereich. Die Werte für β_i^B und β_i^W überschneiden sich nicht. Im Vergleich zum Streudiagramm und zum Tomografieplot sind alle Schätzwerte bei den Tomografien und alle Beobachtungen bei jedem Streudiagramm in unterschiedlichen Sektoren in Einheitsquadraten gefallen. Somit wurden die Voraussetzungen der Verteilungsannahme aufgrund des Aggregationsbias bei diesen Schätzergebnisse nicht erreicht (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Demnach wurden die obigen überschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten ebenfalls durch 50 Iterationsschritte des Algorithmus abwechselnd zeilen- und spaltenweise angepasst, damit die Randwahrscheinlichkeit innerhalb von eins bleibt. Die angepassten Übergangswahrscheinlichkeiten sind als eine Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix in Tabelle 3.27 rekonstruiert worden.

Tabelle 3.27: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2012“

		Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)	SPD	0,513255013	0,007022597	0,148105977	0,006489885	0,140727714	0,032489532	0,151909283
	CDU	0,006870548	0,433404179	0,007072826	0,166471525	0,166233901	0,04362608	0,176320941
	Grüne	0,264444261	0,017090538	0,446388427	0,062267911	0,118731648	0,087404423	0,003672793
	FDP	0,007894432	0,228550008	0,316230402	0,355118629	0,035890716	0,052653664	0,00366215
	Piraten	0,150072503	0,102717307	0,208250736	0,227356942	0,215746688	0,091829163	0,004026662
	Die Linke	0,196136595	0,003302307	0,228316606	0,221869132	0,228591527	0,008476391	0,113307443
	Kleinparteien	0,140634838	0,235271403	0,046635033	0,047711099	0,013200281	0,035029947	0,4815174

Das Modell „Zweitstimmen (2010) – Zweitstimmen (2012)“ (Tabelle 3.27) stellt dar, wie in der ersten Zeile 51,33% ehemaliger SPD-Wähler wieder die SPD ($\beta_i^{SS}=0,5133$), 15,19% die Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,1519$), 14,81% die Grünen ($\beta_i^{SG}=0,1481$), 14,1% die Piratenpartei ($\beta_i^{SP}=0,1410$) und jeweils weniger als 4% die übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0070$, $\beta_i^{SF}=0,0065$, $\beta_i^{SL}=0,0325$) wählten. In der zweiten Zeile stimmten 43,34% ehemaliger CDU-Wähler erneut für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,4334$), aber 17,63% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,1763$), jeweils rund 16% für die FDP und die Piratenpartei ($\beta_i^{CF}=0,1665$, $\beta_i^{CP}=0,1662$) und jeweils weniger als 5% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0069$, $\beta_i^{CG}=0,0071$, $\beta_i^{CL}=0,0436$). Die Wähler beider Großvolksparteien ver-

fügten noch über eine stabile Parteiloyalität und über einen höheren Stabilitätsgrad in ihren Stimmenabgaben, deren Anteil ist aber bei der SPD um 8% höher als bei der CDU. Die SPD-Wähler änderten ihre Wahlentscheidungen zugunsten der Grünen, der Piratenpartei und der Kleinparteien, aber nicht zugunsten der CDU. Zugleich änderten CDU-Wähler ihre Zweitstimmen zugunsten der FDP, der Piraten und der Kleinparteien, aber in keinem Fall zugunsten der SPD. Es fällt auf, dass die Wahlentscheidungen der Wähler beider Großvolksparteien ihrer Zuordnung im Parteienspektrum entsprechen. So sind die Wählerströme nicht zwischen SPD und CDU, sondern zwischen beiden Großvolksparteien und den mittleren Parteien und den Kleinparteien aufgetreten.

In weiteren Zeilen votierten 44,64% ehemaliger Grünen-Wählern erneut für die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,4464$), 26,44% für die SPD ($\beta_i^{GS}=0,2644$), 11,87% für die Piratenpartei ($\beta_i^{GP}=0,1187$) und 8,7% für die Linkspartei ($\beta_i^{GL}=0,0874$) sowie jeweils unter 7% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0171$, $\beta_i^{GF}=0,0623$, $\beta_i^{GR}=0,0037$). 35,51% ehemaliger FDP-Wähler entschieden sich erneut für die FDP ($\beta_i^{FF}=0,3551$), 31,62% für die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,3162$), 22,86% für die CDU ($\beta_i^{FC}=0,2286$) und jeweils ca. 6% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0079$, $\beta_i^{FP}=0,0359$, $\beta_i^{FL}=0,0527$, $\beta_i^{FR}=0,0037$). 21,57% ehemaliger Piraten-Wähler präferierten wiederholt die Piratenpartei ($\beta_i^{PP}=0,2157$), 22,74% die FDP ($\beta_i^{PF}=0,2274$), 20,83 die Grünen ($\beta_i^{PG}=0,2083$) und weniger als 15% die SPD ($\beta_i^{PS}=0,1501$) sowie jeweils weniger als 11% die übrigen Parteien ($\beta_i^{PC}=0,1027$, $\beta_i^{PL}=0,0918$ und $\beta_i^{PR}=0,0040$). Mit 0,85% ehemaliger Linke-Wähler zog ein niedriger Anteil wieder die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,0085$) vor, aber rund 22% die Grünen, die FDP, die Piratenpartei ($\beta_i^{LG}=0,2283$, $\beta_i^{LF}=0,2219$, $\beta_i^{LP}=0,2286$), 19,61% die SPD ($\beta_i^{LS}=0,1961$) und jeweils weniger als 12% die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0033$, $\beta_i^{LR}=0,1133$).

In der letzten Zeile wählten 48,15% der Wahlberechtigten, die in 2010 für die Kleinparteien stimmten oder nicht wählen gingen, bei der Landtagswahl NRW 2012 (wieder) die Kleinparteien oder sie gingen (wieder) nicht wählen ($\beta_i^{RR}=0,4815$). 23,52% änderten ihre Wahlentscheidungen hinsichtlich ihrer Zweitstimmen zugunsten der CDU ($\beta_i^{RC}=0,2352$), 14,06% zugunsten der SPD ($\beta_i^{RS}=0,1406$) und jeweils unter 5% zugunsten der übrigen Parteien ($\beta_i^{RG}=0,0466$, $\beta_i^{RF}=0,0477$, $\beta_i^{RP}=0,0132$, $\beta_i^{RL}=0,0350$). Aus der obigen Analyse heraus lässt sich feststellen, dass abgesehen von der Linkspartei die übrigen mittleren Parteien und die Kleinparteien jeweils 21,6% bis 48,2% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern bekamen. Dennoch änderten ihre Wähler im unterschiedlichen Maße ihre Wahlentscheidungen entweder entsprechend ihrer Zuordnung des Parteispektrums zugunsten beider Großvolksparteien oder entgegen ihrer politischen Bindung zugunsten irgendeiner mittleren Partei oder einer Kleinpartei

Beispielsweise wählten die ehemaligen Grünen-Wähler dieses Mal zumeist die SPD und die Piratenpartei. FDP-Wähler stimmten meistens für die CDU und die Grünen. Piraten-Wähler präferierten parallel die SPD, die Grünen und die FDP. Die Wähler der Kleinparteien tendierten gleichzeitig zu der SPD und der CDU, davon erhielt CDU fast 10% mehr als die SPD. Die Linke-Wähler stellen eine Ausnahme dar. Sie verhielten sich nicht loyal und wechselten ihre Zweitstimmen verstreut zugunsten der SPD und unterschiedlicher mittlerer Parteien und der Kleinparteien. Hierbei ist davon auszugehen, dass die unidirektionalen Wählerströme aufgrund der Zuordnung im Parteispektrum zwischen den mittleren Parteien und beiden Großvolksparteien oftmals deutlich eintraten. Dennoch sind die bidirektionalen Wählerströme ohne bestimmte Parteitendenz zwischen mittleren Parteien oder zwischen mittleren Parteien und den Kleinparteien mehrmals passiert. Aus den obigen Analyseergebnissen lässt

sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien, der Grünen, der FDP und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der Piratenpartei und der Linkspartei haltbar sind.

Abschließend sind die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell für die Forschungshypothese mithilfe der „Second-Order-Election-Theorie“ zu betrachten. Fast alle Parteien mit Ausnahme der Linkspartei wurden auf der regionalen Nebenwahl wieder im unterschiedlichen Maß von ihren ehemaligen Wählern unterstützt. Zunächst erhielt die SPD die Mehrheit der Zweitstimmen ehemaliger SPD-, Grünen-, Piraten- und Linke-Wähler (51%, 26%, 15% bzw. 20%) und einen geringeren Teil von den Kleinparteien (14%), sodass die SPD als die größte Oppositionspartei bei der Zwischenwahl den großen Oppositionsbonus erfuhr. Die CDU erhielt die Zweitstimmen zum Großteil von ehemaligen CDU-, FDP- und Piraten-Wählern sowie zum Teil von den Kleinparteien (43%, 23%, 10% bzw. 24%), damit musste die CDU als die größte Regierungspartei keine Niederlage und keinen Amtsmalus bei der Zwischenwahl hinnehmen. Weiterhin erhielten die Grünen 45% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und 15% bis 31% von ehemaligen Wählern der SPD, der Piratenpartei, der Linkspartei und der FDP. Als eine Oppositionspartei bekamen die Grünen Stimmen von Zuwanderern aus den meisten Parteien als Oppositionsbonus. Die Regierungspartei FDP bekam 36% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und 17% bis 23% von der CDU, der Linkspartei und der Piratenpartei. Die FDP profitierte vom Amtsbonus der sonstigen Parteien und der „Mid-Term Blue“ beeinflusste die FDP unerheblich. Die Piratenpartei erhielt 22% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und 12% bis 23% von den ehemaligen Wählern der Grünen, der SPD, der CDU und der Linkspartei, sodass die Piratenpartei bei der Zwischenwahl und der

Zweitstimmenabgabe auf der Landesebene mehr von sonstigen Parteien profitierte.

Eine Ausnahme ist die Linkspartei, die lediglich 1% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und jeweils unter 10% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien erhielt. So profitierte sie nicht von der regionalen Zwischenwahl. Schließlich erhielten die Kleinparteien einschließlich der rechtsextremen Kleinparteien 48% von ihren ehemaligen Wählern und 11% bis 18% von der Linkspartei, der SPD und der CDU. Trotz der höheren Parteiloyalität ihrer Wählerschaft erfuhren die Kleinparteien nur einen kleinen Vorteil, da sie die Zweitstimmen nur zum Teil von beiden Großvolksparteien und der Linkspartei bekamen und gleichzeitig 14% bis 24% ihrer Wähler ihre Wahlentscheidungen zugunsten beider Großvolksparteien änderten. Aus obiger Schlussfolgerung ergibt sich, dass die Wähler sehr wahrscheinlich auf der Landesebene und bei der Zweitstimmenabgabe für die mittleren Parteien als Experiment stimmten, wobei die Wahlebene eine Auswirkung auf die Wahlentscheidung hatte, aber der Wahlzyklus nicht (Dinkel 1977; Reif 1984; Marsch 1998; Burkhart 2004; Decker 2006). Dennoch reflektieren die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ nicht das Wahlverhalten der FDP, der Linkspartei und der Kleinparteien. Die Hypothesen H1 und H3 sind inakzeptabel

4. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei Wahlen zwischen der Landtagswahl 2012 und der Bundestagswahl 2013

Die folgende Tabelle zeigt, wie sich der Erst- und Zweitstimmenanteil jeder Partei bei beiden Wahlen veränderte. Zwar ist hier zu erkennen, wie viele Stimmenanteile eine Partei hinzugewann oder einbüßte, aber es lässt sich nicht festlegen, wie viele Wähler ihre Wahlentscheidungen bei beiden Wahlen änderten. So muss hier, ähnlich den Fallbeispielen zu den NRW-Wahlen bei Wahlen zwischen der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl 2010, mittels Kings ökologischer Inferenz die unterschiedli-

chen Möglichkeiten der Wählerströme zwischen Parteien in der RxC-Tabelle rekonstruiert werden. Gleichzeitig kann im Rahmen der „Second-order-Election-Theorie“ beobachtet werden, ob die Wähler bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen, die sich auf zwei Wahlebenen befinden, für unterschiedliche Parteien stimmen, und wie die Wahlentscheidungen der Wähler zwischen den nationalen und regionalen Wahlen schwanken. Auf die gestellten Analysefragen wird durch die folgenden Schätzergebnisse aller Fälle in weiteren RxC-Tabellen geantwortet. In den folgenden Fallbeispielen 4.1 bis 4.4 werden die Hypothesen H1, H4, H5 und H6 überprüft.

Tabelle 3.28 Wahlergebnisse der Landtagswahl 2012 und Bundestagswahl 2013

Parteien	Landtagswahl am 13.05.2012				Bundestagswahl am 22.09.2013			
	Erststimmen		Zweitstimmen		Erststimmen		Zweitstimmen	
	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%	Anzahl	%
CDU	2.545.309,00	32,7	2.050.321	26,3	4.148.811	43,8	3.776.563	39,8
SPD	3.290.561	42,3	3.049.983	39,1	3.472.520	36,7	3.028.282	31,9
FDP	372.727	4,8	670.082	8,6	228.962	2,4	498.027	5,2
Grüne	723.581	9,3	884.298	11,3	606.235	6,4	760.642	8
Die Linke	201.637	2,6	194.428	2,5	483.918	5,1	582.925	6,1
Piraten	617.926	7,9	609.176	7,8	220.636	2,3	209.507	2,2

Quelle: Landesdatenbank NRW

4.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013

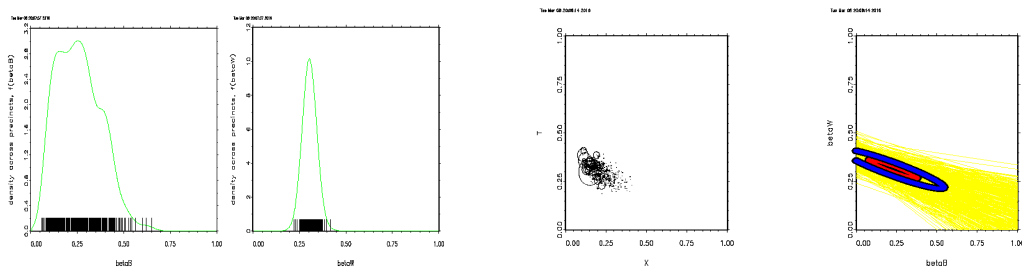
Tabelle 3.29: Die Schätzergebnisse des King'schen EI-Modells im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“

		Bundestagswahl 2013 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Erststimmen)	SPD	0,9572 (0,0043)	0,0163 (0,0018)	0,0216 (0,0011)	0,0515 (0,0010)	0,0545 (0,0008)	0,116 (0,0019)	0,3086 (0,0146)
	CDU	0,0079 (0,0007)	0,9856 (0,0012)	0,1331 (0,0023)	0,0568 (0,0017)	0,05 (0,0017)	0,008 (0,0007)	0,2795 (0,0120)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,4153 (0,0893)	0,0326 (0,0047)	0,1049 (0,0133)	0,2538 (0,0050)	0,1723 (0,0067)	0,0201 (0,0031)	0,0179 (0,0016)
	FDP	0,0149 (0,0010)	0,9844 (0,0013)	0,0897 (0,0092)	0,4118 (0,0126)	0,283 (0,0186)	0,2474 (0,0344)	0,0182 (0,0014)
	Piraten	0,9872 (0,0013)	0,037 (0,0169)	0,2378 (0,0187)	0,2645 (0,0033)	0,2495 (0,0073)	0,6964 (0,0073)	0,9718 (0,0023)
	Die Linke	0,9856 (0,0015)	0,0204 (0,0025)	0,9202 (0,0106)	0,2418 (0,0214)	0,2769 (0,0229)	0,0922 (0,0099)	0,9839 (0,0016)
	Kleinparteien	0,2254 (0,0159)	0,4178 (0,0524)	0,0158 (0,0008)	0,0285 (0,0006)	0,0351 (0,0004)	0,0118 (0,0007)	0,4791 (0,0121)

Quelle: Landesdatenbank NRW

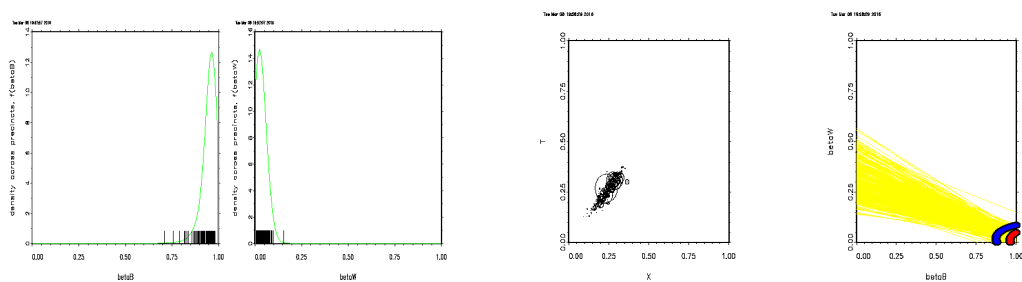
Die Tabelle 3.29 stellt alle tatsächlichen Übergangswahrscheinlichkeiten Kings EI-Modells im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“. Manche Zellenwerte wie z.B. β_i^{CR} befinden sich im akzeptablen Umfang wie es Abbildung 3.25 zeigt:

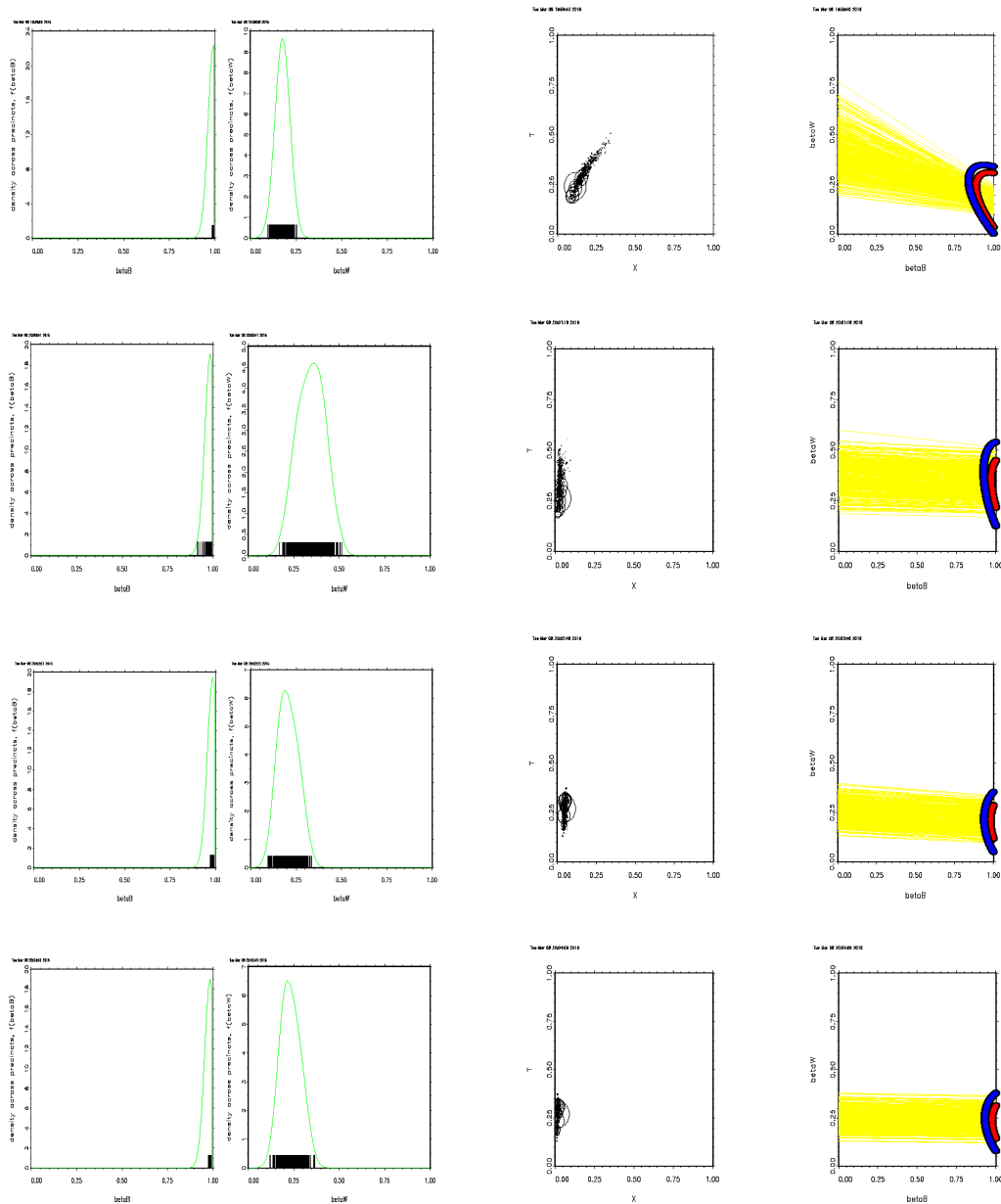
Abbildung 3.25: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}



In Abbildung 3.25 erkennt man bei den Dichteschätzungen zunächst die zwei unregelmäßigen, aber sich teilweise überlagernden Verteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W , wobei die berechneten Parameterschätzer für β_i^B umfangreich zwischen 0,06 und 0,66 streuen. Die Parameterschätzer für β_i^W streuen aber mit 0,23 bis 0,43 in einem eher kleinen Bereich. Trotzdem weichen β_i^B und β_i^W voneinander nicht entfernt ab (Klima 2011). Aus dem Streudiagramm und dem Tomografieplot wird im Vergleich ersichtlich, dass sich die Schätzwerte und Beobachtungen in ähnlicher Lage im Einheitsquadrat befinden. So scheinen die Schätzwerte bei β_i^{CR} plausibel zu sein und die Verteilungsannahme wurde nicht durch den Aggregationsbias beeinflusst (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Außerdem wurden in Tabelle 3.29 die Zellenwerte von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{PL}, \beta_i^{PR}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LR}$ extrem über 0,6 geschätzt, womit die addierte Randwahrscheinlichkeit aufgrund des Aggregationsbias eins überschreitet. Die folgende Abbildung 3.26 erläutert die abweichenden Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$, welche jeweils in jeder Zeile am extremsten überschätzt wurden.

Abbildung 3.26: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$





Durch die obenstehenden Dichteschätzungen in der Abbildung 3.26 sind alle abweichende unregelmäßige Verteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W für die Übergangswahrscheinlichkeiten $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$ veranschaulicht. Die Verteilungen bei allen β_i^B und β_i^W überschneiden sich nicht und die Werte für β_i^B und β_i^W sind zum Teil ganz verstreut und teils einem Punkt versammelt. Bei den Streudiagramm und den Tomografieplots ist vergleichsweise zu sehen, dass alle mit blauen und roten Ringen gekennzeichneten Schätzwerte bei den Tomografien von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$ nicht mit der Lage der Beobachtungen bei den Streudia-

grammen vereinbar sind. Somit können diese Schätzergebnisse nicht akzeptabel sein und die Verteilungsannahme ist aufgrund des eingetretenen Aggregationsbias nicht bestätigt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Dies führt auch dazu, dass der Stabilitätsgrad in manchen Zeilen in der 7x7-Tabelle nicht festgelegt werden kann. (Klima 2011: 82). Demnach müssen die tatsächlichen Schätzwerte durch iteratives Verfahren angepasst werden. Das Anpassungskriterium wurde nach 40 Iterationsschritten des Algorithmus erfüllt (Ambühl 2003). Die erneuten Zellenwerte stehen in Tabelle 3.30.

Tabelle 3.30: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“

		Bundestagswahl 2013 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Erststimmen)	SPD	0,608340151	0,007202076	0,017289968	0,029102477	0,033077733	0,09338169	0,211605906
	CDU	0,006217056	0,539243173	0,131926596	0,039745223	0,037577087	0,007974576	0,237316289
	Grüne	0,413205159	0,02255006	0,131454643	0,22452999	0,163713512	0,025331436	0,0192152
	FDP	0,008362889	0,384120933	0,063410205	0,205511132	0,151688254	0,175885371	0,011021216
	Piraten	0,265628027	0,006921445	0,080589273	0,063281004	0,064111324	0,23734903	0,282119897
	Die Linke	0,258244646	0,003716097	0,30367532	0,056333387	0,069286565	0,030600005	0,278143979
	Kleinparteien	0,200091915	0,257851914	0,017665639	0,022495695	0,029756249	0,01326837	0,458870217

Im Rahmen des Modells „Erststimmen (2012) – Erststimmen (2013)“ ist anhand der obenstehenden Analyseergebnisse aus Kings EI-Modell zu ersehen, ob die Wähler ihre Wahlentscheidungen hinsichtlich ihrer Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und der Bundestagswahl 2013 änderten. In der ersten Zeile wählten 60,83% ehemaliger SPD-Wähler bei der Bundestagswahl 2013 wieder die SPD ($\beta_i^{SS}=0,6083$), 21,16% für die Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,2116$), 9,34 für die Linkspartei ($\beta_i^{SL}=0,0934$) und jeweils unter 4% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0072$, $\beta_i^{SG}=0,0173$, $\beta_i^{SF}=0,0291$, $\beta_i^{SP}=0,0331$). In der zweiten Zeile stimmten 53,92% ehemaliger CDU-Wähler erneut für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,5392$), 23,73% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,2373$), 13,19% für die Grünen ($\beta_i^{CG}=0,1319$) und jeweils unter 4% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0062$, $\beta_i^{CF}=0,0397$, $\beta_i^{CP}=0,0376$, $\beta_i^{CL}=0,0080$). Die meisten SPD-Wähler hielten immer mit einem hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und einer beständigen Parteiloyalität an der SPD fest, obwohl sie ihre Zweitstimme zum Teil Kleinparteien (21%)

und den übrigen mittleren Parteien gaben (1% bis 9%). Die CDU-Wähler behielten ebenfalls einen hohen Stabilitätsgrad und eine stabile Parteiloyalität, aber ihr Stabilitätsgrad ist um 7% niedriger als der der SPD. Trotz der hohen Parteiloyalität änderten die CDU-Wähler ihre Zweitstimmen meist zugunsten der Grünen und der Kleinparteien (ca. 13% bzw. 24%). Aber es ist definitiv so, dass die SPD-Wähler ihre Zweitstimmen selten der CDU gaben und die CDU-Wähler fast nie die SPD wählten. So sind Wählerströme zwischen beiden Großvolksparteien zwar sehr unwahrscheinlich, aber trotz der niedrigeren Wahrscheinlichkeit offensichtlich ohne Unterscheidung der Parteiidentifikation zwischen beiden Großvolksparteien und mittleren Parteien eingetreten. Auffällig ist, dass sich die Wählerströme mit hoher Wahrscheinlichkeit zwischen beiden Großvolksparteien und den Kleinparteien inkl. rechtsextremer Kleinparteien zeigten.

In den weiteren Zeilen entschieden sich 13,15% ehemaliger Grünen-Anhänger wieder für die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,1315$), aber 41,32% für die SPD ($\beta_i^{GS}=0,4132$), 22,45% für die FDP ($\beta_i^{GF}=0,2245$), 16,37% für die Piratenpartei ($\beta_i^{GP}=0,1637$) und jeweils unter 3% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0226$, $\beta_i^{GL}=0,0253$, $\beta_i^{GR}=0,0192$); 20,55% ehemaliger FDP-Wähler wählten erneut die FDP ($\beta_i^{FF}=0,2055$), aber 38,41% die CDU ($\beta_i^{FC}=0,3841$), 17,59% die Linkspartei ($\beta_i^{FL}=0,1759$), 15,17% die Piratenpartei ($\beta_i^{FP}=0,1517$) und jeweils unter 7% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0084$, $\beta_i^{FG}=0,0634$, $\beta_i^{FR}=0,0110$). Nur 6,41% ehemaliger Piraten-Wähler präferierten wieder die Piratenpartei ($\beta_i^{PP}=0,0641$), 28,21% die Kleinparteien ($\beta_i^{PR}=0,2821$), 26,56% die SPD ($\beta_i^{PS}=0,2656$), 23,73% die Linkspartei ($\beta_i^{PL}=0,2373$), 8,06% die Grünen ($\beta_i^{PG}=0,0806$) und jeweils unter 7% die übrigen Parteien ($\beta_i^{PC}=0,0069$, $\beta_i^{PF}=0,0633$). Lediglich 3,06% ehemaliger Linke-Wähler zogen wieder die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,0306$) vor, aber 30,37% hingegen die Grünen ($\beta_i^{LG}=0,3037$), 27,81% die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,2781$),

25,82% die SPD ($\beta_i^{LS}=0,2582$) und jeweils unter 7% die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0037$, $\beta_i^{LF}=0,0563$, $\beta_i^{LP}=0,0693$).

Nur die Grünen- und FDP-Wähler verhielten sich relativ treu zu ihren gewählten Parteien, wobei FDP-Wähler eine stabilere Parteiloyalität bewahrten als die Grünen-Wähler. Über 87% der Grünen-Wähler wanderten mit ihren Erststimmen zu sonstigen Parteien ab, so bekamen die SPD, die FDP und die Piratenpartei davon 41%, 22% bzw. 16% der Stimmen. Insgesamt 80% der FDP-Wähler änderten ihre Wahlentscheidungen zugunsten der CDU (38%), der Piratenpartei (15%) und der Linkspartei (18%). Daher ereigneten sich die Wählerströme sowohl zwischen den Grünen und der SPD, der FDP, der Piratenpartei als auch zwischen der FDP und der CDU, der Piratenpartei und der Linkspartei. Die Piraten-Wähler schienen wenig loyal zu sein und wanderten bei der Bundestagswahl meistens zu der SPD (27%), den Kleinparteien (28%) und der Linkspartei (24%) ab. Die Linke-Wähler verhielten sich ebenfalls nicht treu, sodass nicht nur 23% bis 28% ihrer Wähler zugunsten der SPD, der Linkspartei und der Kleinparteien ihre Wahlentscheidung änderten, sondern auch 6% bis 8% der Erststimmen auf die Grünen und die FDP übertragen wurden. Demnach findet man den Eintritt der Wählerströme sowohl zwischen der Piratenpartei und der SPD, der Linkspartei, der Kleinparteien als auch zwischen der Linkspartei und der SPD, den Grünen und den Kleinparteien. Zu beachten ist, dass die Wähler der mittleren Parteien einerseits nach ihrer Parteiidentifikation für eine der beiden Großvolksparteien und andererseits entgegen einer bestimmten politischen Tendenz für eine mittlere Partei votierten.

In den letzten Zeilen stimmten 45,88% der Wahlberechtigten, die bei der Landtagswahl NRW 2012 die Kleinparteien wählten oder nicht wählen gingen, bei der Bundestagswahl 2013 (wieder) für die Kleinparteien oder gingen nicht wählen

($\beta_i^{RR}=0,4588$). 25,79% entscheiden sich für die CDU ($\beta_i^{RC}=0,2579$), 20% für die SPD ($\beta_i^{RS}=0,2000$) sowie jeweils unter 3% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{RG}=0,0177$, $\beta_i^{RF}=0,0225$, $\beta_i^{RP}=0,0298$, $\beta_i^{RL}=0,0133$). Wenn alle Kleinparteien nur als eine zusätzliche Partei betrachtet würden, so würde dies bedeuten, dass 46% ihrer Wähler einen höheren Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und eine stabile Parteiloyalität hatten. Trotzdem entschieden sich 54% ihrer Wähler gleichzeitig für die CDU, die SPD und die übrigen mittleren Parteien. Demnach entstanden die Wählerströme überwiegend zwischen diesen Kleinparteien und den beiden Großvolksparteien. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien haltbar sind.

Zur Überprüfung der weiteren Forschungshypothesen werden Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell unter Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ erneut betrachtet. Zunächst wird die Bundestagswahl 2013 laut der „Second-Order-Election-Theorie“ sowohl als eine vorrangige nationale Hauptwahl sowie als eine Zwischenwahl betrachtet, da die Bundestagswahl 2013 zeitlich nicht weit³⁶ von der Landtagswahl entfernt war. Es wird dann erkennbar, dass die SPD bei einer vorrangigen nationalen Hauptwahl den großen Oppositionsbonus gewann und sich ihr Wahlsieg bei Landtagswahl 2012 bis zur Bundestagswahl 2013 auswirkte, da ihre Kandidaten 20% bis 60% der Erststimmen sowohl von den SPD-, Grünen-, Piraten- und Linke-Wählern als auch von den Wählern der Kleinparteien bekamen. Die CDU als größte Regierungspartei im Bund behielt dieses Mal erfolgreich über die Hälfte (54%) der Erststimmen, sie wurde gleichzeitig zusätzlich von 38% der FDP-Wähler

³⁶ In ungefähr 14 Monaten fand die Bundestagswahl 2013 statt.

und 26% der Wähler der Kleinparteien gewählt.

Da die CDU bei einer nationalen Zwischenwahl noch vom Amtsbonus profitierte und sie keine Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013 einbüßte, wirkte sich der „Testwahleffekt“ nicht auf die CDU-Wählerschaft aus. Dann bekamen die Grünen bei der Bundestagswahl 2013 13% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern und denen der CDU sowie 30% von denen der Linkspartei und nur unter 9% von denen der übrigen Parteien, daher erfuhren die Grünen einen nur geringen zusätzlichen Vorteil bei der Bundestagswahl 2013. Bei FDP-Wählern blieb die Parteiloyalität relativ hoch, jedoch erhielt die FDP als Regierungsmitglied nur 21% bis 22% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler und den Grünen sowie jeweils unter 6% von den ehemaligen Wählern sonstiger Parteien. Demnach verlor die FDP die Zwischenwahl und sie musste den Amtsmalus hinnehmen. Auch die Piratenpartei profitierte nicht vom „Testwahleffekt“ und büßte verhältnismäßig mehr Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013 ein als bei der Landtagswahl 2012, da sie lediglich von 7% ehemaliger Piraten-Wähler wiedergewählt wurde und nur 15% bis 16% der Erststimmen von ehemaligen Wählern der Grünen und der FDP bekam.

Die Linke-Wähler verhielten sich ähnlich untreu wie die Piraten-Wähler (3%). Trotzdem erhielt die Linkspartei noch 18% bis 24% der Erststimmen von der FDP und der Piratenpartei, daher profitierte die Linkspartei noch vom Oppositionsbonus bei der nationalen Zwischenwahl. Schließlich erwarben die Kleinparteien einen hohen Erststimmenanteil von 21% bis 46% von ihren ehemaligen Wählern, den beiden Großvolksparteien und der Piraten- sowie Linkspartei, sodass die Kleinparteien inkl. rechtsextremer Kleinparteien offensichtlich den Großteil des Oppositionsbonus erfuhren. Aus den obigen Analyseergebnissen wird geschlussfolgert, dass die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ nicht komplett mit den Schätzergebnissen

zu vereinbaren sind und auch nicht das tatsächliche Wahlverhalten der Wählerschaft der Regierungsparteien widerspiegeln. Die Hypothesen H1 und H4 wurden hier abgelehnt.

4.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013

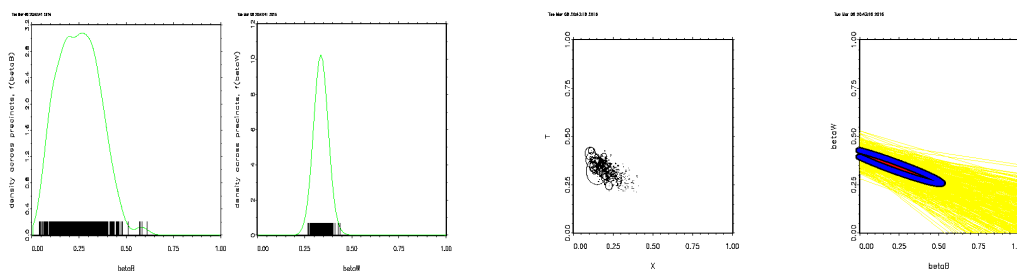
Tabelle 3.31: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“

		Bundestagswahl 2013 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Erststimmen)	SPD	0,7978 (0,0075)	0,024 (0,0026)	0,0124 (0,0008)	0,1162 (0,0030)	0,0485 (0,0009)	0,1411 (0,0012)	0,3957 (0,0127)
	CDU	0,006 (0,0005)	0,966 (0,0063)	0,0063 (0,0004)	0,143 (0,0043)	0,0521 (0,0010)	0,1216 (0,0157)	0,2693 (0,0077)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,348 (0,0780)	0,0488 (0,0200)	0,8078 (0,0156)	0,144 (0,0158)	0,2189 (0,0044)	0,1238 (0,0273)	0,0108 (0,0010)
	FDP	0,0098 (0,0007)	0,9693 (0,0029)	0,9333 (0,0059)	0,9425 (0,0041)	0,0808 (0,0083)	0,1457 (0,0137)	0,0131 (0,0010)
	Piraten	0,9836 (0,0016)	0,0277 (0,0106)	0,07 (0,0075)	0,1393 (0,0256)	0,2588 (0,0026)	0,0862 (0,0093)	0,9275 (0,0064)
	Die Linke	0,9772 (0,0168)	0,0251 (0,0026)	0,9737 (0,0036)	0,9048 (0,0111)	0,4154 (0,0280)	0,8868 (0,0123)	0,9775 (0,0023)
	Kleinparteien	0,1728 (0,0114)	0,5299 (0,0142)	0,108 (0,0012)	0,0818 (0,0005)	0,025 (0,0010)	0,0127 (0,0010)	0,4394 (0,0156)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In Tabelle 3.31 sieht man alle aus Kings EI-Modell resultierenden Schätzwerte im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“. Die Übergangswahrscheinlichkeiten sind teilweise wie z.B. bei β_i^{CR} noch plausibel (s. Abbildung 3.27), da sie nicht zu sehr von der Realität abweichen.

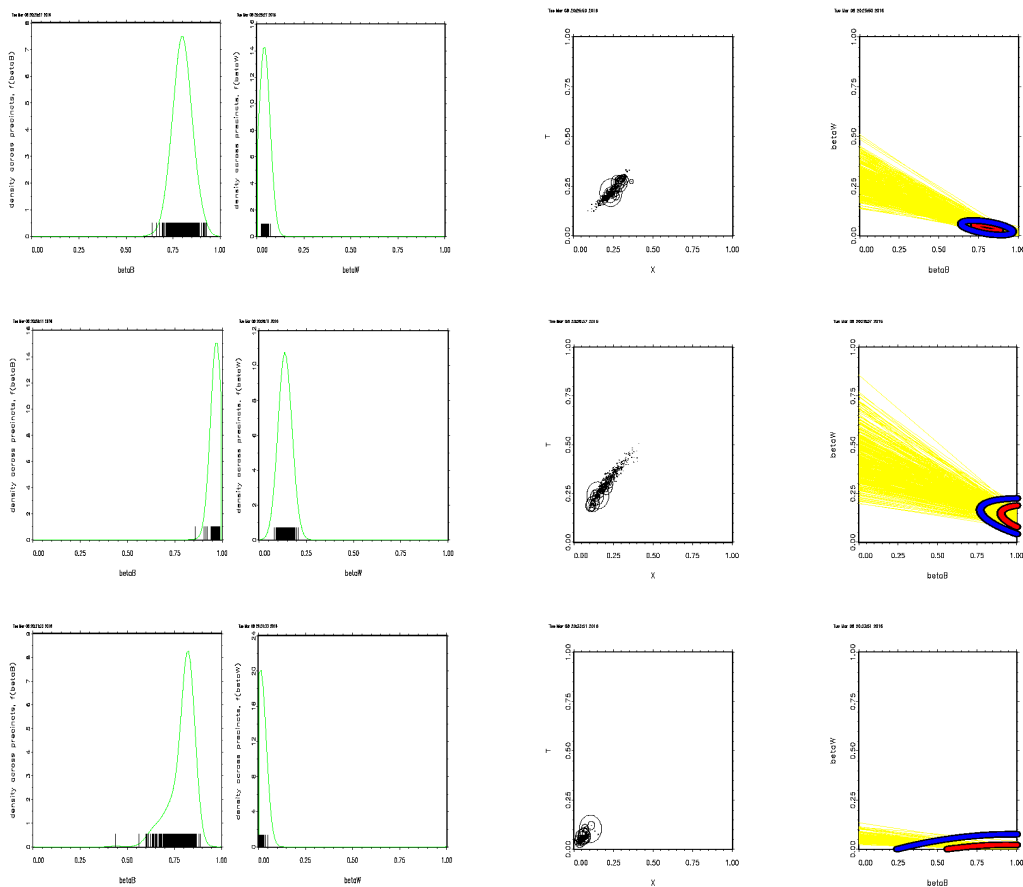
Abbildung 3.27: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}

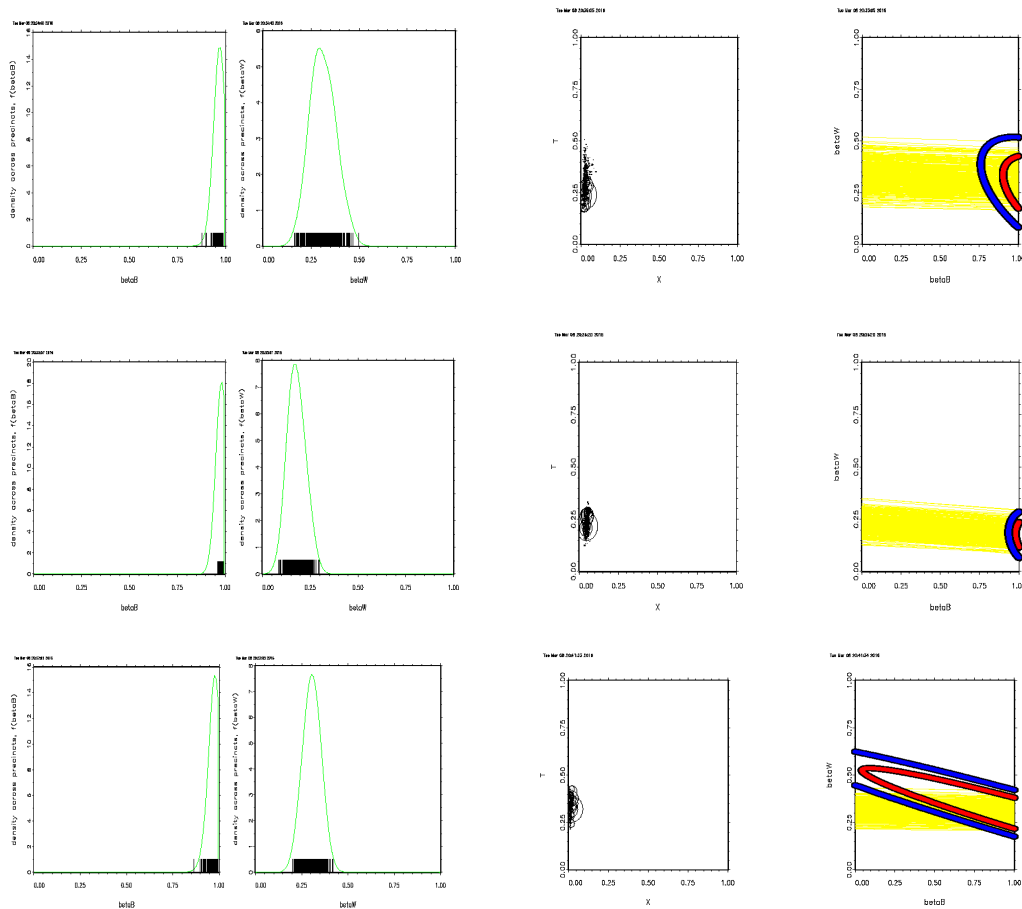


Die Abbildung 3.27 zeigt zunächst bei Dichteschätzungen zwei regelmäßige, aber sich auf einem bestimmten Niveau überlagernde Verteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W . Die Werte für β_i^B streuen zwischen 0,07 und 0,47, die für β_i^W wurden aber in dem engen Bereich von 0,27 bis 0,44 begrenzt (Klima 2011). Im Vergleich

zwischen dem Streudiagramm und dem Tomografieplot überschneiden sich die Schätzwerte und Beobachtungen in ähnlichen Positionen des Einheitsquadrats, sodass die Schätzwerte bei β_i^{CR} als plausibel zu bewerten sind und die Verteilungsannahme ohne den Aggregationsbias erfüllt wurde (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). In der Tabelle 3.31 sind die extrem über 0,6 geschätzte Übergangswahrscheinlichkeiten $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{FG}, \beta_i^{FF}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{PR}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LF}, \beta_i^{LL}, \beta_i^{LR}$ zu sehen. Diese überschätzten Werte verursachten, dass die addierte Randwahrscheinlichkeit wegen des Aggregationsbias nicht eins ergeben konnte. Die folgende Abbildung 3.28 schildert, inwieweit die in jeder Zeile am meist überschätzten Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LR}$ von den Beobachtungen abweichen.

Abbildung 3.28: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LR}$





Bei den obenstehenden Dichteschätzungen wird jede unregelmäßige Verteilung der globalen Parameter β_i^B und β_i^W für die Übergangswahrscheinlichkeiten $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LR}$ gezeigt (King 1997), wobei jede Verteilung bei β_i^B von der Verteilung bei β_i^W abweicht. Des Weiteren sind die Werte für β_i^B und β_i^W teils unregelmäßig verstreut und teils in einem Bereich konzentriert. Aus dem Streudiagramm und dem Tomografieplot ist im Vergleich ersichtlich, dass sich alle Schätzwerte bei den Tomografien von $\beta_i^{CC}, \beta_i^{GG}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LR}$ und alle Positionen der Beobachtungen bei den Streudiagrammen nicht überlagern. So sind diese Schätzergebnisse aufgrund des Aggregationsbias nicht akzeptabel und die Verteilungsannahme des King'schen EI-Modells wurde damit verletzt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Um den Stabilitätsgrad zwischen Parteien richtig aus der Wählerstromtabelle zu schlussfolgern, wurden die obigen tatsächlichen Schätzwerte ebenfalls durch 40 Iterations-

schritten des Algorithmus angepasst (Ambühl 2003). Die neu verbesserten Schätzwerte sind bei allen Zelleneinträgen in Tabelle 3.32 rekonstruiert worden.

Tabelle 3.32: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“

		Bundestagswahl 2013 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Erststimmen)	SPD	0,498812808	0,01105858	0,009674318	0,09340237	0,035273591	0,117172254	0,234606078
	CDU	0,004325618	0,513237765	0,005667514	0,132538226	0,043691706	0,116435306	0,184103866
	Grüne	0,173446124	0,017924611	0,502393868	0,092269051	0,126909894	0,081952122	0,00510433
	FDP	0,00288206	0,210077596	0,3424943	0,356341596	0,027640932	0,056910279	0,003653237
	Piraten	0,383395945	0,007957073	0,03404726	0,069805287	0,11734312	0,044626257	0,342825058
	Die Linke	0,163907974	0,003102665	0,203796594	0,195109054	0,081048967	0,197558862	0,155475884
	Kleinparteien	0,136507997	0,30849835	0,106461661	0,083076055	0,022973054	0,013325155	0,329157727

Im Modell „Erststimmen (2012) – Zweitstimmen (2013)“ wird dargestellt, wie in der ersten Zeile 49,88% ehemaliger SPD-Wähler bei der Bundestagswahl 2013 wieder die SPD ($\beta_i^{SS}=0,4988$), aber 23,46% die Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,2346$), 11,71% die Linkspartei ($\beta_i^{SL}=0,1171$), 9,34% die FDP ($\beta_i^{SF}=0,0934$) und jeweils weniger als 4% die übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0111$, $\beta_i^{SG}=0,0097$ und $\beta_i^{SP}=0,0353$) wählten. In der zweiten Zeile votierten 51,32% ehemaliger CDU-Wähler erneut für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,5132$), 18,41% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,1841$), 13,25% für die FDP ($\beta_i^{CF}=0,1325$), 11,64% für die Linkspartei ($\beta_i^{CL}=0,1164$) und jeweils weniger als 5% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0043$, $\beta_i^{CG}=0,0057$, $\beta_i^{CP}=0,0437$). Die SPD-Wähler hielten mit einem hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und beständiger Parteiloyalität immer an der SPD fest. Trotzdem wechselten 9% bis 23% mit ihren Zweitstimmen zu der FDP, der Linkspartei und den Kleinparteien. Bei CDU-Wählern blieb der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe und die Parteiloyalität sehr hoch und der Stabilitätsgrad bei der CDU war um 1,44% höher als bei der SPD. Allerdings entschieden sich 11% bis 18% der CDU-Wähler bei der Bundestagswahl 2013 nicht für die CDU, sondern für die FDP, die Linkspartei und die Kleinparteien. Zugleich wählte nur ein sehr geringer Anteil der CDU-Wähler die SPD, umgekehrt stimmten SPD-Wähler ebenfalls sehr wenig für die CDU. So sind die Wählerströme selten zwischen beiden Großvolksparteien, sondern meistens zwischen der SPD und

der Linkspartei sowie den Kleinparteien bzw. zwischen der CDU und der FDP sowie den Kleinparteien aufgetreten.

In den weiteren Zeilen entschieden sich 50,24% der ehemaligen Grünen-Wähler wieder für die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,5024$), aber 17,34% für die SPD ($\beta_i^{GS}=0,1734$), 12,69% für die Piratenpartei ($\beta_i^{GP}=0,1269$) und jeweils weniger als 10% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0179$, $\beta_i^{GF}=0,0923$, $\beta_i^{GL}=0,0820$, $\beta_i^{GR}=0,0051$). 35,63% ehemaliger FDP-Wähler wählten nochmals die FDP ($\beta_i^{FF}=0,3563$), aber 34,25% die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,3425$), 21,01% die CDU ($\beta_i^{FC}=0,2101$) und jeweils weniger als 6% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0029$, $\beta_i^{FP}=0,0276$, $\beta_i^{FL}=0,0591$, $\beta_i^{FR}=0,0037$); 11,73% ehemaliger Piraten-Wähler präferierten erneut die Piratenpartei ($\beta_i^{PP}=0,1173$), 38,34% die SPD ($\beta_i^{PS}=0,3834$), 34,28% die Kleinparteien ($\beta_i^{PR}=0,3428$), 6,98% die FDP ($\beta_i^{PF}=0,0698$) und jeweils weniger als 5% die übrigen Parteien ($\beta_i^{PC}=0,0080$, $\beta_i^{PG}=0,0340$, $\beta_i^{PL}=0,0446$). 19,76% ehemaliger Linke-Wähler zogen die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,1976$) wieder vor, 20,38% dagegen die Grünen ($\beta_i^{LG}=0,2038$), rund 19,51% die FDP ($\beta_i^{LF}=0,1951$), 16,39% die SPD ($\beta_i^{LS}=0,1639$), 15,55% die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,1555$) und jeweils weniger als 9% die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0031$, $\beta_i^{LP}=0,0810$). Die Grünen- und FDP-Wähler verfügten dieses Mal über einen hohen Stabilitätsgrad und eine stabile Parteiloyalität, wobei der Zweitstimmenanteil bei den Grünen um 15% höher lag als bei der FDP. Trotz stabiler politischer Bindung wanderten noch 8% bis 10% der Grünen-Wähler zu der SPD, sonstigen mittleren Parteien und den Kleinparteien ab. Bei FDP-Wählern lag ein ähnliches Wahlverhalten vor; sie änderten ihre Wahlentscheidungen meistens zugunsten der CDU und teilweise zugunsten der übrigen Parteien. Die Wählerschaft der Piratenpartei hingegen änderte ihre Wahlentscheidungen meistens zugunsten der SPD und der Kleinparteien und war daher nicht loyal zur Piratenpartei. So erwarb die SPD 38% der Zweitstimmen von

ihnen. Gegenüber der Piratenpartei hatten die Linke-Wähler zwar eine relativ hohe Parteiloyalität, jedoch gaben sie ihre Stimmen bei der Bundestagswahl 2013 unterschiedlichen Parteien. Hierbei profitierten die Grünen am meisten (20%), und die SPD nur zu 16%. Aus der obigen Erläuterung ergibt sich, dass sich Wählerströme zwischen irgendeiner mittleren Partei inkl. der Kleinparteien und beiden Großvolksparteien zeigten. Die beiden Großparteien profitierten davon am meisten.

In den letzten Zeilen unterstützten 32,92% ehemaliger Wahlberechtigte, die 2012 die Kleiparteien wählten oder nicht wählen gingen, in 2013 (wieder) die Kleinparteien oder gingen nicht wählen ($\beta_i^{RR}=0,3292$). 30,84% wählten die CDU ($\beta_i^{RC}=0,3084$), 13,65% die SPD ($\beta_i^{RS}=0,1365$), 10,65% die Grünen ($\beta_i^{RG}=0,1065$), 8,31% die FDP ($\beta_i^{RF}=0,0831$) und jeweils weniger als 3% die übrigen Parteien ($\beta_i^{RP}=0,0230$ und $\beta_i^{RL}=0,0133$). Wähler der Kleinparteien verfügten einerseits über einen höheren Stabilitätsgrad und eine stärkere Parteiloyalität, andererseits schwankten sie als Wechselwähler zwischen unterschiedlichen Parteien. Beispielsweise tendierten sie dieses Mal mehr zur CDU (30%) und weniger zur SPD (14%) oder zu den Grünen (11%). Deswegen entstanden die Wählerströme meistens zwischen den Kleinparteien und der CDU, aber teilweise auch zwischen den Kleinparteien und der SPD sowie den Grünen. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien, der Grünen, der FDP und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der Piratenpartei und der Linkspartei akzeptabel sind.

Um die Forschungshypothesen zu überprüfen, sind die Schätzergebnisse unter Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ zu betrachten. Zunächst erhielt die SPD die Mehrheit der Zweitstimmen von SPD-Wählern (50%) und zusätzlich von den ehemaligen Grünen- (17%), Piraten- (38%) und Linke-Wählern (16%) sowie teilweise

von ehemaligen Wählern der Kleinparteien (14%). Die SPD als größte Oppositionspartei erfuhr den Oppositionsbonus größtenteils bei der vorrangigen nationalen Hauptwahl. Gegenüber der SPD erhielt die CDU hauptsächlich von CDU-Wählern (51%), von Wählern der FDP (21%) und Kleinparteien (31%) Stimmen, sodass die CDU als größte Regierungspartei im Bund bei der nationalen Zwischenwahl einen beträchtlichen Amtsbonus erfuhr und nicht in den „Mid-Term-Effekt“ (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006) geriet.

Die Grünen als Oppositionspartei bekamen sowohl 50% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern als auch zusätzlich 34% von der FDP, 20% von der Linkspartei und 11% von Kleinparteien (11%), sodass sie ebenfalls besonders erfolgreich vom Oppositionsbonus profitierten. Die FDP wurde zwar von 36% der FDP-Wähler wiedergewählt, jedoch erhielt sie zusätzlich einen kleinen Zweitstimmenanteil von der CDU (13%) und der Linkspartei (20%), so erfuhr die FDP aufgrund der Entfaltung des „Testwahleffekts“ keinen Vorteil bei der nationalen Zwischenwahl. Die Piratenpartei erhielt relativ wenige Stimmenanteile von den Grünen- und Piraten-Wählern (13% bzw. 12%), was zu ihrer Niederlage bei der nationalen Zwischenwahl führte.

Ähnliches ist auch bei der Linkspartei zu erkennen. Sie erhielt zusätzliche Stimmenanteile von beiden Großvolksparteien-Wählern (jeweils 11%) und zum Teil von Linke-Wählern (20%). So profitierte die Linkspartei nur im kleinen Maße von Zuwanderern aus den sonstigen Parteien. Schließlich absorbierten die Kleinparteien inkl. rechtsextremer Kleinparteien 33% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern bzw. zu 16% bis 34% von Linke-, CDU-, SPD- und Piraten-Wählern. Diese Kleinparteien bekamen damit einen großen Zweitstimmenanteil als Oppositionsbonus bei der nationalen Zwischenwahl. Aus den zuvor erwähnten Analyseergebnissen folgt, dass die Wähler auf der Bundeswahlebene nicht unbedingt die bundesweiten politi-

schen Themen oder die Kanzlerschaft abwägten und sogar den mittleren Parteien und den Kleinparteien ihre Zweitstimmen zum Experimentieren mit deren politischen Potentialen gaben (Dinkel 1977; Sturm 1999; Kropp/Sturm 1999; Schoen 2011). Die Vorrangigkeit der nationalen Hauptwahl wirkte sich damit nicht stark auf das Wahlverhalten aus und die obigen Annahmen entsprechen lediglich dem Wahlverhalten der Wähler der meisten Oppositionsparteien und der FDP. Die Hypothesen H1 und H4 sind hier inakzeptabel.

4.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013

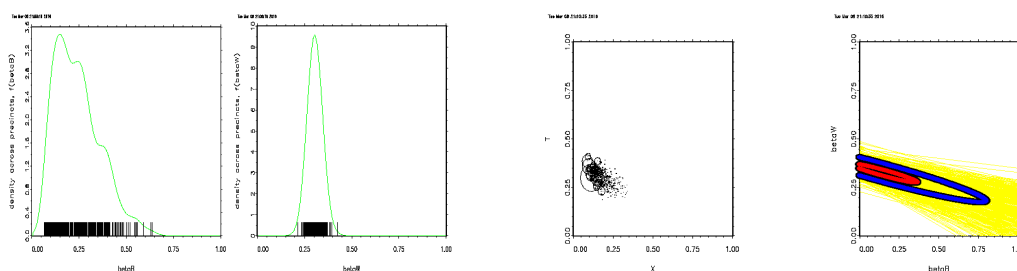
Tabelle 3.33: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“

		Bundestagswahl 2013 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)	SPD	0,9717 (0,0035)	0,0247 (0,0020)	0,1375 (0,0036)	0,0492 (0,0010)	0,0561 (0,0009)	0,1191 (0,0031)	0,3061 (0,0150)
	CDU	0,0096 (0,0008)	0,9893 (0,0009)	0,1543 (0,0031)	0,07 (0,0011)	0,0609 (0,0049)	0,0103 (0,0009)	0,2622 (0,0135)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,5735 (0,0393)	0,0411 (0,0059)	0,1277 (0,0134)	0,1808 (0,0037)	0,1677 (0,0145)	0,4324 (0,0109)	0,0172 (0,0017)
	FDP	0,0327 (0,0215)	0,9454 (0,0049)	0,2813 (0,0186)	0,247 (0,0050)	0,108 (0,0059)	0,0122 (0,0015)	0,0149 (0,0012)
	Piraten	0,9784 (0,0159)	0,0401 (0,0043)	0,0739 (0,0106)	0,2475 (0,0063)	0,2512 (0,0072)	0,6393 (0,0144)	0,1113 (0,0088)
	Die Linke	0,9721 (0,0222)	0,0218 (0,0025)	0,9266 (0,0094)	0,356 (0,0250)	0,3292 (0,0279)	0,122 (0,0132)	0,9797 (0,0022)
	Kleinparteien	0,2266 (0,0139)	0,244 (0,0064)	0,0143 (0,0007)	0,0104 (0,0006)	0,0167 (0,0008)	0,0697 (0,0015)	0,4755 (0,0121)

Quelle: Landesdatenbank NRW

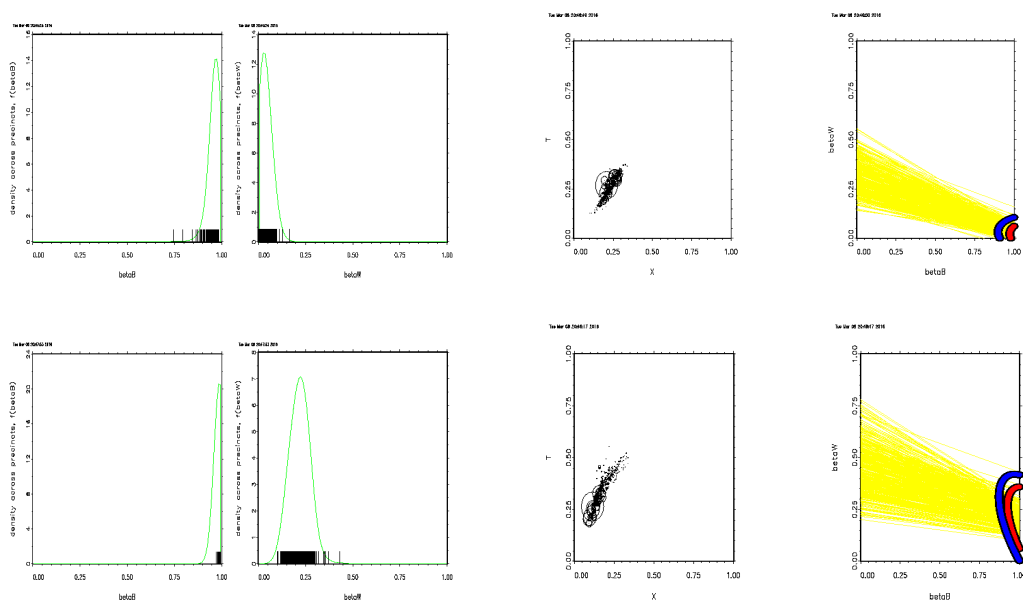
In allen Zelleneinträgen in Tabelle 3.33 sind alle Schätzwerte als Übergangswahrscheinlichkeiten im Fallbeispiel „Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“ dargestellt. Die Übergangswahrscheinlichkeiten wurden zwar teilweise überschätzt, aber wie z.B. bei β_i^{CR} sind sie teilweise noch von Bedeutung. Wie Abbildung 3.29 zeigt, bleibt β_i^{CR} noch sinnvoll.

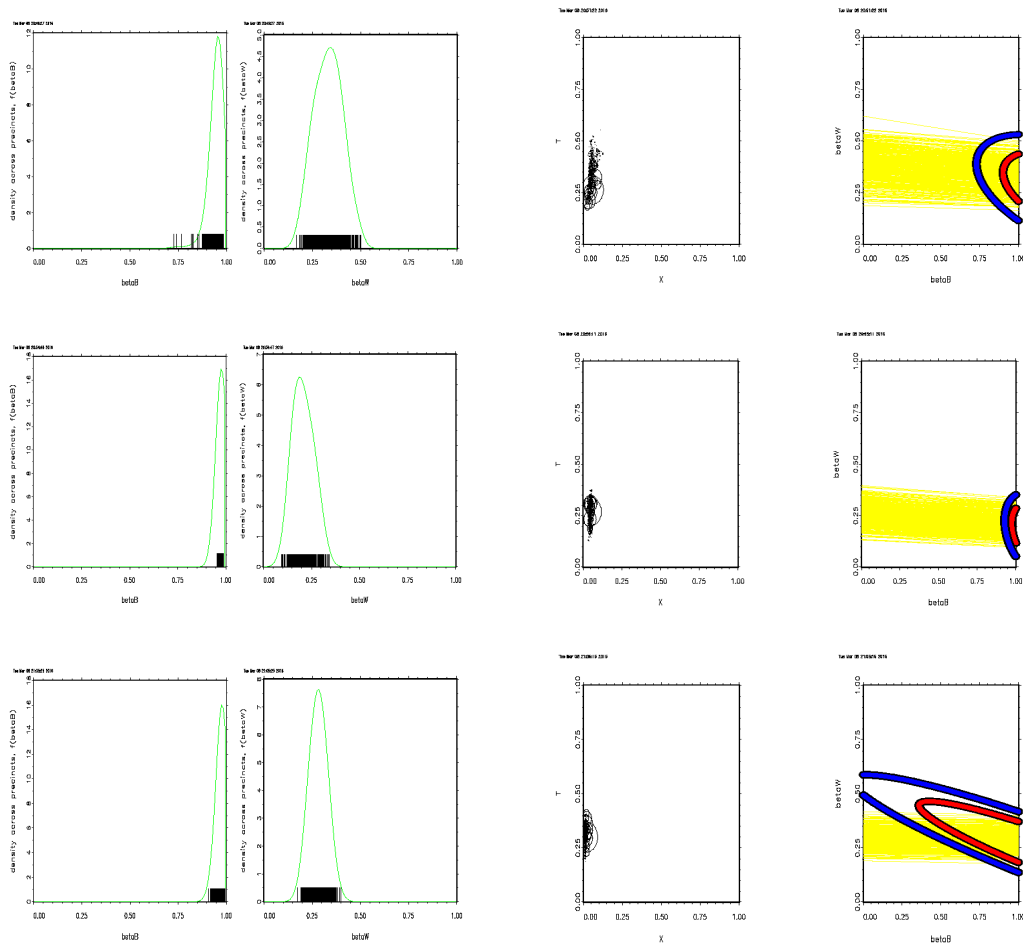
Abbildung 3.29: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}



Bei Dichteschätzungen in Abbildung 3.29 sieht man, dass die Verteilung bei β_i^B unregelmäßig und bei β_i^W noch regelmäßig ist und dass beide Verteilungen sich teilweise in einem Bereich überschneiden. Die Parameterschätzer für β_i^B streuen zwischen 0,07 und 0,65, die Parameterschätzer für β_i^W streuen hingegen zwischen 0,22 und 0,42, (Klima 2011). Im Vergleich mit dem Streudiagramm und dem Tomografieplot befinden sich die Schätzwerte und Beobachtungen zum Teil im linken Sektor des Einheitsquadrats, aber zum Teil bleiben sie abweichend. Dennoch scheinen die Schätzwerte bei β_i^{CR} noch akzeptabel zu sein, da sie nicht wegen des Aggregationsbias weit von den Beobachtungen abweichen. Des Weiteren scheinen die Schätzwerte von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{PL}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LR}$ unplausibel zu sein, da sie unter dem Einfluss des Aggregationsbias über 0,6 gerechnet wurden. Die addierte Randwahrscheinlichkeit konnte damit nicht „eins“ ergeben. In Abbildung 3.30 werden die in jeder Zeile am extremsten überschätzten Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$ als Beispiel angeführt und es wird dargelegt, inwieweit solche Schätzwerte abweichen.

Abbildung 3.30 Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$





In den obenstehenden Dichteschätzungen in Abbildung 3.30 wird erkennbar, dass sich einerseits alle Verteilungen der globalen Parameter β_i^B und β_i^W für die Übergangswahrscheinlichkeiten $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{FC}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$ nicht überschneiden und andererseits stehen alle Verteilungen bei β_i^B extrem rechts, aber die Verteilungen bei β_i^W bleiben teils in der Mitte und teils extrem links. Die Werte für β_i^B und β_i^W sind teils weit verstreut und teils in einem bestimmten Bereich versammelt. Bei den Streudiagrammen und den Tomografieplots ist zu sehen, dass alle Schätzwerte bei den Tomografien nicht mit den Positionen der Beobachtungen bei den Streudiagrammen übereinstimmen. Solche überschätzten Schätzergebnisse sind daher inakzeptabel. Die Verteilungsannahme wurde ebenfalls aufgrund des eingetretenen Aggregationsbias verletzt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Für die richtige Schlussfolgerung sind die obigen tatsächlichen Schätzwerte des King'schen EI-Modells angepasst worden,

indem 40 Iterationsschritten des Algorithmus durchgeführt wurden (Ambühl 2003). Die neu angepassten Zelleneinträge werden in Tabelle 3.34 gezeigt.

Tabelle 3.34: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“

		Bundestagswahl 2013 (Erststimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)	SPD	0,59748261	0,009565119	0,092164281	0,029638873	0,035583793	0,0696332	0,165932124
	CDU	0,008182651	0,531069222	0,143369105	0,05845536	0,053547152	0,00834779	0,19702872
	Grüne	0,378540705	0,01708525	0,091883374	0,116917929	0,114184865	0,271379085	0,010008793
	FDP	0,024906843	0,453510017	0,233564881	0,184319554	0,084857651	0,008835727	0,010005327
	Piraten	0,426908831	0,011019539	0,035150379	0,105802863	0,113066681	0,265237498	0,04281421
	Die Linke	0,265310986	0,00374715	0,275678858	0,095191421	0,092683075	0,031660345	0,235728164
	Kleinparteien	0,249352833	0,169100378	0,01715368	0,011212211	0,018956894	0,072928739	0,461295265

Im Rahmen des Modells „Zweitstimmen (2012) – Erststimmen (2013)“ zeigt die Tabelle zuerst in der ersten Zeile, dass fast 59,75% ehemaliger SPD-Wähler bei der Bundestagswahl 2013 wieder für die SPD ($\beta_i^{SS}=0,5975$), aber lediglich 16,59% für die Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,1659$), 9,22% für die Grünen ($\beta_i^{SG}=0,0922$) und jeweils weniger als 7% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0096$, $\beta_i^{SF}=0,0296$, $\beta_i^{SP}=0,0356$, $\beta_i^{SL}=0,0696$) stimmten. In den zweiten Zeilen entschieden sich 53,11% ehemaliger CDU-Wähler nochmals für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,5311$), aber 19,7% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,1970$), 14,34% für die Grünen ($\beta_i^{CG}=0,1434$) und jeweils weniger als 6% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0082$, $\beta_i^{CF}=0,0585$, $\beta_i^{CP}=0,0535$, $\beta_i^{CL}=0,0083$). Zwar änderten 7% bis 17% der SPD-Wähler zugunsten der Grünen, der Linkspartei und der Kleinparteien ihre Wahlentscheidungen, jedoch scheinen die SPD-Wähler aufgrund der hohen Parteiloyalität einen höheren Stabilitätsgrad in ihren Stimmenabgaben zu haben. Deren Anteil ist um 6,4% höher als bei der CDU. Die CDU-Wähler zeigen auch einen hohen Stabilitätsgrad, obwohl sie sich noch teilweise für die Kleinparteien (20%) und die Grünen (14%) entschieden. Es lässt sich feststellen, dass die Wähler beider Großvolksparteien ihr Wahlverhalten zugunsten mittlerer Parteien oder der Kleinparteien ihre ursprüngliche Parteiidentifikation ändern konnten, aber nicht zugunsten einer anderen Großvolkspartei. So sieht man keine Wählerströme zwischen beiden Großvolksparteien, sondern zwischen beiden Großvolksparteien und den übr-

gen Parteien, vor allem zwischen den Kleinparteien.

In den weiteren Zeilen votierten lediglich 9,19% ehemaliger Grünen-Wähler wieder für die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,0919$), aber 37,85% für die SPD ($\beta_i^{GS}=0,3785$), 27,13% für die Linkspartei ($\beta_i^{GL}=0,2713$), 11,69% für die FDP ($\beta_i^{GF}=0,1169$) und 11,42% für die Piratenpartei ($\beta_i^{GP}=0,1142$) und jeweils weniger als 2% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0171$ und $\beta_i^{GR}=0,0100$). 18,43% ehemaliger FDP-Wähler wählten wieder die FDP ($\beta_i^{FF}=0,1843$), aber 45,35% die CDU ($\beta_i^{FC}=0,4535$), 23,36% die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,2336$) und 8,49% die Piratenpartei ($\beta_i^{FP}=0,0849$) sowie jeweils weniger als 3% die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0249$, $\beta_i^{FL}=0,0088$, $\beta_i^{FR}=0,0100$). 11,31% ehemaliger Piraten-Wähler präferierten wieder die Piratenpartei ($\beta_i^{PP}=0,1131$), aber 42,69% die SPD ($\beta_i^{PS}=0,4269$), 26,52% die Linkspartei ($\beta_i^{PL}=0,2652$), 10,58% die FDP ($\beta_i^{PF}=0,1058$) und jeweils weniger als 5% die übrigen Parteien ($\beta_i^{PC}=0,0110$, $\beta_i^{PG}=0,0352$, $\beta_i^{PR}=0,0428$). 3,17% ehemaliger Linke-Wähler zogen wieder die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,0317$), aber 27,57% die Grünen ($\beta_i^{LG}=0,2757$), 26,53% die SPD ($\beta_i^{LS}=0,2653$), 23,57% die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,2357$) und jeweils weniger als 10% die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0037$, $\beta_i^{LF}=0,0952$, $\beta_i^{LP}=0,0927$) vor. Bei allen mittleren Parteien sind lediglich FDP-Wähler relativ treu gegenüber ihrer gewählten Partei, aber die Wähler der übrigen mittleren Parteien nicht. Die Grünen-, FDP-, Piraten- und Linke-Wähler stimmten einerseits nach ihrer Parteiidentifikation für beide Großvolksparteien und andererseits entgegen ihrer ursprünglichen Parteineigung für verschiedene mittlere Parteien. Beispielsweise wählten die Grünen-, Piraten- und Linke-Wähler entsprechend ihrer Parteiidentifikation die SPD und die FDP-Wähler die CDU. So sind die Wählerströme sowohl zwischen mittleren Parteien und beiden Großvolksparteien als auch zwischen allen mittleren Parteien erschienen.

In den letzten Zeilen sind 46,13% der ehemaligen Wahlberechtigten dargestellt, wel-

che bei der Landtagswahl NRW 2012 und bei der Bundestagswahl 2013 nur die Kleinparteien wählten oder nicht wählen gingen ($\beta_i^{RR}=0,4613$). Trotzdem wechselten 24,94% mit ihren Erststimmen zur SPD ($\beta_i^{RS}=0,2494$), 16,91% zur CDU ($\beta_i^{RC}=0,1691$) und jeweils weniger als 8% zu den übrigen Parteien ($\beta_i^{RG}=0,0172$, $\beta_i^{RF}=0,0112$, $\beta_i^{RP}=0,0190$, $\beta_i^{RL}=0,0729$). Interpretiert man die Kleinparteien als eine Partei, so erkennt man, dass die Wähler der Kleinparteien sich sehr loyal verhielten. Sie wanderten bei der Bundestagswahl kaum zu mittleren Parteien ab, allerdings bekamen die SPD und die CDU 17% bis 25% derer Erststimmen. So kamen die Wählerströme häufig zwischen den Kleinparteien und beiden Großvolksparteien vor. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien haltbar sind.

Im Folgenden sind die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Rahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ für die Forschungshypothesen erneut zu überprüfen. Zunächst absorbierten die beiden Großvolksparteien einen großen Teil der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler bzw. nahestehender Parteien, wobei die SPD 25% bis 60% der Erststimmen von Kleinparteien, der Linkspartei, den Grünen, der Piratenpartei und ihren ehemaligen Wählern erhielt. Daher bekam die SPD bei der vorrangigen nationalen Zwischenwahl einen beträchtlichen Oppositionsbonus. Abgesehen von der SPD erhielt die CDU 53% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern und 45% von ehemaligen FDP-Wählern sowie teilweise 17% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien. Die CDU erhielt ohne den Einfluss des Amtsmalus und ohne Auswirkung des „Testwahleffekts“ die Vorteile. Weiterhin bekamen die Grünen bei der Zwischenwahl 9% bis 27% der Erststimmen von Wählern beider Großvolksparteien, der Grünen und der FDP und der Linkspartei, sodass sie ebenfalls noch zusätzlichen Erst-

stimmenanteil als Oppositionsbonus hinzugewannen, obwohl ihre Wähler eine niedrige Parteiloyalität hatten.

Als Regierungsmitglied erfuhr die FDP fast keinen Amtsbonus bei der nationalen Zwischenwahl, da sie 18% der Erststimmen von FDP-Wählern und zusätzlich nur 9% bis 11% von der Linkspartei, der Piratenpartei und den Grünen erhielt. Ähnlich der FDP verdiente die Piratenpartei auch keinen zusätzlichen Oppositionsbonus, weil sie nur 8% bis 11% der Erststimmen von der FDP, der Linkspartei, den Grünen und der Piratenpartei erhielt. Danach verlor die Linkspartei zwar die Parteiloyalität ihrer ehemaligen Wähler (3%), aber sie bekam noch 27% der Erststimmen von den ehemaligen Grünen- und Piratenpartei-Wählern sowie zusätzlich jeweils unter 7% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien. So bekam die Linkspartei noch einen kleinen Teil des Oppositionsbonus bei der Zwischenwahl. Schließlich wurden die Kleinparteien von 46% ihrer ehemaligen Wähler wiedergewählt. Gleichzeitig erhielten sie noch 17% bis 20% der Erststimmen von ehemaligen Wählern beider Großvolksparteien sowie 24% ehemaliger Linke-Wähler, sodass sie trotz ihres Stimmenverlusts bei manchen Parteien ebenfalls zusätzlich ihren Oppositionsbonus bei der nationalen Zwischenwahl verdienten. Aus den obenstehenden Analysen lässt sich feststellen, dass die Vorrangigkeit der Hauptwahl einigermaßen die Veränderung der Stimmenanteile bei mittleren Parteien und den Kleinparteien hervorrief, aber bei beiden Großparteien kaum bis gar nicht. Abgesehen davon ist die bestimmte Parteiidentifikation in diesem Falle meistens nur bei beiden Großvolksparteien und der Linkspartei besonders sichtbar. So stimmen die obigen Annahmen mit den Ergebnissen der Oppositionsparteien und der FDP, aber nur teilweise den Ergebnissen der CDU überein. Die Hypothesen H1 und H4 wurden hier nicht akzeptiert.

4.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013

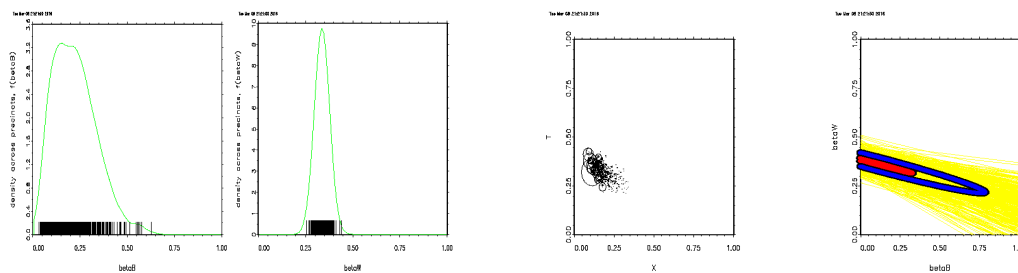
Tabelle 3.35: Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“

		Bundestagswahl 2013 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)	SPD	0,9617 (0,0020)	0,0156 (0,0036)	0,1849 (0,0020)	0,1169 (0,0068)	0,0509 (0,0015)	0,158 (0,0012)	0,3882 (0,0143)
	CDU	0,0111 (0,0059)	0,9933 (0,0005)	0,0067 (0,0005)	0,1681 (0,0017)	0,0583 (0,0011)	0,0036 (0,0003)	0,2436 (0,0107)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,64 (0,0295)	0,0363 (0,0048)	0,0674 (0,0092)	0,1443 (0,0209)	0,197 (0,0018)	0,0813 (0,0106)	0,017 (0,0015)
	FDP	0,0183 (0,0120)	0,5911 (0,0229)	0,0819 (0,0091)	0,0947 (0,0095)	0,2114 (0,0035)	0,2439 (0,0168)	0,0168 (0,0021)
	Piraten	0,9799 (0,0019)	0,0347 (0,0130)	0,0739 (0,0071)	0,161 (0,0306)	0,1736 (0,0147)	0,1022 (0,0105)	0,9596 (0,0028)
	Die Linke	0,9872 (0,0016)	0,0249 (0,0096)	0,9722 (0,0035)	0,9137 (0,0113)	0,4639 (0,0225)	0,8934 (0,0110)	0,9817 (0,0015)
	Kleinparteien	0,1761 (0,0111)	0,2073 (0,0127)	0,0183 (0,0017)	0,0764 (0,0005)	0,0293 (0,0005)	0,0895 (0,0005)	0,4886 (0,0122)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Im Fallbeispiel „Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“ lässt sich mit den tatsächlichen Schätzwerten aus der mit Kings EI-Modell erzeugten Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix in Tabelle 3.35 darstellen, dass zunächst die Übergangswahrscheinlichkeiten teils zu hoch überschätzt und teils im akzeptablen Umfang gefallen sind. Beispielsweise weicht der wert β_i^{CR} nicht von den Beobachtungen ab (s. Abbildung 3.31):

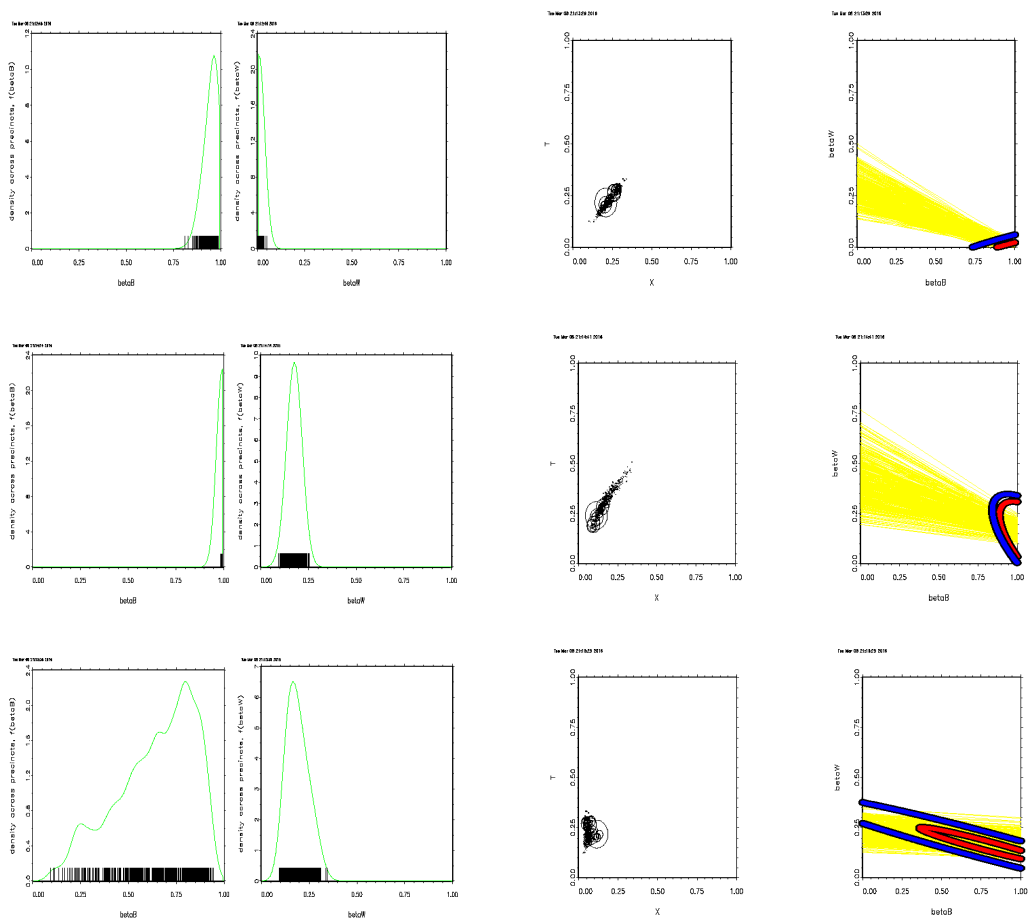
Abbildung 3.31: Die Dichteschätzungen, das Streudiagramm und der Tomografieplot von β_i^{CR}

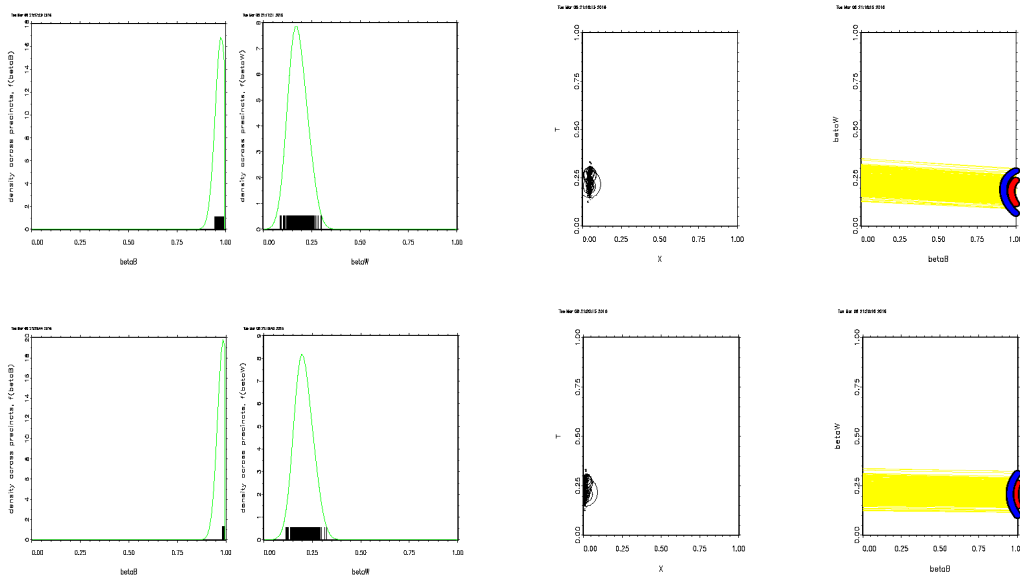


In Abbildung 3.31 werden anhand der Dichteschätzungen die beiden regelmäßigen und sich teilweise überlagernden Verteilungen bei β_i^B und β_i^W ersichtlich, wobei die Parameterschätzer für β_i^B zwischen 0,03 und 0,57 verstreut sind und die Parameterschätzer für β_i^W hingegen in einem engeren Bereich zwischen 0,25 und 0,45 begrenzt wurden. Trotz der Abweichung sehen β_i^B und β_i^W noch plausibel aus (Klima 2011). Im Vergleich zum Streudiagramm und zum Tomografieplot liegen die Schätz-

werte beim Tomografieplot meistens in der Nähe zu Positionen der Beobachtungen beim Streudiagramm im linken Sektor des Einheitsquadrats. So sind die Schätzwerte bei β_i^{CR} noch als plausibel zu bewerten und die Verteilungsannahme wurde erfüllt (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). In Tabelle 3.35 gehen die Zellenwerte von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{PR}, \beta_i^{LS}, \beta_i^{LG}, \beta_i^{LF}, \beta_i^{LL}, \beta_i^{LR}$ jeweils über 0,6 hinaus. Da die addierte Randwahrscheinlichkeit jeder Zeile wegen des Aggregationsbias eins erheblich überschreiten und die Wahrscheinlichkeit zwischen null und eins liegen muss, scheinen die obigen Schätzwerte inakzeptabel zu sein. Die folgende Abbildung 3.32 gibt wieder, inwieweit die in jeder Zeile am extremsten überschätzten Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$ von den Beobachtungen abweichen.

Abbildung 3.32: Die Dichteschätzungen, Streudiagramme und Tomografieplots von $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$





In den obenstehenden Dichteschätzungen werden alle abweichenden unregelmäßigen Verteilungen bei β_i^B und β_i^W für die Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$ veranschaulicht. Dabei überlagern sich die Verteilungen bei allen β_i^B und β_i^W kaum und die Werte für β_i^B und β_i^W befinden sich teils im breiten Umfang und teils fast nur in einem Punkt. Außerdem stimmten die Schätzwerte $\beta_i^{SS}, \beta_i^{CC}, \beta_i^{GS}, \beta_i^{PS}, \beta_i^{LS}$ bei den Tomografien ebenfalls nicht mit der Lage der Beobachtungen bei den Streudiagrammen überein, so sind diese Schätzergebnisse inakzeptabel und die Verteilungsannahme des King'schen EI-Modells war aufgrund des eingetretenen Aggregationsbias nicht haltbar (King 1997:161-164; Gschwend 2006: 231). Deswegen wurden alle tatsächlichen Schätzwerte in diesem Falle mittels des Algorithmus angepasst, um den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe bei Wählerstromanalysen richtig zu berechnen. Das Anpassungskriterium wurde nach 40 Iterationsschritten des Algorithmus erreicht (Ambühl 2003) und die sich daraus ergebenden Übergangswahrscheinlichkeiten sind in Tabelle 3.36 als Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix rekonstruiert worden.

Tabelle 3.36: Die mittels Algorithmus angepassten Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“

		Bundestagswahl 2013 (Zweitstimmen)						
		SPD	CDU	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Piraten	Die Linke	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)	SPD	0,491248659	0,003852825	0,13871665	0,063733279	0,022864613	0,08855322	0,191030754
	CDU	0,011437366	0,494853207	0,010139295	0,18486758	0,052826996	0,004069969	0,241805587
	Grüne	0,538098442	0,01475643	0,083228406	0,129490553	0,145657314	0,074999404	0,013769453
	FDP	0,018389192	0,287187426	0,120871908	0,101566744	0,186810314	0,268911185	0,016263231
	Piraten	0,397318771	0,006802675	0,044008005	0,069674393	0,061900101	0,045466731	0,374829325
	Die Linke	0,172099611	0,00209878	0,248920277	0,170007609	0,071118637	0,170885887	0,164869199
	Kleinparteien	0,179802382	0,102335966	0,027442084	0,083256747	0,026308011	0,100263908	0,480590902

Im Hinblick auf das Modell „Zweitstimmen (2012) – Zweitstimmen (2013)“ zeigt die Tabelle zunächst in der ersten Zeile, dass 49,12% ehemaliger SPD-Wähler ihre Zweitstimmen wieder der SPD ($\beta_i^{SS}=0,4912$) gaben, 19,10% den Kleinparteien ($\beta_i^{SR}=0,1910$), 13,87% den Grünen ($\beta_i^{SG}=0,1387$), 8,86% der Linkspartei ($\beta_i^{SL}=0,0886$) und jeweils weniger als 3% den übrigen Parteien ($\beta_i^{SC}=0,0039$, $\beta_i^{SP}=0,0229$). In der zweiten Zeile stimmten 49,49% ehemaliger CDU-Wähler nochmals für die CDU ($\beta_i^{CC}=0,4949$), aber 24,18% für die Kleinparteien ($\beta_i^{CR}=0,2418$), 18,49% für die FDP ($\beta_i^{CF}=0,1849$) und 5,28% für die Piratenpartei ($\beta_i^{CP}=0,0528$) sowie jeweils weniger als 2% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{CS}=0,0114$, $\beta_i^{CG}=0,0101$, $\beta_i^{CL}=0,0041$). Fast die Hälfte der SPD-Wähler hatte einen hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe gegenüber der SPD, aber 13% bis 19% änderten ihre Wahlentscheidungen und wählten die Grünen und die Kleinparteien. Bei der Hälfte der CDU-Wähler blieb der Stabilitätsgrad und die Parteiloyalität hoch. Dennoch wechselten 18% bis 24% der CDU-Wähler ihre Zweitstimmen zugunsten der FDP und der Kleinparteien. Auffallend ist, dass die beiden Großvolksparteien einen ähnlichen Stabilitätsgrad aufrechterhielten und der Wechselgrad bei der CDU dieses Mal um 1% höher als bei SPD war. Die ähnliche politische Tendenz, dass die SPD-Wähler kaum zugunsten der CDU und CDU-Wähler selten zugunsten der SPD ihre Wahlentscheidungen änderten, ist hier deutlich erkennbar. Daher sieht man in diesem Falle Wählerströme meistens zwischen beiden Großvolkspartei und den Grünen, der FDP sowie den Kleinparteien inkl. rechtsextemer Kleinparteien, aber nicht zwischen beiden

Großvolksparteien.

In den weiteren Zeilen votierten nur 8,32% ehemaliger Grünen-Wähler wieder für die Grünen ($\beta_i^{GG}=0,0832$), aber 53,81% für die SPD ($\beta_i^{GS}=0,5381$), 14,57% für die Piratenpartei ($\beta_i^{GP}=0,1457$), 12,95% für die FDP ($\beta_i^{GF}=0,1295$) und jeweilig weniger als 8% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{GC}=0,0148$, $\beta_i^{GL}=0,0750$, $\beta_i^{GR}=0,0138$). 10,16% ehemaliger FDP-Wähler entschieden sich dieses Mal wieder für die FDP ($\beta_i^{FF}=0,1016$), 28,72% für die CDU ($\beta_i^{FC}=0,2872$), 26,89% für die Linkspartei ($\beta_i^{FL}=0,2689$), 18,68% für die Piratenpartei ($\beta_i^{FP}=0,1868$), 12,09% für die Grünen ($\beta_i^{FG}=0,1209$) und jeweilig weniger als 2% für die übrigen Parteien ($\beta_i^{FS}=0,0184$, $\beta_i^{FR}=0,0163$). Nur 6,19% ehemaliger Piraten-Wähler präferierten wieder die Piratenpartei ($\beta_i^{PP}=0,0619$), 39,73% die SPD ($\beta_i^{PS}=0,3973$), 37,48% die Kleinparteien ($\beta_i^{PR}=0,3748$) und 6,97% die FDP ($\beta_i^{PF}=0,0697$) sowie jeweilig weniger als 5% die übrigen Parteien ($\beta_i^{PC}=0,0068$, $\beta_i^{PG}=0,0440$, $\beta_i^{PL}=0,0454$). 17,09% ehemaliger Linke-Wähler wählten nochmals die Linkspartei ($\beta_i^{LL}=0,1709$), 24,89% die Grünen ($\beta_i^{LG}=0,2489$), jeweils rund 17% die SPD und die FDP ($\beta_i^{LS}=0,1721$, $\beta_i^{LF}=0,1700$), 16,49% die Kleinparteien ($\beta_i^{LR}=0,1649$) und jeweilig weniger als 8% die übrigen Parteien ($\beta_i^{LC}=0,0021$, $\beta_i^{LP}=0,0711$). In diesem Modell verhielten sich die Wähler der mittleren Parteien außer den Linke-Wählern nicht loyal gegenüber ihren ursprünglich gewählten mittleren Parteien und zeigten einen hohen Wechselgrad bei ihren Zweitstimmenabgaben.

Über die Hälfte der Grünen-Wähler gab entsprechend ihrer Parteiidentifikation der SPD ihre Zweitstimmen, jedoch entschied sich die Hälfte ohne bestimmte politische Bindung für die FDP, die Piratenpartei usw. Ähnlich dem Wahlverhalten der Grünen-Wähler wählten 30% der FDP-Wähler entsprechend ihrer Parteiidentifikation die CDU und 70% ohne bestimmte politische Bindung irgendeine Partei. Die Piraten-Wähler tendierten ohne bestimmte Parteineigung meistens zur SPD (40%) und

teilweise verstreut zu den übrigen Parteien, insbesondere zu den Kleinparteien (37%). Schließlich blieb die Parteiloyalität bei Linke-Wählern zwar relativ hoch, aber sie wechselten teils gemäß ihrer Parteiidentifikation auch zur SPD und teils ohne Begrenzung der bestimmten politischen Bindung zu irgendeiner Partei. So erhielten die Grünen und die FDP davon jeweils 25% bzw. 17% der Zweitstimmen. So ist davon auszugehen, dass die Wählerströme regelmäßig entsprechend der Zuordnung im Parteispektrum zwischen mittleren Parteien und beiden Großvolksparteien, aber unregelmäßig zwischen mittleren Parteien einschließlich der Kleinparteien vorkommen.

In den letzten Zeilen wird dargestellt, dass 48,06% ehemaliger Wahlberechtigte ($\beta_i^{RR}=0,4806$), die bei der Landtagswahl NRW 2012 und der Bundestagswahl 2013 für die Kleinparteien wählten bzw. nicht wählen gingen. Dennoch änderten 17,98% dieser Wähler ihre Zweitstimmen dieses Mal zugunsten der SPD ($\beta_i^{RS}=0,1798$), 10,23% zugunsten der CDU ($\beta_i^{RC}=0,1023$), 10,03% zugunsten der Linkspartei ($\beta_i^{RL}=0,1003$) und 8,32% zugunsten der FDP ($\beta_i^{RF}=0,0832$). Lediglich weniger als 3% der Zweitstimmen erhielten die Grünen und die Piraten ($\beta_i^{RG}=0,0274$ bzw. $\beta_i^{RP}=0,0263$). Die Wähler der Kleinparteien näherten sich mehr den Kleinparteien. Wenn alle Kleinparteien als eine Gesamtpartei angesehen würden, könnte man feststellen, dass ihre Wähler ebenfalls einen hohen Stabilitätsgrad und eine stabile Parteiloyalität besaßen. Trotzdem änderten 10% bis 18% dieser Wähler ihre Wahlentscheidungen zugunsten der SPD, der CDU und der Linkspartei, wobei die SPD am meisten gewählt wurde. So kann der Eintritt der Wählerströme zwischen den Kleinparteien und der SPD, der CDU, der Linkspartei festgestellt werden. Aus den obigen Analyseergebnissen lässt sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien haltbar sind.

Bei der Überprüfung der Forschungshypothesen durch die „Second-Order-Election-Theorie“ erkennt man, dass die SPD 49% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und zusätzlich 17% bis 53% von der Linkspartei, den Kleinparteien, der Piratenpartei und den Grünen erhielt. Als größte Oppositionspartei bekam die SPD damit bei der nationalen Zwischenwahl den großen Oppositionsbonus. Die CDU behielt zwar erfolgreich ihre 49% des Zweitstimmenanteils, jedoch erhielt sie nur 29% der Zweitstimmen von der nahestehenden FDP und 10% von den Kleinparteien. So erhielt sie unter dem kleinen Einfluss des „Testwahleffekts“ keinen zusätzlichen Amtsbonus von der Opposition. Bei Grünen- und FDP-Wählern ist ein ähnliches Wahlverhalten zu beobachten. Sie erhielten jeweils nur 8% bis 10% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern. Zuerst erhielten die Grünen 12% bis 24% der Zweitstimmen ohne Unterschied der Parteiidentifikation von ehemaligen Wählern der FDP, der SPD und der Linkspartei.

Als Oppositionspartei bekamen die Grünen bei der nationalen Zwischenwahl ebenfalls ihren zusätzlichen Vorteil. Die FDP erhielt 13% bis 19% der Zweitstimmen von den Grünen, der Linkspartei und der CDU. Obwohl die FDP als Regierungsmitglied zwar ihre Zweitstimmen ehemaliger FDP-Wähler einbüßte, bekam die FDP bei der nationalen Zwischenwahl ohne den Einfluss des „Testwahleffekts“ und des Amtsmalus ebenfalls zusätzliche Zweitstimmen von unterschiedlichen Parteien. Als eine kleine Oppositionspartei erfuhr die Piratenpartei auch nur einen kleinen Oppositionsbonus, da sie nur 6% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und 5% bis 19% zusätzlich von ehemaligen Wählern der CDU, der Grünen, der FDP, und der Linkspartei erhielt. Im Wesentlichen behielt die Linkspartei dieses Mal 17% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern bei und bekam dazu noch 27% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der FDP bzw. 8% bis 10% von der SPD, den

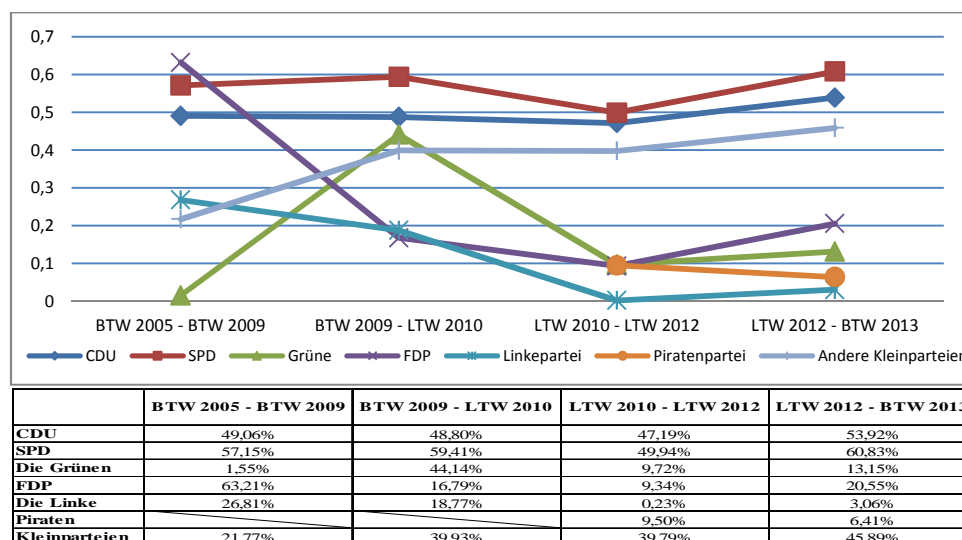
Grünen und den Kleinparteien, sodass sie ebenfalls bei der nationalen Zwischenwahl von Zuwanderern aus den genannten Parteien profitierte. Zuletzt behielten die Kleinparteien inkl. rechtsextremer Kleinparteien erfolgreich ihren Zweitstimmenanteil von 48%. Sie bekamen zusätzlich sowohl 19% bzw. 24% der Zweitstimmen von der SPD und der CDU als auch 16% bzw. 38% von der Piratenpartei und der Linkspartei, damit erhielten die Kleinparteien bei der Zwischenwahl den großen Oppositionsbonus.

Aus den obenstehenden Analysen ist zu ersehen, dass der Wahlzyklus bei einer nationalen Zwischenwahl irrelevant ist. Es ist die Vorrangigkeit der nationalen Hauptwahl, die über einen tatsächlichen Einfluss verfügt (Dinkel 1977; Sturm 1999; Burkhart 2004; Wüst/Tausendpfund 2009). Bei der vorrangigen nationalen Wahl entschied sich der Großteil der Wählerschaft nach Abwägung der bundesweiten politischen Themen häufig für eine Großvolkspartei, die der eigenen Parteiidentifikation nahestand (Dinkel 1977; Kropp/Sturm 1999). Die mittleren Parteien und die Kleinparteien wurden erst nachrangig von Wählern gewählt, damit erfuhren sie bei einer nationalen Zwischenwahl nur sporadisch die Vorteile. In diesem Modell sind die zuvor erwähnten Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ (die Hypothesen H1 und H4) den Schätzergebnissen der Regierungsparteien gegenüber widersprüchlich, allerdings entsprechen diese Annahmen nur dem Wahlverhalten der Oppositions-Wähler.

5. Fazit und Schlussfolgerung

Im Vergleich mit den zuvor genannten vier Modellen wird die Stabilität der Stimmenabgabe bei allen Parteien gemeinsam betrachtet und für Wählerstromanalysen eine Schlussfolgerung darüber gezogen, wie sich die Stammwähler, die bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen nur dieselbe Partei wählte, in vier Modellen zwischen 2005 und 2013 verändern.

Abbildung: 3.33: Das Modell „Erststimmen – Erststimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013

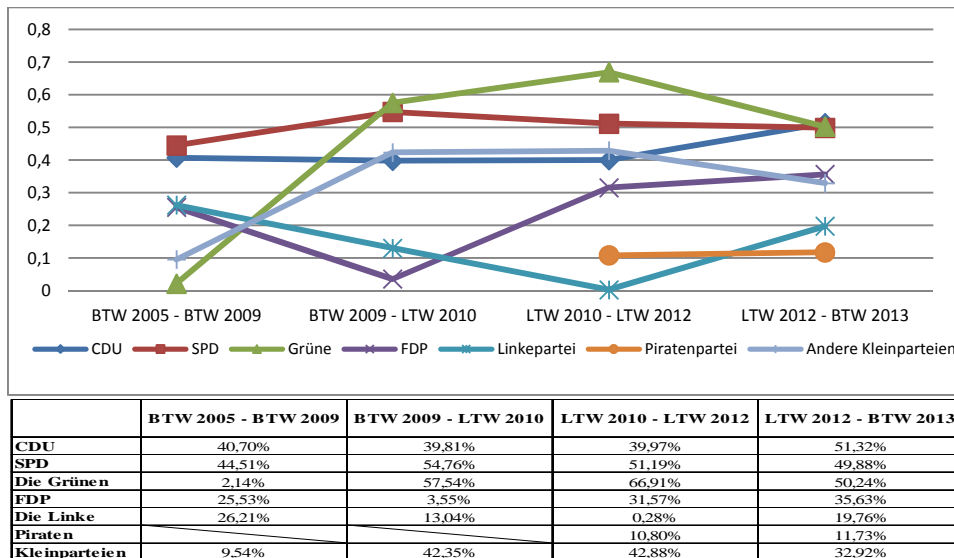


Zunächst ist aus dem ersten Modell „Erststimmen - Erststimmen“ in vier Fällen zwischen 2005 und 2013 zu erkennen, dass beim Erststimmenanteil der CDU, der SPD und der Kleinparteien eine steigende Kurve dargestellt wird. Der Anteil der Kleinparteien betrug in 2009 ursprünglich rund 22%, seit 2010 hat er sich dann um 20% erhöht und stieg weiter an. Bei drei Parteien³⁷ stieg der Erststimmenanteil meist konstant bis 2013 an. Dies bedeutet, dass die Erststimmen-Wähler bei den drei Parteien meistens Stammwähler sind, nur die Kurven der SPD und der CDU sind bei der Landtagswahl NRW 2012 teils gefallen. Bei der FDP, der Linkspartei und der Piratenpartei sind die Kurven kontinuierlich gesunken, so sank sie beträchtlich bei der FDP von 2009 bis 2012. So haben sich die Stammwähler bei den drei vorliegenden mittleren Parteien auf der Landeswahlebene erheblich verringert. Eine interessante Ausnahme sind hierbei die Grünen, deren Anteil von 2005 bis 2009 konstant anstieg. Bei der Landtagswahl NRW 2012 ist der Anteil dann plötzlich drastisch gesunken und seitdem wieder gering angestiegen. So wanderten die Grünen-Wähler größtenteils auf der Landeswahlebene zu anderen Parteien ab. In diesem Modell bleibt das Wahlverhalten nur bei beiden Großvolksparteien und den Kleinparteien meistens unverändert. Es wird davon ausgegangen, dass die Wähler der Großvolksparteien und der Kleinparteien auf der

³⁷ Hier gelten alle Kleinparteien zusammen als eine Gesamtpartei.

Bundes- oder Landesebenen mit ihren Erststimmen nur für die Kandidaten ihrer gewählten Partei stimmen. Die Wähler der mittleren Parteien hingegen verhielten sich auf der Landeswahlebene oft zuungunsten ihrer gewählten mittleren Parteien und wechselten zu den sonstigen Parteien.

Abbildung: 3.34: Das Modell „Erststimmen – Zweitstimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013

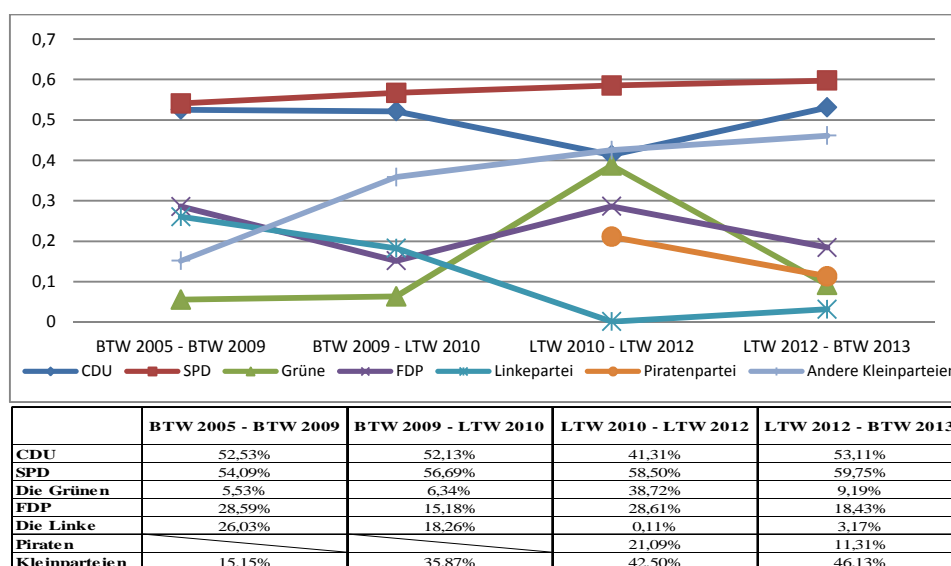


Im zweiten Modell „Erststimmen - Zweitstimmen“ ist in vier Fällen zwischen 2005 und 2013 zu erkennen, dass sich die Kurven bei der CDU und der SPD von 2005 bis 2013 konstant und flach erstrecken, dabei hat sich der Anteil der CDU von 2012 bis 2013 erhöht. Die SPD- und CDU-Wähler halten zwischenzeitlich konstant an ihren Parteien, unabhängig davon, ob sie Erststimmen oder Zweitstimmen abgaben. Die Wähler der Grünen und der Kleinparteien verhielten sich seit 2005 loyaler, wobei ihre Kurve in 2012 ihren Höhepunkt erreicht hat und seitdem konstant sank, so wanderten diese Wähler auf der Landeswahlebene relativ wenig ab. Anders verhält es sich mit dem Stammwähleranteil bei der FDP, der zwar in 2010 am Tiefpunkt angekommen war, aber seitdem jährlich konstant bis zum Höhepunkt in 2013 anstieg.

Somit gewann die FDP wieder die Unterstützung ihrer ursprünglichen FDP-Anhänger. Eine extreme Ausnahme stellen die Stammwähler der Linkspartei dar, deren Anteil

seit 2009 jährlich gesunken ist und bis 2012 am Tiefpunkt angelangte. Seitdem aber ist sie wieder angestiegen. Daraus ist der Stimmenverlust von Stammwählern bei der Linkspartei ganz deutlich auf der Landeswahlebene erkennbar. Schließlich bleibt die Kurve der Piratenpartei seit 2012 konstant unverändert. Interessant ist, dass sich die Zweitstimmen der Kleinparteien seit dem ersten Auftritt der Kandidaten der Piratenpartei bei der Landtagswahl NRW 2012 allmählich verringert haben. Damit absorbierte die Piratenpartei auf der Landeswahlebene die Zuwanderer aus den Kleinparteien.

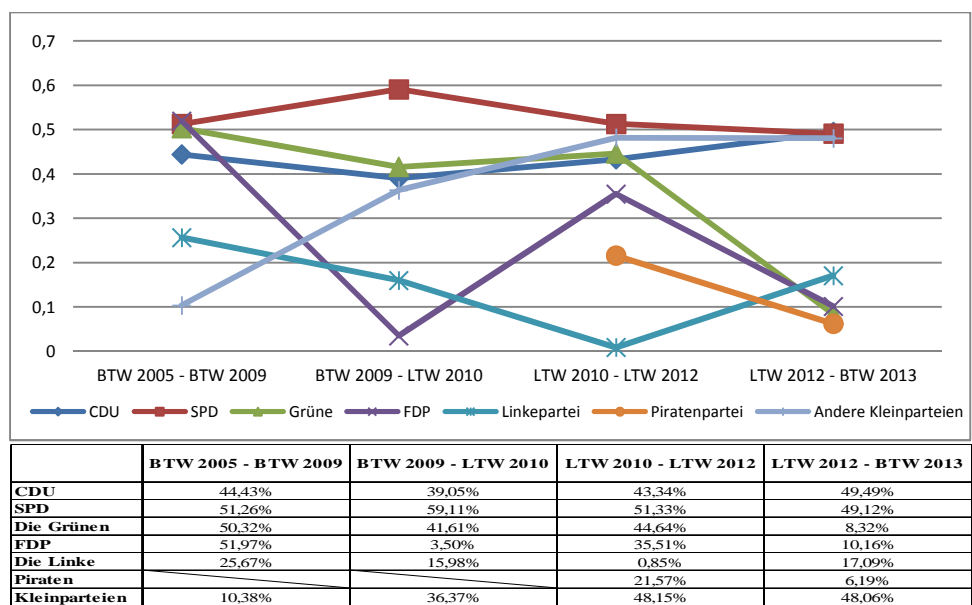
Abbildung 3.35: Das Modell „Zweitstimmen – Erststimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013



Weiterhin veranschaulicht das Diagramm zum dritten Modell „Zweitstimmen – Erststimmen“ in vier Fällen zwischen 2005 und 2013 die Kurven der SPD und der Kleinparteien seit 2005 und zeigt, wie sie beständig anstieg. Der Anteil der CDU von 2012 bis 2013 ist ebenfalls konstant gestiegen. Zwischenzeitlich ist der Anteil der CDU überraschenderweise bei der Landtagswahl NRW im großen Maße nach unten gegangen. So verlor die CDU ihren Erststimmenanteil meistens auf der Landtagswahlebene. Der Stammwähleranteil der Grünen und der FDP erreichte bei der Landtagswahl NRW 2012 den Höhepunkt, danach erfuhr sie einen starken Niedergang und in 2013 befanden sie sich am Tiefpunkt. Demnach profitieren die beiden mittleren Parteien auf

der Landeswahlebene mehr von ihren ursprünglichen Anhängern. Die Stammwähler bei der Linkspartei stellen eine Ausnahme dar. Sie verringerten sich bis 2012 immer mehr und haben sich seitdem erst zum Teil vermehrt. Deswegen büßte die Linkspartei bis zur Bundestagswahl 2013 andauernd an Stammwähler ein. Schließlich haben sich die Stammwähler bei der Piraten-Wählerschaft seit 2012 verringert, sodass sie erst auf der Landeswahlebene von den meisten Stammwählern unterstützt wurden.

Abbildung 3.36: Das Modell „Zweitstimmen – Zweitstimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013



Der Stammwähleranteil der SPD und der CDU unterschied sich seit der Landtagswahl NRW 2010 beträchtlich voneinander. Von da an kamen beide Kurven der CDU und der SPD in 2013 fast zusammen. Der Stammwähleranteil der SPD ist seit 2010 andauernd gesunken, dahingegen stieg der der CDU weiter an. So gewann die CDU zwischenzeitlich auf der Landeswahlebene mehrere ehemalige CDU-Anhänger hinzu, während die SPD ihre Stammwähler langsam verlor. Auffallend sind die Wähler der Kleinparteien, die in 2012 und 2013 fast den Höhepunkt erreichten. So sind mehrere Wähler der Kleinparteien parallel auf der Bundes- und Landeswahlebene Stammwähler geworden. Der Stammwähleranteil der Grünen und der FDP stellt sich durch zwei auffallend veränderte Kurven dar, bei denen sie in 2010 und 2013 fast am Tiefpunkt

angelangten. Danach erlebten sie wieder einen Anstieg. Bei beiden mittleren Parteien sind die Stammwähler meistens erst auf der Landeswahlebene erschienen. Die Linke-Wähler sind hingegen auf der Landeswahlebene wechselbereit, ihre Kurve befindet sich bei der Landtagswahl NRW 2012 am Tiefpunkt. Interessanterweise ist ihre Kurve dann wieder hochgegangen, während fast alle Kurven aller anderen Parteien nach unten gingen. Bei der Piratenpartei sieht die Kurve ähnlich wie in allen Modellen aus. Sie sank seit 2012, da die Piratenpartei nur auf der Landeswahlebene mehrere Zweitstimmen erhielt.

Zum Schluss sind die obenstehenden Diagramme unter Berücksichtigung der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ gemeinsam zu betrachten. Daraus folgt, dass die ehemaligen Erststimmenwähler bei der SPD und CDU-Wählerschaft zugleich bei der Abgabe der Erst- und Zweitstimmen für nachfolgende Wahlen fast über die Hälfte unverändert für beide Großvolksparteien votieren. Bei der Wählerschaft der Kleinparteien verhielten sich ihre Erststimmenwähler ähnlich, nur bei der Zweitstimmenabgabe tendierten die Erststimmenwähler der Kleinparteien teilweise zu sonstigen Parteien. Anders verhielt es sich bei der Grünen-, FDP- und Linke-Wählerschaft. Ihre ehemaligen Erststimmenwähler bei der regionalen Nebenwahl gaben den Kandidaten der Grünen, der FDP und der Linkspartei deutlich weniger Erststimmen. Trotzdem haben die Grünen und die FDP auf der Landeswahlebene den Großanteil der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Erststimmenwähler bekommen, aber die Linkspartei gewann nur wenige Zweitstimmen von ihren ehemaligen Erststimmenwähler hinzu. Zugleich wurde die Piratenpartei ebenfalls erst bei der Zweitstimmenabgabe auf der Landeswahlebene mehr von ihren ehemaligen Erststimmenwähler unterstützt. Nach der Gesamtbetrachtung wird ersichtlich, dass sich die ehemaligen Erststimmenwähler jeder Partei bei der Erststimmenabgabe mehr die Kandidaten und die Erst- oder

Zweitrangigkeit der Wahlebene in Betracht zogen. Bei der Zweitstimmenabgabe dachten sie erst ohne Bewertung der Wahlebene an alle Parteien. Dabei war die Wahrscheinlichkeit höher, dass diese Wähler mittlere Parteien zum Experimentieren gewählt hätten (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999).

Weiterhin verhielten sich die ehemaligen Zweitstimmenwähler bei der Wählerschaft der CDU und der Kleinparteien während der Abgabe der Erststimmen und der Zweitstimmen fast gleich und die Veränderung des Wahlverhaltens der SPD-Wähler konnte erst mit der Erst- und Zweitstimmenabgabe deutlich differenziert werden. Die ehemaligen Zweitstimmenwähler bei der SPD-Wählerschaft reflektieren die Kandidaten bei der Erststimmenabgabe mehr als die Parteien, aber bei der Zweitstimmenabgabe machten sie sich mehr Gedanken über die Potentiale der Parteien. So haben sie sonstigen Parteien, aber nicht der SPD ihre Zweitstimmen gegeben. Bei den Grünen und der FDP wird erkennbar, dass sich ihr Stammwähleranteil auf der Bundeswahlebene noch im Tiefpunkt befand, jedoch haben die beiden mittleren Parteien auf der Landeswahlebene mehrere Erststimmen für ihre Kandidaten bekommen, sodass die Zweitstimmenwähler auf der Landeswahlebene eher die von manchen mittleren Parteien nominierten Kandidaten berücksichtigen. Interessant ist dabei, dass die Grünen stark von Zweitstimmenwählern bei der Zweitstimmenabgabe auf der Landes- und Bundeswahlebene bis 2013 unterstützt wurden, dagegen haben die ehemaligen Zweitstimmenwähler der FDP nur auf der Landeswahlebene der FDP ihre Zweitstimmen gegeben.

Eine Ausnahme bildet die Linkspartei, die die Zweitstimmen ihrer ehemaligen Zweitstimmenwähler meistens erst auf der Bundeswahlebene bekam. Schließlich hat die Piratenpartei auch erst auf der Landeswahlebene mehr Zweitstimmen von ihren ehemaligen Zweitstimmenwählern bekommen. Aus den obigen Erläuterungen wird ge-

schlussfolgert, dass die Vor- oder Nachrangigkeit der Wahlebenen (vorrangige nationale Hauptwahl und nachrangige regionale Nebenwahl) mit den Wahlentscheidungen für Erst- und Zweitstimmen zusammenhängen. Dennoch wirkte sich die Bewertung der Wahlebene meistens nicht auf die Wählerschaft beider Großvolksparteien und der Kleinparteien aus, aber erheblich auf die mittleren Parteien. Dies führte auch dazu, dass die Erst- und Zweitstimmenwähler mittlerer Parteien ihre Wahlentscheidungen für Erst- oder Zweitstimmen unter Berücksichtigung der Bundes- und Landespolitik häufig veränderten (Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006).

Eine zentrale These in der „Second-Order-Election-Theorie“ ist die Überlegung zum elektoralen Wahlzyklus, bei dem es um die Vorhersage der Stimmenverluste für Regierungsparteien im Bund bei „Zwischenwahlen“ (Mid-term Elections) geht (Dinkel 1977; Decker 2006; Wüst/Tausendpfund 2009). Aus den Analyseergebnissen aller Fälle ergibt sich, dass die Stabilität der Stimmenabgabe bei beiden Großvolksparteien und bei den Kleinparteien nur sehr gering durch den elektoralen Wahlzyklus beeinflusst wurde. Lediglich für die übrigen mittleren Parteien erwies sich der Wahlzyklus als relevant, was insbesondere bei der Zweitstimmenabgabe zutrifft (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006). Beispielsweise sind die Fallbeispiele³⁸ „LTW 2010 und LTW 2012“ bzw. „LTW 2012 und BTW 2013“ als sog. „Zwischenwahlen“ anzusehen, wobei die Stabilität der Stimmenabgaben bei der SPD, der CDU und den Kleinparteien immer beständig blieb. Bei der CDU blieb der Stabilitätsgrad trotz des Amtsmalus noch ziemlich hoch. Bei mittleren Parteien schwankte der Stabilitätsgrad hingegen beträchtlich im großen Umfang. So konnten die Oppositionsparteien unter dem Einfluss des Wahlzyklus bei Zwischenwahlen entweder die Zuwanderer aus Regierungsparteien aufnehmen oder mehrere Wahlstimmen verlieren.

³⁸ LTW bedeutet Landtagswahl Nordrhein-Westfalen; BTW bedeutet Bundestagswahl

Kapitel 4: Fallstudien über regionale und nationale Wahlen in Nordrhein-Westfalen von 2005 bis 2013 mithilfe des bayesianischen Modells

In Kapitel 4 werden die Schätzergebnisse, die durch das bayesianische Modell berechnet wurden, mithilfe von Wählerstromanalysen für alle Fallbeispiele erläutert. Das Modell funktioniert mit Monte-Carlo-Markov-Ketten und mit einem auf den ersten Momenten beruhenden frequentistischen Ansatz (Goldstein 1986; Cowles/Carlin 1996; King et al. 1999; Browne/Draper 2000; Rosen et al. 2001: 137-138). Durch das bayesianische Modell wird der Stabilitäts- bzw. Wechselgrad wie beim 2x2-Binomial-Beta-Modell für alle Fallbeispiele zzgl. den Landtags- und Bundestagswahlen von 2005 bis 2013 berechnet. In weiteren Berechnungen sollen vorangegangene Landtags- oder Bundestagswahlen als unabhängige Variablen, nachfolgende Landtags- oder Bundestagswahlen als abhängige Variablen (β_{rc}^i) und der Anteil der Wahlbeteiligung in allen Gemeinden als eine Kovariable (Z_i) zur ökologischen Inferenz gesetzt werden (Ferree 2004; King et al. 1999). Der theoretischen Struktur der Einschätzung aller Variablen bezüglich der Wählerströme liegt ebenfalls die „Second-Order-Election-Theorie“ zugrunde. Und zwar wirkt die subnationale (regionale) Wahl ebenenbedingt auf die nationale Wahl ein oder umgekehrt. Das heißt, dass eine vorangegangene Wahl bei Mehrebenenwahlen innerhalb einer kurzen Zeitspanne das Ergebnis der nachfolgenden Wahl beeinflusst und die Wähler sich bei beiden Wahlen innerhalb der kurzen Zeitspanne zwischen Parteien bewegen (Schmitt 1996; Wüst/Tausendpfund 2009). Demzufolge werden im Folgenden die Schätzergebnisse des bayesianischen Modells im Rahmen der Wählerstromanalysen und der „Second-Order-Election-Theorie“ zur Überprüfung aller Forschungshypothesen (H1 bis H6) geschildert und dabei dargestellt, wie hoch der Stabilitäts- bzw. Wechselgrad ist und wie sich die Wähler zwischen Groß- oder Kleinparteien bei nationalen Haupt- und regionalen Nebenwahlen oder umgekehrt bewegten.

1. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei den Bundestagswahlen 2005 und 2009

In diesem Teil sind die Wählerströme im Rahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ bei den Bundestagswahlen 2005 und 2009 auf derselben Ebene weiter zu betrachten. Laut den Thesen der „Second-Order-Election-Theorie“ wirken sich die Vor- und Nachrangigkeit der Wahlen sehr auf das Wahlverhalten aus, wenn beide Wahlen auf unterschiedlichen Ebenen stattfinden. Deswegen sind Wählerströme dementsprechend zwischen unwichtigen Nebenwahlen und wichtigen Hauptwahlen vorgekommen (Persson/Tabellini 2003; Klos 2003; Detterbeck 2006). Aber in dem abweichenden Fall, dass beide zugleich auf der Bundeswahlebene stattfindenden Wahlen parallel als vorrangige Hauptwahlen zu bewerten sind, würden sich die Wähler wie bei zwei auf unterschiedlichen Ebenen stattfindenden Bundestags- und Landtagswahlen aufgrund von Vor- und Nachrangigkeit der Wahlen jeweils unterschiedlich verhalten, wenn keine Wahlen zwischen beiden Hauptwahlen stattfinden würden (Persson/Tabellini 2003; Schubert 2011). So kann man trotz der Beschränkung der theoretischen Definition die Annahme feststellen, dass sich der Stabilitätsgrad der Wähler zwischen zwei nationalen Wahlen ebenso änderte. Damit traten die Wählerströme zwischen beiden Bundestagswahlen ein (Moser 2011a, 2011b). Um die gestellte Annahme weiter zu überprüfen, werden die gesamten, vielfältigen Wählerströme durch das bayesianische Modell simuliert und in RxC-Tabellen rekonstruiert.³⁹ In den folgenden Fallbeispielen 1.1 bis 1.4 werden die Hypothesen H1 und H3 überprüft.

³⁹ In diesem Falle sind die vorangegangene Bundestagswahl 2005 als unabhängige Variable und die nachfolgende Bundestagswahl 2009 als abhängige Variable in der Analyse zu setzen. Die Höhe der Wahlbeteiligung beträgt in 2009 in 396 Gemeinden durchschnittlich 70% und beeinflusste den Stabilitäts- oder Wechselgrad der Stimmenabgaben für die Parteien, sodass die Wahlbeteiligung in NRW 2009 als eine Kovariable verwendet wird. Alle Analyseergebnisse werden im Folgenden durch 7x7 Tabellen dargestellt.

1.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009

Tabelle 4.1 Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	2,594988	5,591253	γ_{FC}	-0,2956259	19,190265
γ_{CS}	-2,0330228	13,256479	γ_{FS}	-0,8354312	17,39442
γ_{CG}	-1,3707478	13,07076	γ_{FG}	-0,5347546	18,381031
γ_{CF}	0,1258296	8,127248	γ_{FF}	2,1234343	13,331426
γ_{CL}	-1,6970937	13,287354	γ_{FL}	-0,6727386	17,785803
γ_{SC}	-2,1419157	10,208227	γ_{LC}	-0,6947642	17,905653
γ_{SS}	1,2077837	2,41637	γ_{LS}	-0,9376811	17,349202
γ_{SG}	-2,3174081	11,087901	γ_{LG}	0,1112742	19,027976
γ_{SF}	-2,39664	10,884381	γ_{LF}	-0,6677945	17,984578
γ_{SL}	-1,5109512	9,045615	γ_{LL}	1,3315354	16,220792
γ_{GC}	-0,1918702	18,775759	γ_{RC}	-3,0977268	9,788865
γ_{GS}	-0,7485461	17,509629	γ_{RS}	-3,6264743	10,134931
γ_{GG}	2,0390394	11,937019	γ_{RG}	-3,0420062	9,214625
γ_{GF}	-0,3154948	18,616987	γ_{RF}	-3,0329995	9,57927
γ_{GL}	-0,5892017	17,867643	γ_{RL}	-2,799963	8,921557

Tabelle 4.1 zeigt die im ersten Schritt ohne die Kovariable geschätzten Parameter (γ_{rc}), wobei sich die Parametergruppe der CDU, der SPD und der Kleinparteien bzw. die einzelnen Parameter γ_{GG} , γ_{FF} , γ_{LL} (2,0390, 2,1234 und 1,3315) entfernt von null befinden. Damit scheinen diese Parameter plausibel zu sein (Rosen et al. 2001: 140-141; Ferree 2004).

Tabelle 4.2: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (ohne die Kovariable)

		Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)					
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Erststimmen)	CDU	0,82934813 (0,007274015)	0,008605053 (0,001316082)	0,01625129 (0,001525660)	0,072943379 (0,004986047)	0,010997085 (0,000814520)	0,061855058 (0,003699176)
	SPD	0,025699586 (0,004254001)	0,683980946 (0,007238252)	0,020014241 (0,002336959)	0,019220201 (0,001610542)	0,04441086 (0,002574836)	0,206674165 (0,004036937)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,07310956 (0,020927870)	0,043747363 (0,007569929)	0,68429643 (0,047997550)	0,06274938 (0,012373420)	0,048641899 (0,006448771)	0,08745536 (0,010179070)
	FDP	0,08329923 (0,031528490)	0,039398006 (0,004337759)	0,055930036 (0,007808599)	0,68339651 (0,054053580)	0,046264993 (0,004774943)	0,09171123 (0,012366910)
	Die Linke	0,066900336 (0,006850549)	0,052275768 (0,006468714)	0,1477426 (0,026810700)	0,06970753 (0,004217424)	0,52670619 (0,036578850)	0,136667541 (0,008379113)
	Kleinparteien	0,03742334 (0,001789182)	0,022589525 (0,001964974)	0,036988404 (0,001960891)	0,038818594 (0,003349548)	0,050165465 (0,001572078)	0,814014672 (0,004791871)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Aus Tabelle 4.2 sind alle ohne die Kovariable und durch das bayesianische Modell geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) zu erkennen. Dabei wurden beispielsweise $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{GG}^i, \beta_{FF}^i, \beta_{RR}^i$ (82,93%, 68,39%, 68,4%, 68,33% und 81,4%) übermäßig hoch geschätzt. Damit befinden sich die Schätzergebnisse im Widerspruch zur Realität, was eine unplausible Schlussfolgerung zur Folge hat (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Aufgrund des Einflusses der Wahlbeteiligung auf die

Wahlergebnisse muss die Höhe der Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden als eine Kovariable im Simulationsverfahren eingesetzt werden, damit sich der Stabilitätsgrad und verschiedene Wählerströme in der 7x7-Tabelle richtig rekonstruieren lassen. Die im zweiten Schritt mit der Kovariable berechneten Parameter sind in Tabelle 4.3 dargestellt.

Tabelle 4.3: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-2,057067293	14,90333	δ_{CC}	4,892077863	20,42854	γ_{FC}	0,179760514	22,80668	δ_{FC}	-0,150120623	31,51248
γ_{CS}	-0,304242937	18,8492	δ_{CS}	0,123582991	26,02234	γ_{FS}	0,086442055	22,39344	δ_{FS}	-0,062074114	30,94673
γ_{CG}	-0,159889555	17,20981	δ_{CG}	-0,71434944	23,77037	γ_{FG}	-0,079683858	21,51313	δ_{FG}	-0,024043607	29,7177
γ_{CF}	-0,826064048	17,47255	δ_{CF}	0,461368976	24,12312	γ_{FF}	-0,242228399	21,90534	δ_{FF}	0,283487489	30,26673
γ_{CL}	-0,03168618	17,08617	δ_{CL}	-0,893674904	23,56399	γ_{FL}	0,006339385	21,40796	δ_{FL}	-0,14527733	29,5536
γ_{SC}	-1,131501625	20,58533	δ_{SC}	1,539393538	28,49687	γ_{LC}	-0,240398718	22,59105	δ_{LC}	0,3837679	31,21502
γ_{SS}	0,929687028	14,52255	δ_{SS}	0,203094549	20,04926	γ_{LS}	-0,033128438	22,55054	δ_{LS}	0,116433973	31,14453
γ_{SG}	-1,249337475	17,32331	δ_{SG}	0,824208964	23,94473	γ_{LG}	-0,258146395	21,65942	δ_{LG}	0,246695	29,93528
γ_{SF}	-0,965047865	17,5551	δ_{SF}	0,625392234	24,28739	γ_{LF}	-0,22163789	21,84306	δ_{LF}	0,240998014	30,19049
γ_{SL}	0,228317296	17,04042	δ_{SL}	-1,190415999	23,54551	γ_{LL}	0,717728407	21,59226	δ_{LL}	-1,0953701	29,8299
γ_{GC}	0,531034032	22,59879	δ_{GC}	-0,682344169	31,2302	γ_{RC}	-0,233449674	21,95766	δ_{RC}	1,047197466	30,43278
γ_{GS}	-0,172368186	22,4458	δ_{GS}	0,304658741	31,01015	γ_{RS}	-0,190161442	20,56997	δ_{RS}	0,506076428	28,49541
γ_{GG}	0,233188085	21,74989	δ_{GG}	-0,414527199	30,04367	γ_{RG}	-1,024108722	17,73537	δ_{RG}	0,677550103	24,56585
γ_{GF}	-0,239855987	21,88461	δ_{GF}	0,276321966	30,23116	γ_{RF}	-1,237873712	18,15098	δ_{RF}	1,201358821	25,15375
γ_{GL}	-0,189149049	21,53676	δ_{GL}	0,14970489	29,72385	γ_{RL}	-0,214574649	17,4737	δ_{RL}	-0,43035122	24,17509

Die Tabelle 4.3 handelt von Signifikanzniveau aller Parameter (s. Mittelwert von Posterior) inklusive Standardabweichung (standard deviation) und beschreibt, wie entfernt die eingeschätzten Parameterwerte von null abweichen. Laut der Annahme des bayesianischen Modells (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004) gilt die Kovariable als signifikante Einflussfaktoren, wenn die Parameterwerte ganz weit von null abweichen. Eine wichtige Annahme dahinter besteht darin, dass die Informationen von der Kovariable unwichtig wären, wenn jeder Parameter δ_{rc} (marginal posterior distribution) null nähere. Das bedeutet, je mehr sich die eingeschätzten Parameterwerte von null entfernt, desto stärker beeinflusst die Kovariable das Schätzverfahren (Rosen et. al. 2001:140; Ferree 2004). Im zweitem Simulationsverfahren wurden alle Parameter γ_{rc} mittels der Kovariable möglichst entsprechend der Realität in 396 Gemeinden erneut simuliert und die daraus neu resultierenden Parameter sind als δ_{rc} gekennzeichnet. Die beiden Parametergruppen γ_{rc} (ohne die Kovariable) und δ_{rc} (mit der Kovariable) sind in der vorliegenden Tabelle 4.3 zur Darstellung gestellt

worden. Die Stärke der Parameter ist teils wie $\delta_{CC}, \delta_{CL}, \delta_{SC}, \delta_{SC}, \delta_{SL}, \delta_{GC}, \delta_{LL}, \delta_{RC}, \delta_{RS}$ und δ_{RL} gestiegen und teils wie $\delta_{CG}, \delta_{SG}, \delta_{SF}, \delta_{RG}$ und δ_{RF} gesunken. Diese wurden in unterschiedlichem Maße angepasst, sodass sie zwar meistens noch entfernt von null abweichen, aber teilweise in der Nähe zu null liegen. Trotzdem scheinen die meisten Parameter plausibel zu sein, so wirkte die Kovariable bei der Simulation offensichtlich auf die meisten Koeffizienten ein (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004). Alle erneut simulierten Ergebnisse sind in Tabelle 4.4 rekonstruiert worden.

Tabelle 4.4: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (mit der Kovariable)

		Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)					
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Erststimmen)	CDU	0,44272708 (0,042738090)	0,14154504 (0,009260350)	0,049905327 (0,004808726)	0,085469158 (0,004748857)	0,12092004 (0,012526670)	0,15943336 (0,011408010)
	SPD	0,186562913 (0,007561727)	0,402461567 (0,002271764)	0,080930404 (0,001272603)	0,054505609 (0,000443444)	0,071804742 (0,004161852)	0,203734767 (0,002849641)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,07824412 (0,002084320)	0,186553478 (0,001754607)	0,117168741 (0,001970585)	0,196198139 (0,001628405)	0,253485479 (0,000957087)	0,168350039 (0,000285571)
	FDP	0,151057091 (0,000740700)	0,145858109 (0,000261593)	0,1575169000 (0,000079475)	0,175936125 (0,001877862)	0,185233303 (0,000884328)	0,1843985 (0,000088261)
	Die Linke	0,198912557 (0,002015286)	0,230005841 (0,000111008)	0,169477854 (0,000904436)	0,155618081 (0,000780222)	0,072023825 (0,003152105)	0,173961842 (0,000656979)
	Kleinparteien	0,388266155 (0,005987332)	0,213310197 (0,000791147)	0,057967956 (0,000146305)	0,07903908 (0,001708123)	0,077619248 (0,002949201)	0,183797364 (0,004102637)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Im Modell „Erststimmen (2005) – Erststimmen (2009)“ in Tabelle 4.4 wird eine Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) dargestellt, die durch das bayesianische Simulationsverfahren hergestellt wurde (Rosen et al. 2001; Ferree 2004). Diese Übergangswahrscheinlichkeiten stellen den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe und unterschiedliche Arten der Wählerströme zwischen Parteien dar (Moser 2011b). Bei den Zellen in der ersten Zeile wird gezeigt, dass 44,27% ehemaliger CDU-Wähler in 2009 wieder für die CDU, aber nur 14,15% für die SPD, 12,09% für die Linkspartei und 15,94% für die Kleinparteien sowie unter 9% für die übrigen mittleren Parteien stimmten. Bei den Zellen in der zweiten Zeile votierten 40,25% ehemaliger SPD-Wähler in 2009 wieder für die SPD, 18,66% für die CDU und 20,37% für die Kleinparteien sowie jeweils unter 9% für sonstige mittlere Parteien. Die Wähler beider Großvolksparteien verhielten sich loyal, dabei hatte die CDU-Wählerschaft dies-

mal einen höheren Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe (44%) als die SPD-Wähler (40%). Im Vergleich zu den beiden Großvolksparteien wechselten 14% ehemaliger CDU-Wähler mit ihren Erststimmen zur SPD, aber umgekehrt wechselten ca. 18% ehemaliger SPD-Wähler zur CDU. Damit ist der Wechselgrad bei der SPD höher als bei der CDU. Die Wählerströme zwischen beiden Großvolksparteien traten im niedrigen Maße ein. Außerdem fällt auf, dass sich 16% ehemaliger CDU-Wähler und 20% ehemaliger SPD-Wähler ihre Erststimmen zugunsten der Kandidaten der Kleinparteien wechselten. Dementgegen entschieden sich die 38,83% ehemaliger Wähler, die in 2005 die Kleinparteien wählten, in 2009 für die CDU, 21,33% für die SPD und 18,34% für die Kleinparteien sowie jeweils unter 8% für die übrigen mittleren Parteien. Dazu ist die ausgeprägte politische Tendenz besonders auffällig, dass die CDU die Erststimmen zum Großteil von ehemaligen Wählern der Kleinparteien erhielt, dagegen wanderten mehr Erststimmen der ehemaligen SPD-Wähler zu diesen Kleinparteien ab. So sind erhebliche Wählerströme zwischen den Kleinparteien und der CDU bzw. zwischen der SPD und den Kleinparteien vorgekommen.

In der dritten Zeile wählten 11,72% ehemaliger Grünen-Wähler in 2009 wieder die Grünen, aber 25,35% die Linkspartei, 19,62% die FDP, 18,66% die SPD, 16,84% die Kleinparteien und lediglich 7,82% die CDU. Die Grünen-Wähler verhielten sich nicht loyal und hatten einen hohen Wechselgrad. Dementsprechend wanderten 19% ehemaliger Grünen-Wählern ihrer Zuordnung im Parteienspektrum entsprechend (Links-Rechts-Kontinuum)⁴⁰ (Franzmann/Kaiser 2006; Franzmann 2009) als Wechselwähler zu der politisch nahestehenden SPD ab. 25% bzw. 20% jedoch wanderten

⁴⁰ In der Dissertation von Franzmann (2009) soll der wichtige Begriff „Links-Rechts-Kontinuum“ angewandt werden, wenn die politischen Positionen der Parteien durch eine Eigenverortung innerhalb eines bestimmten Zeitpunkts eingeschätzt werden oder wenn eine bestimmte Partei absichtlich eine Links-Rechts-Positionierung herbeiführt lassen. Zur Definition der Zuordnung der betrachteten Parteien im Parteienspektrum und der Einordnung der Parteiidentifikation der Wählerschaften der betrachteten Parteien wird in dieser Arbeit der Begriff „Links-Rechts-Kontinuum“ in den folgenden Wählerstromanalysen übernommen.

ohne Unterscheidung einer bestimmten Parteiidentifikation zu der Linkspartei und der FDP ab. Die CDU profitierte kaum davon. Demnach entstanden deutliche Wählerströme zwischen den Grünen und der Linkspartei, der FDP, der SPD sowie den Kleinparteien. In weiteren Zeilen unterstützten 17,59% der FDP-Wähler in 2009 noch die FDP, 18,52% die Linkspartei, 18,44% die Kleinparteien und 14% bis 16% die übrigen Parteien inkl. der CDU und SPD.

Weiterhin gaben 7,2% der ehemaligen Linke-Wähler ihre Erststimmen erneut der Linkspartei, 23% der SPD, 19,89% der CDU, 17,4% den Kleinparteien, weniger als 17% den Grünen und der FDP. Die Wähler der mittleren Parteien hielten wenig an ihrer Parteiloyalität fest, dabei erhielt die Linkspartei mehr Erststimmen ehemaliger FDP- Wähler, dahingegen erhielten die CDU und SPD kaum Erststimmen von ehemaligen Wählern der FDP. Dementgegen wanderten Erststimmen der ehemaligen Linke-Wähler am meisten zu beiden Großvolksparteien ab, so z.B. 23% zur SPD. Außerdem absorbierten die Kleinparteien in unterschiedlichem Maße mehr Erststimmen von ehemaligen Wählern der mittleren Parteien. Deswegen sind die Wählerströme sowohl zwischen mittleren Parteien und den Großvolksparteien bzw. den Kleinparteien als auch innerhalb der mittleren Parteien. Aus den obigen Analyseergebnissen lässt sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien akzeptabel sind.

Unter den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ sind die Forschungshypothesen weiterhin zu prüfen. Diese Annahmen betonen den Einfluss der zeitlichen Distanz auf die Resultate zweier aufeinanderfolgender Wahlen, die gesondert den vorrangigen Hauptwahlen auf der Bundesebene und nachrangigen Nebenwahlen auf der Landesebene zugeordnet sind, da sich die politische Bindung der Wählerschaft

aufgrund des „Mid-Term-Effekts“ oder „des Testwahleffekts“ (z.B. zwischenzeitliche Unzufriedenheit mit der Bundes- oder Landespolitik) bei der Zwischenwahl wandle und dadurch zur Veränderung des Wahlverhaltens führe (Dinkel 1977, 1989; Decker 2006; Detterbeck 2006; Schubert 2011). Unter der Berücksichtigung, dass sich die Bundestagswahl 2009 in zeitlichem Abstand zur Bundestagswahl 2005 befand, ist aus den Schätzergebnissen zu ersehen, dass die hohe Parteiloyalität bei beiden Großvolksparteien noch vorhanden war. Die CDU als damalige Regierungspartei erwarb erneut sowohl 44% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern als auch 15% bis 39% von ehemaligen Wählern der FDP, der SPD, der Linkspartei sowie der Kleinparteien. Der „Testwahleffekts“ entfaltete sich damit bei der CDU nicht und sie gewann den Amtsbonus zum Großteil hinzu. Die SPD erhielt 40% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern und jeweils 15% bis 23% von ehemaligen Wählern aller übrigen Parteien. Demnach profitierte die SPD ebenfalls bei der Zwischenwahl. Bei Wählern mittlerer Parteien sank der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe erheblich.

Im Gegensatz zum Fall, dass sich Wähler zwischen einer regionalen Nebenwahl und einer nationalen Hauptwahl in ihrem Wahlverhalten unter Berücksichtigung der Bundes- und Landespolitik veränderten, wanderten die Wähler mittlerer Parteien mit niedriger Parteiloyalität bei er Zwischenwahl nicht nur zu beiden Großvolksparteien ab, sie wägen dabei auch Potentiale mittlerer Parteien und der Kleinparteien ab. Beispielsweise wurden die Grünen von 12% ihrer ehemaligen Wähler und 17% der ehemaligen FDP- und Linke-Wähler gewählt. Die FDP wurde von 18% ihrer ehemaligen Wähler, 20% der ehemaligen Grünen-Wähler und 16% der ehemaligen Linke-Wähler unterstützt. Die Linkspartei erhielt nur 7% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie 25% bzw. 19% von ehemaligen Grünen- und FDP-Wählern. Zugleich erhielten die Kleinparteien 16% bis 20% der Erststimmen ehemaliger Wähler aller Parteien. So

profitierten diese mittleren Parteien und die Kleinparteien bei der nationalen Zwischenwahl voneinander, obwohl sie nur wenig von ihren ehemaligen Wählern gewählt wurden.

Außerdem berücksichtigten die meiste Wähler mittlerer Parteien auf der Bundesebene in der ersten Linie immer die Bundespolitik und die Kanzlerschaft, sodass sie sich vorrangig nach ihrer Zuordnung im Parteienspektrum für beide Großvolksparteien und nachrangig ohne bestimmte Parteiidentifikation für die übrigen Parteien entschieden. Die sporadischen Erfolge der Kleinparteien inkl. rechtsextremer Parteien werden als ein Protestsignal der Bürger gegen beide Großvolksparteien in der Bundespolitik verstanden (Decker/von Blumenthal 2002: 148-153). Daraus folgt, dass die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ (die Hypothesen H1 und H3) nur mit den Schätzergebnissen des Modells über kleine Oppositionsparteien und die FDP übereinstimmen, da mehr Wähler den mittleren Parteien und den Kleinparteien ohne Unterscheidung zwischen Opposition- und Regierungsparteien ihre Erststimmen zum Experimentieren gaben (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999) und andererseits kein „Testwahleffekt“ festzustellen ist.

1.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009

Tabelle 4.5: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	2,23119729	5,863918	γ_{FC}	-0,72855871	19,134196
γ_{CS}	-1,88256049	13,567894	γ_{FS}	-0,99530275	17,653305
γ_{CG}	-1,01060469	14,734086	γ_{FG}	-0,07771686	23,545299
γ_{CF}	0,99012345	6,429929	γ_{FF}	2,55488619	13,414304
γ_{CL}	-2,00174617	14,081914	γ_{FL}	-0,86596477	18,565745
γ_{CP}	-2,33881092	12,881374	γ_{FP}	-0,97661824	17,450342
γ_{SC}	-1,88885706	8,091756	γ_{LC}	-0,82242408	18,886819
γ_{SS}	0,78575223	2,571397	γ_{LS}	-0,51292419	18,092639
γ_{SG}	-1,58536848	9,682384	γ_{LG}	-0,14180568	21,607755
γ_{SF}	-2,51911051	10,869553	γ_{LF}	-0,26083341	18,624614
γ_{SL}	-1,463263	7,529771	γ_{LL}	2,07363431	15,604953
γ_{SP}	-3,08088836	9,892428	γ_{LP}	-0,72916411	17,236404
γ_{GC}	-0,72459589	17,705489	γ_{RC}	-2,81395395	9,175609
γ_{GS}	-0,69777577	17,407457	γ_{RS}	-3,45121103	10,243449
γ_{GG}	2,84628029	11,848497	γ_{RG}	-2,91451972	14,533307
γ_{GF}	0,6309526	17,814536	γ_{RF}	-3,20711429	10,774349
γ_{GL}	-0,50145932	17,886577	γ_{RL}	-2,86494772	9,964698
γ_{GP}	-0,80893972	17,375249	γ_{RP}	-3,6835419	8,570207

In Tabelle 4.5 sieht man alle ohne die Kovariable berechneten Parameter (γ_{rc}). Hierbei befindet sich die Parametergruppe der CDU, der SPD und der Kleinparteien sowie beispielsweise die Parameter γ_{GG} , γ_{FF} , γ_{LL} (2,8463, 2,5549 und 2,0736) ganz weit von null entfernt, sodass diese Parameter im ersten Schritt plausibel sind (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004).

Tabelle 4.6: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (ohne die Kovariable)

		Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Erststimmen)	CDU	0,679873324 (0,006438761)	0,01188519 (0,001770124)	0,025167004 (0,004153571)	0,192482783 (0,004285329)	0,010246664 (0,000952024)	0,007325647 (0,000260209)	0,07301939 (0,005909390)
	SPD	0,037032555 (0,004841765)	0,557505653 (0,003490305)	0,055163618 (0,003073162)	0,022131773 (0,001365963)	0,059650095 (0,003196804)	0,01203021 (0,000693591)	0,256486096 (0,006027476)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,025214698 (0,003770328)	0,024082012 (0,003755659)	0,77740191 (0,041118650)	0,07223205 (0,027263290)	0,028056769 (0,004043844)	0,022741763 (0,003354129)	0,050270792 (0,008145902)
	FDP	0,034342472 (0,008633122)	0,024158853 (0,002982056)	0,05849176 (0,015404690)	0,77720438 (0,034626790)	0,027351128 (0,003444813)	0,022427504 (0,002074277)	0,056023907 (0,008847845)
	Die Linke	0,055939396 (0,008729038)	0,05372274 (0,005748996)	0,06973439 (0,010709610)	0,06561326 (0,013378190)	0,61723089 (0,039034670)	0,038358592 (0,001763181)	0,09940073 (0,014357580)
	Kleinparteien	0,042453436 (0,004249014)	0,02672793 (0,001397230)	0,045403316 (0,003566165)	0,03740571 (0,002718373)	0,048234442 (0,002521908)	0,018836386 (0,000711025)	0,780938785 (0,008295195)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die vorliegende Grafik in Tabelle 4.6 gibt Auskunft über alle ohne die Kovariable aus dem bayesianischen Modell resultierenden Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i). Aus der Tabelle lässt sich entnehmen, dass die Schätzwerte zum Teil wie β_{CC}^i , β_{GG}^i , β_{FF}^i , β_{LL}^i , β_{RR}^i (67,98%, 77,74%, 77,72%, 61,72% und 78,09%) schon überschätzt wurden. Demzufolge sind die Schätzergebnisse mit der Realität nicht vereinbar, was eine abweichende Schlussfolgerung zur Folge hat. Da der Fehlschluss auf eine fehlende richtige Kovariable zurückzuführen ist, muss im zweiten Schritt das Simulationsverfahren mittels der Kovariable durchgeführt werden, um die möglichen Fehlschlüsse zu beseitigen (Rosen et al 2001; Moser 2011a, 2011b). In diesem Fall wird die Höhe der Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden in Form einer Kovariable gesetzt, da die höhere oder niedrigere Wahlbeteiligung auf die tatsächlichen Stimmenanteile der Parteien wirkte und damit der Stabilitätsgrad der Stimmenabgaben für die Parteien in unterschiedlichem Maße verändert wurde.

Tabelle 4.7: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-2,015041341	14,5028	δ_{CC}	4,636696341	19,79934	γ_{FC}	-0,007721718	22,67169	δ_{FC}	0,096730332	31,23864
γ_{CS}	-0,200634532	19,24748	δ_{CS}	0,104334135	26,47877	γ_{FS}	-0,122824463	22,37207	δ_{FS}	0,21175517	30,83251
γ_{CG}	-0,828753784	17,85423	δ_{CG}	0,478560824	24,58824	γ_{FG}	-0,103622399	21,97553	δ_{FG}	0,089279303	30,29101
γ_{CF}	-1,401187641	18,77436	δ_{CF}	1,943999412	25,89728	γ_{FF}	-0,262574425	22,65081	δ_{FF}	0,424494268	31,24273
γ_{CL}	0,653312682	17,35632	δ_{CL}	-1,673813539	23,88573	γ_{FL}	0,158576417	21,67356	δ_{FL}	-0,306069976	29,85268
γ_{CP}	0,140900065	16,69124	δ_{CP}	-1,316621513	22,98886	γ_{FP}	0,065681886	21,07243	δ_{FP}	-0,290277483	29,02474
γ_{SC}	-0,684027398	20,57403	δ_{SC}	1,077930839	28,40992	γ_{LC}	-0,159001402	22,51967	δ_{LC}	0,266056838	31,03446
γ_{SS}	0,518068229	14,9296	δ_{SS}	0,57835804	20,56299	γ_{LS}	0,095507452	22,5498	δ_{LS}	-0,06180017	31,06436
γ_{SG}	-1,700172739	17,84668	δ_{SG}	1,785362876	24,62899	γ_{LG}	-0,220493749	21,99129	δ_{LG}	0,259964177	30,31807
γ_{SF}	-1,990426295	19,20011	δ_{SF}	2,599944215	26,57929	γ_{LF}	-0,087289158	22,36634	δ_{LF}	0,142617979	30,84236
γ_{SL}	0,358241033	17,34935	δ_{SL}	-1,149074096	23,92124	γ_{LL}	-0,004563563	21,88625	δ_{LL}	-0,052007127	30,15648
γ_{SP}	-0,824868977	16,71676	δ_{SP}	0,044900538	23,05557	γ_{LP}	-0,223914311	21,27352	δ_{LP}	0,1419597	29,32739
γ_{GC}	-0,164709595	22,46454	δ_{GC}	0,272900828	30,96025	γ_{RC}	0,525696646	22,20221	δ_{RC}	-0,111789338	30,68793
γ_{GS}	-0,040729774	22,42643	δ_{GS}	0,107652809	30,90218	γ_{RS}	-0,10243784	21,01015	δ_{RS}	0,401456375	28,97336
γ_{GG}	-0,285079754	22,13212	δ_{GG}	0,368695694	30,50605	γ_{RG}	-1,674766722	18,77248	δ_{RG}	1,883641523	25,94213
γ_{GF}	-0,452826816	22,52511	δ_{GF}	0,663692223	31,06479	γ_{RF}	-1,494473484	20,70827	δ_{RF}	2,151834257	28,73843
γ_{GL}	0,185780239	21,79126	δ_{GL}	-0,324368485	30,00947	γ_{RL}	-0,177652418	18,14004	δ_{RL}	-0,283036322	25,03029
γ_{GP}	0,269769803	21,23629	δ_{GP}	-0,538954473	29,24122	γ_{RP}	-1,276889976	17,27816	δ_{RP}	0,857154256	23,85058

In Tabelle 4.7 werden zwei Arten der Parameter parallel dargestellt, welche ohne die Kovariable (γ_{rc}) und mit der Kovariable (δ_{rc}) im Simulationsverfahren bei den tatsächlichen Wahldaten herausgekommen sind. Bei der erneuten Berechnung mittels der Kovariable war das Ergebnis, dass die Schätzwerte der Parameter δ_{CC} , δ_{CF} , δ_{CL} , δ_{SC} , δ_{SS} , δ_{SG} , δ_{SF} , δ_{SL} , δ_{GF} , δ_{GP} , δ_{GP} , δ_{RG} und δ_{RF} sich vermehrten, während δ_{CP} , δ_{SP} , δ_{RC} , δ_{RP} sich verringerten. Die Parameter wurden nicht im gleichen Maße angepasst, aber sie liegen meistens ebenfalls in großer Entfernung zu null und sind daher noch plausibel. Folglich besaß die Kovariable im Simulationsverfahren offensichtlich einen Einfluss (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Die im zweiten Schritt simulierten Rekonstruktionen der Wählerströme sind in Tabelle 4.8 dargestellt.

Tabell 4-8: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (mit der Kovariable)

		Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Erststimmen)	CDU	0,5201695 (0,041710770)	0,087447405 (0,007268263)	0,081132725 (0,005732648)	0,079822447 (0,001446312)	0,07684813 (0,011443090)	0,04915215 (0,006683691)	0,105427647 (0,009219289)
	SPD	0,100435525 (0,001662078)	0,451049389 (0,000685236)	0,097908726 (0,004094111)	0,07433996 (0,005282340)	0,098764135 (0,006445931)	0,058760686 (0,001258134)	0,118741582 (0,002722414)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,139914117 (0,000707524)	0,160861501 (0,000166700)	0,142925661 (0,001196442)	0,191096384 (0,003648275)	0,125109536 (0,002112883)	0,105415971 (0,002601026)	0,13467683 (0,000672825)
	FDP	0,153110897 (0,000315196)	0,156837773 (0,000983873)	0,121142458 (0,000220539)	0,152360426 (0,002129696)	0,141121368 (0,001790981)	0,13716159 (0,001657123)	0,138265488 (0,000201135)
	Die Linke	0,18493642 (0,001116218)	0,136949832 (0,000816660)	0,131339833 (0,000759475)	0,107141536 (0,000158179)	0,158807557 (0,000883252)	0,136296662 (0,000201951)	0,144528161 (0,000535896)
	Kleinparteien	0,2032436 (0,005513391)	0,162809588 (0,001470453)	0,149176441 (0,006678445)	0,133053073 (0,007326031)	0,130112377 (0,004396544)	0,082049673 (0,000641308)	0,139555249 (0,003264927)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Im Modell „Erststimmen (2005) – Zweitstimmen (2009)“ in Tabelle 4.8 sind der Sta-

bilitätsgrad der Stimmenabgabe sowie unterschiedliche Möglichkeiten der Wählerströme zwischen den Parteien bei beiden Wahlen in der Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) veranschaulicht, die mithilfe des bayesianischen Simulationsverfahrens rekonstruiert wurde (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten Zeile wird dargestellt, dass 52,02% ehemalige CDU-Wähler in 2009 wieder die CDU, 10,54% die Kleinparteien, 8,74% die SPD, 8,11 die Grünen und jeweils unter 8% die übrigen Parteien wählten. In der zweiten Zeile stimmten 45,1% ehemaliger SPD-Wähler wieder für die SPD, 10,04% für die CDU und 11,87% für die Kleinparteien sowie jeweils unter 10% für die übrigen Parteien. Die Hälfte der Wähler beider Großvolksparteien hielt konstant an ihrer Parteiloyalität fest, wobei die CDU über 7% von ehemaligen CDU-Wählern mehr erhielt als die SPD. Auffällig ist, dass sich 16% bis 20% ehemaliger Wähler der Kleinparteien ihre Zweitstimmen zugunsten beider Großvolksparteien änderten. Wenn man diese Kleinparteien als eine gemeinsame Partei begreifen würden, so hätten deren Wähler einen niedrigen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und würden mit einer schwachen Parteiloyalität oftmals zu beiden Großvolksparteien tendieren, in diesem Falle insbesondere zur CDU. Als Regierungspartei im Bund gewann die CDU von allen Parteien am meisten hinzu. So entstanden die unidirektionalen Wählerströme deutlich zwischen den Kleinparteien und den Großvolksparteien.

In weiteren Zeilen votierten 14,29% ehemaliger Grünen-Wähler mit ihren Zweitstimmen wieder für die Grünen, 19,11% für die FDP, 16,09% für die SPD und jeweils weniger als 14% für die übrigen Parteien. 15,24% ehemaliger FDP-Wähler entschieden sich weiterhin für die FDP, 15,68% für die SPD, 15,31% für die CDU und jeweils unter 15% für die übrigen Parteien. 15,88% ehemaliger Linke-Wähler wählten mit ihren Zweitstimmen die Linkspartei, 18,49% die CDU, 14,45% die Kleinparteien und

jeweils unter 13% die übrigen Parteien. Die ehemaligen Wähler mittlerer Parteien waren in ihrem Wahlverhalten nicht loyal und standen im Widerspruch zu ihrer Parteiidentifikation, sodass sie dieses Mal mit ihren Zweitstimmen meistens beide Großvolksparteien und die Kleinparteien votierten. Als einzige Ausnahme wanderten mehr Grünen-Wähler zur FDP ab als zu den beiden Großvolksparteien. Ihr Wahlverhalten widerspricht ihrer Parteiidentifikation. Es bestanden demnach unidirektionale Wählerströme zwischen mittleren Parteien und beiden Großvolksparteien bzw. den Kleinparteien. Aus den obigen Analysenergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien haltbar sind.

Im Rahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ sind die Übergangswahrscheinlichkeiten für Forschungshypothesen nochmals zu prüfen. Die Wähler beider Großvolksparteien hatten eine sehr solide Parteiloyalität, so erhielt die CDU als Regierungspartei im Bund sowohl 52% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern als auch 10% bis 20% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien. So gewann die CDU bei der Zwischenwahl ebenso ihren Amtsbonus hinzu und bei ihr ist kein „Mid-Term-Blues“ zu sehen (Dinkel 1977; Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Die SPD bekam 45% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und 9% bis 14% von ehemaligen Wählern übriger Parteien. Als größte Oppositionspartei profitierte sie auch bei der nationalen Zwischenwahl von ehemaligen Wählern aller Parteien. Interessant ist, dass die Wähler einer bestimmten Großvolkspartei nur zum kleinen Teil zu einer anderen Großvolkspartei abwanderten. Zusätzlich zu den beiden Großvolksparteien erhielten die Grünen 14% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und durchschnittlich 12% bis 15% von ehemaligen Wählern der FDP, der

Linkepartei und der Kleinparteien. Die FDP bekam 15% von ihren ehemaligen Wählern, und mit 11% bis 19% einen höheren Anteil an ehemaligen Wählern der Linkepartei, der Kleinparteien und der Grünen, wobei interessanterweise 19% der Grünen-Wähler entgegen ihrer Parteiidentifikation die FDP wählten. Die Linkspartei erhielt lediglich 16% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und 10% bis 14% von ehemaligen Wählern der SPD, der Grünen, der Kleinparteien und der FDP. Die Piratenpartei war 2009 erstmals erschienen, sodass sie mit nur 11% bis 14% der Zweitstimmen ehemaliger Grünen-, Linke- und FDP-Wähler gewählt wurde.

Schließlich erhielten die Kleinparteien 14% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und 11% bis 15 von ehemaligen Wählern aller übrigen Parteien. Bei den mittleren Parteien und den Kleinparteien lässt sich feststellen, dass sie trotz des Stimmenrückgangs hinsichtlich ihrer ehemaligen Wähler noch zusätzliche Zweitstimmen von ehemaligen Wählern verschiedener Parteien erhielten. Bei der nationalen Zwischenwahl profitierten fast alle mittleren Parteien und alle Kleinparteien voneinander, so gewann die FDP einen kleinen Amtsbonus hinzu, obwohl sie eine kleine Regierungspartei war. Die Wählerschaft mittlerer Parteien und der Kleinparteien verhielten sich sehr gegensätzlich zu den obigen Annahmen, da sie mit ihren Zweitstimmen sowohl teils zugunsten beider Großvolksparteien und teils zugunsten sonstiger mittlerer Parteien wechselten. In diesem Falle handelt es sich beim veränderten Wahlverhalten der Wähler mittlerer Parteien und der Kleinparteien nicht um eine Abmahnung an die Bundesregierung, sondern um die Abwägung der Bundespolitik und der politischen Potentiale der Parteien (Dinkel 1977; Kropp/Sturm 1999). Demnach wählten die Wähler entweder nach ihrer Parteiidentifikation eine Großvolkspartei oder ohne bestimmte Parteitendenz irgendeine mittlere Partei oder irgendeine Kleinpartei. Die Hypothesen H1 und H3 sind inakzeptabel.

1.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009

Tabelle 4.9: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	2,9484294	7,665968	γ_{FC}	1,7090123	11,661224
γ_{CS}	-1,8418787	14,211496	γ_{FS}	-1,4135382	15,523107
γ_{CG}	-1,3396726	14,531583	γ_{FG}	-0,9542252	16,442512
γ_{CF}	0,2152246	11,726826	γ_{FF}	1,3560045	12,117733
γ_{CL}	-1,5034994	14,560767	γ_{FL}	-1,1522263	15,877396
γ_{SC}	-2,3971961	11,834988	γ_{LC}	-0,9848725	17,211128
γ_{SS}	1,547827	3,118136	γ_{LS}	-0,7837138	18,018125
γ_{SG}	-2,4579285	11,985507	γ_{LG}	-0,5353723	18,254886
γ_{SF}	-2,1073712	11,933184	γ_{LF}	-0,6092087	18,110326
γ_{SL}	-1,5050754	11,82566	γ_{LL}	1,3262181	16,082677
γ_{GC}	-0,5295848	17,062107	γ_{RC}	-3,4673489	9,856815
γ_{GS}	-0,5592853	16,917088	γ_{RS}	-3,7125917	10,019295
γ_{GG}	1,3105014	10,146836	γ_{RG}	-3,4556593	9,433754
γ_{GF}	-0,5673852	16,936888	γ_{RF}	-3,0060396	9,20165
γ_{GL}	-0,9208804	16,448671	γ_{RL}	-3,0564929	9,31253

Die vorliegende Tabelle 4.9 gibt Auskunft über alle im ersten Schritt ohne die Kovariable berechneten Parameter (γ_{rc}), bei denen unabhängig von γ_{CF} (0,2152) fast alle Parameter einen großen Abstand zu null haben. Demnach sehen diese Parameter im ersten Schritt akzeptabel aus (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004).

Tabelle 4.10: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (ohne die Kovariable)

		Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)					
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Zweitstimmen)	CDU	0,86393541 (0,018014540)	0,007542833 (0,000744153)	0,012091792 (0,000821493)	0,05958091 (0,011831780)	0,010523341 (0,001070931)	0,046325714 (0,005036639)
	SPD	0,014140545 (0,000811886)	0,75371569 (0,007033620)	0,014127281 (0,001430794)	0,020247806 (0,001960849)	0,036408665 (0,003115441)	0,161360015 (0,003937496)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,10129727 (0,024634490)	0,08979142 (0,037639260)	0,52141963 (0,048122880)	0,08121373 (0,013658020)	0,060345201 (0,005953078)	0,1459327 (0,012506300)
	FDP	0,50536666 (0,062812270)	0,021361503 (0,002558847)	0,033237822 (0,003893813)	0,3256407 (0,055248740)	0,027629442 (0,001773066)	0,086763881 (0,006328949)
	Die Linke	0,055524184 (0,004499941)	0,07196222 (0,010258060)	0,09667087 (0,022167060)	0,08248911 (0,007666612)	0,53080007 (0,037295270)	0,16255355 (0,017709110)
	Kleinparteien	0,027245765 (0,001932385)	0,020971549 (0,001655297)	0,026878216 (0,003908287)	0,041262972 (0,004117978)	0,041729285 (0,002360327)	0,841912214 (0,004358935)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In Tabelle 4.10 werden die ohne die Kovariable und mithilfe des bayesianischen Modells geschätzten Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) visualisiert, wobei zum Teil wie auch bei $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{RR}^i$ (86,39%, 75,37% und 84,19%) auffällig überschätzt wurde. Somit sind diese Schätzergebnisse nicht der Realität entsprechend, unzuverlässig und sie verursachen sehr wahrscheinlich Fehlschlüsse. Zur Verringerung möglicher Fehlschlüsse muss die Höhe der Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden als eine Kovariable im Simulationsverfahren eingesetzt werden, da die Höhe der Wahlbeteiligung in Ge-

meinden immer auf endgültige Wahlergebnisse und den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe einwirkte (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Aus diesem Grund werden alle Parameter im zweiten Simulationsverfahren mithilfe der Kovariable erneut durchgeführt. Die daraus resultierenden neuen Schätzwerte sind in Tabelle 4.11 dargestellt.

Tabelle: 4.11 Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-2,63651464	16,66028	δ_{CC}	5,73189608	22,83293	γ_{FC}	-0,58966402	24,01273	δ_{FC}	1,20713189	33,18829
γ_{CS}	0,07557875	19,31644	δ_{CS}	-0,34047983	26,69295	γ_{FS}	0,17709556	22,16267	δ_{FS}	-0,13983904	30,64301
γ_{CG}	-0,28881706	17,56239	δ_{CG}	-0,49597593	24,26148	γ_{FG}	-0,05586364	20,24512	δ_{FG}	-0,26912515	27,94715
γ_{CF}	-0,33657409	17,8605	δ_{CF}	-0,20153373	24,68184	γ_{FF}	-0,5737066	20,8107	δ_{FF}	0,60682935	28,73789
γ_{CL}	0,58759118	17,3753	δ_{CL}	-1,70548953	23,99438	γ_{FL}	0,43166043	20,02271	δ_{FL}	-0,95069359	27,61287
γ_{SC}	-1,6452578	21,47157	δ_{SC}	2,31830719	29,69475	γ_{LC}	-0,10315045	22,80168	δ_{LC}	0,22183752	31,50207
γ_{SS}	0,69958709	15,39531	δ_{SS}	0,5926199	21,26227	γ_{LS}	0,29725941	22,68489	δ_{LS}	-0,29076383	31,33345
γ_{SG}	-1,0552463	17,59736	δ_{SG}	0,5731247	24,32742	γ_{LG}	-0,09060703	21,43626	δ_{LG}	-0,02334891	29,62976
γ_{SF}	-1,19298012	17,8875	δ_{SF}	0,94781116	24,7418	γ_{LF}	-0,48979425	21,67444	δ_{LF}	0,58464622	29,96028
γ_{SL}	-0,0112316	17,35364	δ_{SL}	-0,84023867	23,98028	γ_{LL}	0,40968455	21,34694	δ_{LL}	-0,70730263	29,49292
γ_{GC}	-0,27841993	23,02601	δ_{GC}	0,50458842	31,81662	γ_{RC}	-0,96469602	21,31174	δ_{RC}	2,32955251	29,49665
γ_{GS}	-0,37340121	22,68181	δ_{GS}	0,67187527	31,3521	γ_{RS}	0,05077481	20,09942	δ_{RS}	0,18543925	27,88451
γ_{GG}	-0,14585359	21,14488	δ_{GG}	0,01433615	29,20441	γ_{RG}	-1,63575051	17,58277	δ_{RG}	1,45613695	24,34389
γ_{GF}	-0,24122523	21,4125	δ_{GF}	0,21276646	29,57963	γ_{RF}	-1,57354477	17,9086	δ_{RF}	1,59347498	24,81399
γ_{GL}	0,16709374	20,89943	δ_{GL}	-0,44114447	28,83892	γ_{RL}	-0,48763048	17,28209	δ_{RL}	-0,12172508	23,9194

Die vorliegende Tabelle 4.11 zeigt die Parameter mit deren Schätzergebnissen, die sowohl ohne die Kovariable (γ_{rc}) als auch mit der Kovariable (δ_{rc}) im zweiten Schritt simuliert wurden. Diese Parameter wurden in unterschiedlichem Maße angepasst, sodass sich die Werte der Parameter zum Teil wie bei δ_{CC} , δ_{CL} , δ_{SC} , δ_{SL} , δ_{GC} , δ_{GS} , δ_{FC} , δ_{FF} , δ_{FL} , δ_{LL} , δ_{LF} , δ_{RC} und δ_{RF} erhöhten und δ_{SS} , δ_{SG} , δ_{SF} sowie δ_{RG} sich verringerten. Trotzdem liegt nur ein Teil der Werte der Parameter in der Nähe zu null, die meisten liegen weiter entfernt. Damit hat die Kovariable im Simulationsverfahren einen Einfluss auf die meisten Koeffizienten (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Die Rekonstruktion der erneut simulierten Wählerströme ist in Tabelle 4.12 dargestellt.

Tabelle 4.12: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (mit der Kovariable)

		Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)					
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Zweitstimmen)	CDU	0,52783558 (0,053519450)	0,1139247 (0,012782050)	0,06681273 (0,007753526)	0,068251775 (0,007175173)	0,06552875 (0,010522000)	0,15764646 (0,015304230)
	SPD	0,167429314 (0,009599283)	0,443474864 (0,001308479)	0,087457521 (0,000394075)	0,067015388 (0,000582542)	0,082235662 (0,004634119)	0,152387251 (0,003868353)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,159021855 (0,001822288)	0,232809744 (0,004030412)	0,139927939 (0,000914888)	0,1372031 (0,000093535)	0,166894374 (0,003869714)	0,164142978 (0,001160367)
	FDP	0,210358562 (0,007856893)	0,13133759 (0,001445160)	0,141185298 (0,002280013)	0,192561937 (0,003080451)	0,151691637 (0,006171636)	0,172864976 (0,001043627)
	Die Linke	0,202696406 (0,001420765)	0,188759252 (0,002128817)	0,13984435 (0,000249975)	0,188227027 (0,003793352)	0,099600803 (0,002651138)	0,180872161 (0,000185978)
	Kleinparteien	0,43057833 (0,015512210)	0,145831779 (0,005689464)	0,092571354 (0,000637258)	0,091983968 (0,001176673)	0,08472666 (0,004316143)	0,154307913 (0,007314475)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die Angaben in der 7x7-Tabelle beziehen sich auf die Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) im Modell „Zweitstimmen (2005) – Erststimmen (2009)“. Bei den Übergangswahrscheinlichkeiten handelt es sich um den Stabilitätsgrad der Stimmabgabe und um die Wählerströme zwischen unterschiedlichen Parteien (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten Zeile sieht man eine manifeste politische Verhaltensweise der CDU- und SPD-Wählerschaft. Zunächst votierten 52,78% ehemaliger CDU-Wähler in 2009 wieder für die CDU, 11,39% für die SPD, 15,73% für die Kleinparteien sowie jeweils weniger als 7% für die übrigen Parteien.

In der zweiten Zeile stimmten 44,34% von ehemaligen SPD-Wählern nochmals für die SPD, aber 16,74% für die CDU und 15,24% für die Kleinparteien sowie jeweils weniger als 9% für die übrigen Parteien. Die Hälfte der Wähler beider Großvolksparteien besaß eine stabilere Parteiloyalität und änderte ihre Wahlentscheidungen lediglich zugunsten einer anderen Großvolkspartei oder in wenigen Ausnahmen auch zugunsten einer Kleinpartei. Im Vergleich zu der SPD und mittleren Parteien erhielt die CDU mehr Erststimmen ehemaliger Wähler aller anderen Parteien. Anschließend zeigt sich in der sechsten Zeile, dass 43,06% bzw. 14,58% ehemaliger Wähler der Kleinparteien mit ihren Erststimmen gesondert zu der CDU und der SPD wechselten. Aber 15,43% unterstützten in 2009 wieder die Kleinparteien und nur weniger als 9%

wechselten zu den übrigen Parteien. Die Wähler der Kleinparteien entschieden sich auf der Bundeselebene oftmals für beide Großvolksparteien und präferierten nach der Abwägung bundesweiter politischer Themen sogar die Kandidaten der CDU (Dinkel 1977; Kropp/Sturm 1999). So ist davon auszugehen, dass die unidirektionalen Wählerströme zwischen den Kleinparteien und den zwei Großvolksparteien, wie z.B. bei der CDU manifest eintraten. Zwischen der SPD und der CDU ist dies aber nur in geringem Maße vorgekommen.

In weiteren Zeilen entschieden sich 13,99% ehemaliger Grünen-Anhänger in 2009 wieder für die Grünen, 23,28% für die SPD, 16,69% für die Linkspartei und 16,41% für die Kleinparteien sowie jeweils weniger als 16% für die übrigen Parteien. 19,26% ehemaliger FDP-Wähler wählten nochmals die FDP, 21,04% die CDU, 17,29% die Kleinparteien und 15,17% die Linkspartei sowie jeweils unter 14% die übrigen Parteien. Nur 9,96% ehemaliger Linke-Anhänger stimmten wieder für die Linkspartei, aber 20,27% für die CDU, jeweils ca. 18% für die SPD, für die FDP und die Kleinparteien sowie weniger als 14% für die Grünen. Die obige Beschreibung des Stabilitätsgrads der Stimmenabgabe verdeutlicht die Wechselbewegung der Wähler mittlerer Parteien. Die Stärke ihrer Parteiloyalität sieht ebenfalls schwach aus. Die Wähler mittlerer Parteien stimmten dieses Mal oft nach ihrer Parteiidentifikation für eine nahestehende Großvolkspartei, sodass beispielsweise die SPD von ehemaligen Grünen-Wählern bzw. die CDU von ehemaligen FDP-Wählern gewählt wurden. Als Ausnahme ist bei Linke-Wählern zu sehen, dass 18% bis 20% ihrer ehemaligen Wähler ohne bestimmte Parteiidentifikation gleichzeitig zu der CDU und der SPD abwanderten. Zusätzlich zu den beiden Großvolksparteien wurden 15% bis 17% der Erststimmen ehemaliger Wähler der mittleren Parteien dieses Mal auch auf die Kleinparteien übertragen. Daher lassen sich Wählerströme zwischen mittleren Parteien und

den zwei Großvolksparteien bzw. den Kleinparteien an den Schätzergebnissen deutlich ablesen. Aus den obigen Analysenergebnissen lässt sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien haltbar sind.

Zur Überprüfung der Hypothesen werden die Schätzergebnisse nach den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ wieder betrachtet. Zunächst bleiben die Parteiloyalität und politische Bindung bei Wählern beider Großvolksparteien konstant, wobei die CDU 53% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern, 43% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien und jeweils 16% bis 21% von ehemaligen Wählern der Grünen, der SPD, der Linkspartei und der FDP zulegte. Die SPD erwarb 44% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern, 23% von ehemaligen Wählern der Grünen und 11% bis 19% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien. Mit einem höheren Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe ihrer Wähler gewann die CDU ohne Einfluss des Wahlzyklus und des „Mid-Term-Effekts“ deutlich bei der Zwischenwahl den großen Amtsbonus hinzu (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006).

Die SPD erfuhr keine Wahlniederlage und profitierte noch vom Oppositionsbonus, vom „Mid-Term-Effekt“ profitierte sie aber nicht. Interessant ist, dass beide Großvolksparteien den großen Erststimmenanteil auch von ehemaligen Wählern der nahestehenden mittleren Parteien erhielten, so bekamen z.B. die CDU von ehemaligen FDP-Wählern und die SPD von ehemaligen Grünen-Wählern Erststimmen. Die Wähler beider Großvolksparteien wechselten auf Bundeswahlebene immer mit Berücksichtigung der Bundespolitik und der Kanzlerschaft weniger zugunsten mittlerer Parteien oder der Kleinparteien, sodass beide Großvolksparteien trotz der Unzufriedenheit der Bevölkerung mit der Bundespolitik stets von den meisten Wählern gewählt

wurden (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999; Detterbeck 2006; Schoen 2011).

Die Wählerschaft mittlerer Parteien verhielt sich weniger loyal, sodass sich ihr Wahlverhalten ohne bestimmte Parteiidentifikation oft aufgrund der Wahlebene veränderte. In diesem Falle sieht man, dass die Grünen 14% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie jeweils weniger als 14% von ehemaligen Linke- und FDP-Wählern erhielt. Die FDP erhielt 19% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 14% bzw. 19% von ehemaligen Grünen- und Linke-Wählern. Die Linkspartei wurde nur von 10% ihrer ehemaligen Wähler und von 15% bis 17% der ehemaligen FDP- und Grünen-Wählern gewählt. Hierbei behielt nur die FDP erfolgreich ihren Erststimmenanteil und gewann bei der nationalen Zwischenwahl ohne Unterscheidung der Parteitendenz den kleinen Amtsbonus von ehemaligen Grünen- und Linke-Wählern hinzu. Die Grünen und die Linkspartei konnten den Grad ihrer Erststimmenanteile von ihren ehemaligen Wählern nicht beibehalten und bekamen auch keinen zusätzlichen Oppositionsbonus. Es fällt auf, dass sich die Kleinparteien 15% von ihren ehemaligen Wählern sowie 15% bis 18% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien teilten.

Als Oppositionsbonus absorbierten diese Kleinparteien die Zuwanderer aus beiden Großvolksparteien und allen mittleren Parteien. Es ist wahrscheinlich, dass ihre Wähler mit bundesweiten politischen Themen bzw. mit beiden Großvolksparteien unzufrieden sind und sich damit für sie entschieden (Dinkel 1977, 1989 Sturm 1999). Hier lässt sich feststellen, dass die Wähler auf der Bundeswahlebene entweder nach ihrer Parteiidentifikation für eine Großvolkspartei stimmten oder sich ohne bestimmte Parteitendenz für irgendeine mittlere Partei oder irgendeine Kleinpartei entschieden. Der Grad der Parteiidentifikation der Wählerschaft beider Großvolksparteien ragt aus allen Parteien heraus. Da die Einstufung der Wahlebene und der „Mid-Term-Effekt“ sich

meistens auf das Wahlverhalten von ehemaligen Wählern der Kleinparteien und der FDP, aber nicht auf das Wahlverhalten der CDU und der SPD auswirkten, sind die obigen Annahmen (H1 und H3) nur beim Wahlverhalten von ehemaligen Wählern der Kleinparteien und der FDP gegeben.

1.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009

Tabelle 4.13: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	2,6177734	6,707869	γ_{FC}	-0,2380262	19,3666
γ_{CS}	-1,7182055	13,878084	γ_{FS}	-0,9290918	16,907184
γ_{CG}	-1,1105	13,258881	γ_{FG}	-0,3299626	18,539084
γ_{CF}	0,4802302	9,065898	γ_{FF}	3,0810023	11,826714
γ_{CL}	-1,6914256	13,965713	γ_{FL}	-0,7859513	17,351943
γ_{CP}	-2,0128243	12,943514	γ_{FP}	-1,0310577	16,337209
γ_{SC}	-1,9305262	9,526607	γ_{LC}	-0,5264591	18,744238
γ_{SS}	0,959464	2,429936	γ_{LS}	-0,5506552	18,701187
γ_{SG}	-2,341858	10,568236	γ_{LG}	-0,5699867	18,348355
γ_{SF}	-2,630945	10,971267	γ_{LF}	-0,6669793	18,107395
γ_{SL}	-1,6292786	9,284013	γ_{LL}	2,1213376	14,919524
γ_{SP}	-2,9697955	9,895333	γ_{LP}	-0,8838179	16,950744
γ_{GC}	-0,2639744	19,211735	γ_{RC}	-3,0959679	9,953393
γ_{GS}	-0,6819096	17,889642	γ_{RS}	-3,5363318	10,017562
γ_{GG}	2,7093468	11,191814	γ_{RG}	-3,2996085	9,276471
γ_{GF}	-0,5093895	18,538079	γ_{RF}	-3,2212908	9,663599
γ_{GL}	-0,5519396	18,367129	γ_{RL}	-3,0608902	9,554393
γ_{GP}	-0,9163963	16,704037	γ_{RP}	-3,8297707	8,488441

Die obenstehende Tabelle 4.13 gibt Informationen über alle ohne die Kovariable geschätzten Parameter (γ_{rc}) an, so ist daraus zu erkennen, dass die Werte der Parameter abgesehen von γ_{CF} , γ_{GC} , γ_{FC} und γ_{FG} (0,4802, -0,2640, -0,2380 und -0,3300) eine große Distanz zu null aufweisen. Deshalb sind solche Parameter im ersten Schritt akzeptabel (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004).

Tabelle 4.14: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (ohne die Kovariable)

		Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Zweitstimmen)	CDU	0,799843327 (0,003543856)	0,010492903 (0,000693249)	0,019536639 (0,001305296)	0,09587371 (0,005921482)	0,010344244 (0,000451925)	0,007644136 (0,000269523)	0,056265042 (0,003542144)
	SPD	0,034183703 (0,002277136)	0,6250888 (0,002122400)	0,023084047 (0,001908855)	0,017271871 (0,001040129)	0,046999197 (0,001840399)	0,012233855 (0,000335776)	0,241138483 (0,002747018)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,04048398 (0,003562440)	0,028102318 (0,003432149)	0,79491234 (0,013867510)	0,031752022 (0,002308617)	0,03074108 (0,002375407)	0,020968991 (0,001136901)	0,053039268 (0,003747148)
	FDP	0,03444586 (0,009151050)	0,016222221 (0,001894811)	0,028878339 (0,002748629)	0,84589225 (0,018544280)	0,018380049 (0,001933037)	0,014191296 (0,000987048)	0,041989986 (0,003584621)
	Die Linke	0,048688411 (0,003116398)	0,04904908 (0,004736200)	0,046363307 (0,001629823)	0,042730044 (0,002349998)	0,69856548 (0,012213320)	0,033332254 (0,001015925)	0,081271422 (0,005808877)
	Kleinparteien	0,035467421 (0,002530685)	0,024075936 (0,001898512)	0,029490156 (0,000745713)	0,03302938 (0,002583981)	0,039017749 (0,001208907)	0,017656961 (0,000304829)	0,821262397 (0,003588102)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die Tabelle 4.14 zeigt die ohne die Kovariable im Rahmen des bayesianischen Modells ausgerechneten Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i), bei denen z.B. $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{GG}^i, \beta_{FF}^i, \beta_{LL}^i, \beta_{RR}^i$ (79,98%, 62,51%, 79,49%, 84,59%, 69,85% und 82,13%) aufgrund der Überschätzung von der Realität teilweise abweichen und daher nicht akzeptabel sind, da sie potenzielle Fehlschlüsse bewirkten. Zur Behebung der potenziellen Fehlschlüsse wird eine Kovariable vorausgesetzt (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). So muss die Wahlbeteiligung als eine passende Kovariable im zweiten Simulationsverfahren verwendet werden, da die höhere oder niedrige Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden immer zur Veränderung der endgültigen Wahlergebnisse führte. Die erneuten Schätzwerte sind in folgender Tabelle 4.15 dargestellt.

Tabelle 4.15: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-2,394769415	15,89492	δ_{CC}	5,280206048	21,72937	γ_{FC}	0,135984782	23,41318	δ_{FC}	0,088331107	32,29644
γ_{CS}	-0,090592124	19,84187	δ_{CS}	-0,012578085	27,28064	γ_{FS}	-0,310061358	22,23813	δ_{FS}	0,524059367	30,64265
γ_{CG}	-0,620564337	18,29386	δ_{CG}	0,216284152	25,19198	γ_{FG}	-0,315246684	21,13665	δ_{FG}	0,271458794	29,12316
γ_{CF}	-1,372246487	19,77242	δ_{CF}	1,827890549	27,22178	γ_{FF}	-1,035750535	22,96217	δ_{FF}	1,589049231	31,6886
γ_{CL}	0,710201426	17,81273	δ_{CL}	-1,705666924	24,513	γ_{FL}	0,597131931	20,56329	δ_{FL}	-1,068833764	28,29302
γ_{CP}	0,059808315	17,10925	δ_{CP}	-1,128446667	23,56148	γ_{FP}	0,457018042	19,59354	δ_{FP}	-1,091036415	26,96443
γ_{SC}	-0,886488744	21,20722	δ_{SC}	1,410965016	29,35246	γ_{LC}	0,046492268	22,60827	δ_{LC}	0,002852641	31,16771
γ_{SS}	0,822717178	15,92637	δ_{SS}	0,201583243	21,94597	γ_{LS}	0,161119452	22,67301	δ_{LS}	-0,120350248	31,23331
γ_{SG}	-1,510223976	18,15554	δ_{SG}	1,52624849	25,05266	γ_{LG}	-0,388598752	21,87869	δ_{LG}	0,471698157	30,16585
γ_{SF}	-2,344611477	19,59014	δ_{SF}	3,101253491	27,05564	γ_{LF}	-0,288447416	22,43126	δ_{LF}	0,433143587	30,92726
γ_{SL}	0,485842919	17,69362	δ_{SL}	-1,317885305	24,39326	γ_{LL}	0,021020459	21,72009	δ_{LL}	-0,112013223	29,92651
γ_{SP}	-0,726879685	16,97484	δ_{SP}	-0,052047221	23,40832	γ_{LP}	-0,205803126	20,9937	δ_{LP}	0,070044475	28,94208
γ_{GC}	-0,178267108	22,73499	δ_{GC}	0,34229654	31,34685	γ_{RC}	0,628311596	21,52861	δ_{RC}	-0,108298245	29,88585
γ_{GS}	-0,223075231	22,62832	δ_{GS}	0,425696124	31,18336	γ_{RS}	-0,299700908	20,81877	δ_{RS}	0,730016625	28,71921
γ_{GG}	-0,405108865	21,82372	δ_{GG}	0,490201816	30,08359	γ_{RG}	-1,811712885	18,47825	δ_{RG}	2,009338792	25,52748
γ_{GF}	-0,516694396	22,60585	δ_{GF}	0,774671551	31,17507	γ_{RF}	-2,112175775	20,32465	δ_{RF}	3,009942404	28,13505
γ_{GL}	0,580247997	21,33586	δ_{GL}	-0,929582679	29,37263	γ_{RL}	-0,254884376	17,88497	δ_{RL}	-0,237121296	24,67773
γ_{GP}	0,276835212	20,48631	δ_{GP}	-0,674558375	28,20549	γ_{RP}	-1,472520758	17,13961	δ_{RP}	1,063884965	23,65343

Bei der obigen Tabelle 4.15 handelt es sich um Schätzergebnisse aller Parameter, die im zweiten Simulationsverfahren sowohl ohne die Kovariable (γ_{rc}) als auch mit der Kovariable (δ_{rc}) ausgerechnet wurden. Die Werte der Parameter $\delta_{CC}, \delta_{CF}, \delta_{CL}, \delta_{CP}, \delta_{SG}, \delta_{SF}, \delta_{SL}, \delta_{GF}, \delta_{GL}, \delta_{GP}, \delta_{FS}, \delta_{FL}, \delta_{FP}, \delta_{RS}, \delta_{RG}, \delta_{RF}$ stiegen an, beim Parameter δ_{RP} hingegen sank der Wert. Der Grund dafür ist, dass die Stärke aller Parameter bei der Simulation in unterschiedlichem Maße angepasst wurde. Trotzdem weichen die meisten

Werte der Parameter von dem Wert null ab und lediglich ein Teil nähert sich null. Folglich wirkte die Kovariable tatsächlich auf das Simulationsverfahren ein (Rosen et al. 2001; Ferree 2004). Die im zweiten Schritt simulierten Wählerströme sind in Tabelle 4.16 rekonstruiert worden.

Tabelle 4.16: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ (mit der Kovariable)

		Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2005 (Zweitstimmen)	CDU	0,36855285 (0,042459470)	0,139367373 (0,009952454)	0,08516934 (0,005500010)	0,14633947 (0,001226231)	0,07809607 (0,010605240)	0,055100579 (0,006276272)	0,127374319 (0,009237684)
	SPD	0,150807087 (0,003616623)	0,36419148 (0,006597737)	0,088021 (0,002593166)	0,13262363 (0,011383930)	0,081070912 (0,006049024)	0,053642394 (0,001512423)	0,129643502 (0,003435966)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,178434499 (0,001337276)	0,164430119 (0,001747861)	0,15179311 (0,001962380)	0,139162254 (0,003247097)	0,111496013 (0,004366556)	0,107393384 (0,003192922)	0,14729062 (0,000735960)
	FDP	0,137408323 (0,000350755)	0,173607953 (0,002337105)	0,12574755 (0,000521243)	0,173373947 (0,008940918)	0,129512194 (0,005842168)	0,101905464 (0,004670732)	0,15844457 (0,000943190)
	Die Linke	0,144602956 (0,000578316)	0,141780851 (0,001206184)	0,154918094 (0,002030432)	0,150382267 (0,001763287)	0,149918624 (0,001234362)	0,113578954 (0,000177514)	0,144818255 (0,000597432)
	Kleinparteien	0,201765937 (0,007435755)	0,214916515 (0,001759259)	0,103070368 (0,003955283)	0,18549213 (0,013719580)	0,093343305 (0,004096644)	0,066268655 (0,000271075)	0,135143093 (0,004653064)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die Angaben der vorliegenden 7x7-Tabelle stellen die Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) im Modell „Zweitstimmen (2005) – Zweitstimmen (2009)“ dar (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten und zweiten Zeile wird das Wahlverhalten der Wähler beider Großvolksparteien festgestellt. Zunächst stimmten 36,86% ehemaliger CDU-Wähler wieder für die CDU, aber 14,63% für die FDP, 13,94% für die SPD und jeweils unter 13% für die übrigen Parteien. Dann wählten 36,19% ehemaliger SPD-Wähler nochmals die SPD, aber 15,09% die CDU, 13,26% die FDP und jeweils unter 13% die übrigen Parteien. Aus den Ergebnissen geht hervor, dass die Wähler beider Großvolksparteien mit ihren Zweitstimmen in nur geringem Maße zu sonstige Parteien wechselten. Damit verhielten sie sich relativ loyal. Trotz der hohen Parteiloyalität erwarben die CDU und die SPD dieses Mal jeweils nur ca. 36% der Zweitstimmen ehemaliger CDU- bzw. SPD-Wähler. Ihre Zweitstimmen gaben sie einer mittleren Partei z.B. der FDP oder irgendeiner Kleinpartei, sodass die mittleren Parteien und die Kleinparteien in diesem Falle überraschenderweise eine größere Chance beim Wahlkampf haben, die Zweitstimmen ehemaliger Wähler beider

Großvolksparteien zu erhalten. Folglich sind die Wählerströme dieses Mal innerhalb beider Großvolksparteien oder zwischen Großvolksparteien und mittleren Parteien bzw. den Kleinparteien erkennbar.

In den weiteren Zeilen votierten 15,18% ehemaliger Grünen-Wähler wieder für die Grünen, aber 17,84% für die CDU, 16,44% für die SPD und jeweils weniger als 15% für die übrigen Parteien. 17,33% ehemaliger FDP-Wähler wählten wieder die FDP, 17,36% die SPD, 15,84% die Kleinparteien und 13,74% die CDU sowie jeweils unter 13% die übrigen Parteien. 14,99% ehemaliger Linke-Wähler stimmten erneut für die Linkspartei, jeweils rund 15% für die Grünen und die FDP sowie jeweils weniger als 15% für die übrigen Parteien inkl. der CDU und der SPD. 21,49% ehemaliger Wähler der Kleinparteien gaben ihre Zweitstimmen in 2009 der SPD, aber 20,18% der CDU und 18,55% der FDP sowie jeweils unter 14% den übrigen Parteien. Aus obigen statistischen Beschreibungen ist zu ersehen, dass die Wähler mittlerer Parteien zwar einen hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe besaßen, aber sich zum Teil auch sehr wechselbereit zeigten. Trotzdem änderten sie ihre Stimmen mehr zugunsten mittlerer Parteien und der Kleinparteien, z.B. entschieden sich die meisten ehemaligen Linke-Wähler mit ihren Zweitstimmen wieder für die Linkspartei oder sie wanderten zu den Grünen oder der FDP ab. Auch die ehemaligen FDP-Wähler bevorzugten entweder die FDP oder die SPD, aber erstaunlicherweise nicht die nahestehende CDU. Nur die Grünen-Wähler änderten ihre Wahlentscheidungen ohne bestimmte politische Bindung zugunsten beider Großvolksparteien, wobei die CDU mehr von den ehemaligen Grünen-Wählern profitierte als die SPD. Das Ergebnis der Kleinparteien bildet eine Ausnahme, denn 20% bzw. 18% ihrer ehemaligen Wähler gaben den zwei Großvolksparteien und der FDP ihre Zweitstimmen. Diese Wähler tendierten bei der Zweitstimmenabgabe zum Großteil zu den beiden Großvolksparteien. So kann man

hier die in unterschiedliche Richtungen verlaufenden Wählerströme feststellen, die sowohl innerhalb mittlerer Parteien als auch zwischen den Kleinparteien und beiden Großvolksparteien bzw. mittleren Parteien entstanden. Aus den obigen Analyseergebnissen lässt sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien akzeptiert wurden.

Um die Forschungshypothesen zu überprüfen, sind die Schätzergebnisse unter Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ wiederum zu betrachten. 36% bis 37% ehemaliger SPD- und CDU-Wähler hielten stets an beiden Großvolksparteien fest. Daneben erhielt die CDU noch 14% bis 20% der Zweitstimmen ehemaliger Wähler der übrigen Parteien; die SPD erhielt erneut 14% bis 21% der Zweitstimmen ehemaliger Wähler der übrigen Parteien. Trotz des gesunkenen Stabilitätsgrads kann hier nicht davon ausgegangen werden, dass die Wähler beider Großvolksparteien bei der Zweitstimmenabgabe systematisch zu kleineren Parteien abwanderten, da die Wählerschaft beider Großvolksparteien eine hohe Parteiloyalität besaßen. Die CDU und SPD gewannen bei der nationalen Zwischenwahl auch voneinander ihren jeweiligen Amts- und Oppositionsbonus hinzu, wobei sie gleichzeitig bei der Zweitstimmenabgabe durch die Einstufung der Wahlebene und den Wahlzyklus beeinflusst wurden (Dinkel 1977; Reif 1984; Marsch 1998; Burkhart 2004; Decker 2006). Im Gegensatz zu Großvolksparteien verhielten sich die Wähler der kleineren Parteien und der Kleinparteien dieses Mal treuer als früher. Auch als Regierungspartei erhielt die FDP 17% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 13% bis 19% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien, sodass sie trotz gesunkener Parteiloyalität bei der nationalen Zwischenwahl noch zusätzlich von ehemaligen Wählern unterschiedlicher Parteien inkl. beider Großvolksparteien den Amtsbonus hinzugewann.

Die Grünen bekamen 15% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 10% bis 15% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien, der FDP und der Linkspartei. Die Linkspartei erhielt 15% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 11% bis 13% von ehemaligen Grünen- und FDP-Wählern. Die Piratenpartei erschienen erstmals in 2009 und wurde bei der Zweitstimmenabgabe von 10% bis 11% ehemaliger FDP-, Grünen- und Linke-Wähler unterstützt. Bei Oppositionsparteien blieb die Parteiloyalität immer noch niedrig und sie profitierten kaum vom „Testwahleffekt“ (Dinkel 1977; Decker 2006; Schubert 2011). Dennoch profitierten sie jeweils voneinander ohne bestimmte Parteipräferenzen durch Zuwanderer der anderen Parteien. Vonseiten beider Großvolksparteien aber geschah dies in geringem Maße. Schließlich absorbierten die Kleinparteien zwar nur 14% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern, jedoch wurden sie ebenso von 13% bis 16% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien, insbesondere von ca. 13% ehemaliger CDU- und SPD-Wähler gewählt. Diese Kleinparteien profitierten vom „Testwahleffekt“ und bekamen gleichzeitig bei der nationalen Zwischenwahl den großen Vorteil ohne bestimmte Parteiidentifikation von ehemaligen Wählern aller Parteien. Im Modell „Zweitstimmen (2005) – Zweitstimmen (2009)“ findet man einen reduzierten Zweitstimmenanteil beider Großvolksparteien vor, da die Wähler bei der Zweitstimmenabgabe sehr wahrscheinlich für mittlere Parteien oder die Kleinparteien zum Experimentieren derer Potentiale stimmten (Dinkel 1977; Sturm 1999). So ist hier ein verändertes Wahlverhalten deutlich zu sehen. Aus der obigen Betrachtung kann gefolgert werden, dass durch diese Annahmen die Schätzergebnisse des Modells nicht richtig erklärt werden können, da die Regierungsparteien trotz des verminderten Stabilitätsgrads ihrer Wähler ihre Zweitstimmen nur teilweise unter Einfluss des „Testwahleffekts“ (Mid-Term-Effekts) einbüßten. Die Hypothesen H1 und H3 sind nicht haltbar.

2. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl 2010

Die Fallbeispiele der Wählerströme bei der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl NRW 2010 sind geeignete Standardfälle für die Wählerstromanalysen und zur Überprüfung der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“, da das Wahlverhalten und die Wahlentscheidung auf der Bundes- und Landeswahlebene oft deutlich schwankt, d.h. es entstehen häufig Wechselbewegungen der Wähler zwischen Bundes- und Landeswahlen. Aus diesem Grund werden die Fälle durch das bayesianische Modell analysiert und weiterhin in Form beider Arten von RxC-Tabellen⁴¹ mittels eines auf dem hierarchischen Multinomial-Dirichlet-Modell und der Methode Monte-Carlo-Markov-Ketten beruhenden bayesianischen Modells untereinander dargestellt (Cowles/Carlin 1996; King et al. 1999; Browne/Draper 2000; Rosen et al. 2001: 137-138). Anhand der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ wird erklärt, ob sie den Schätzergebnissen des bayesianischen Modells entsprechen.⁴² In den folgenden Fallbeispielen 2.1 bis 2.4 werden die Hypothesen H1 und H2 überprüft.

2.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und den Erststimmen bei der Landtagswahl 2010

Tabelle 4.17: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	3,94164346	6,630858	γ_{FC}	1,37652313	10,36025
γ_{CS}	-0,84370919	16,09182	γ_{FS}	-0,70395112	16,514993
γ_{CG}	0,48733756	14,408499	γ_{FG}	1,11203661	11,908832
γ_{CF}	-0,09665021	17,393407	γ_{FF}	1,59313376	8,115811
γ_{CL}	-0,47934807	16,053727	γ_{FL}	-0,15272961	16,123626
γ_{CP}	2,59616705	7,312432	γ_{FP}	0,79646568	18,009321
γ_{SC}	-1,03681329	14,720885	γ_{LC}	-0,97472161	15,943902
γ_{SS}	3,72625311	6,740993	γ_{LS}	1,6480113	13,676511
γ_{SG}	0,54741631	11,940033	γ_{LG}	-0,14800648	17,995178
γ_{SF}	-0,9870324	15,751591	γ_{LF}	-0,75118398	17,651964
γ_{SL}	0,32385656	15,070731	γ_{LL}	1,40255801	12,584154
γ_{SP}	2,19866087	7,976282	γ_{LP}	1,99064649	12,461875
γ_{GC}	-0,74065738	17,739439	γ_{RC}	-0,81375158	16,547445
γ_{GS}	2,04995706	9,856263	γ_{RS}	-0,65881637	17,708116
γ_{GG}	2,3156339	9,524125	γ_{RG}	-0,63561096	17,194749
γ_{GF}	-0,43179255	19,325777	γ_{RF}	-0,64965313	17,261898
γ_{GL}	0,08830607	18,583171	γ_{RL}	-0,44981045	17,997838
γ_{GP}	-0,59720389	19,010358	γ_{RP}	5,39798821	9,39423

⁴¹ Die mit der Kovariable und ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse.

⁴² In diesem Falle sind die vorangegangene Bundestagswahl 2009 als unabhängige Variable und die nachfolgende Landtagswahl 2010 als abhängige Variable zur Analyse zu setzen. Die Höhe der Wahlbeteiligung beträgt in 2010 in 396 Gemeinden durchschnittlich 60% und beeinflusst den Stabilitäts- oder Wechselgrad der Stimmabgabe für die Parteien, sodass die Wahlbeteiligung in 2010 als Kovariable eingesetzt wird. Im Folgenden 7x7-Tabellen werden alle Schätzergebnisse dargestellt.

Die Tabelle 4.17 schildert die Parameter (γ_{rc}), die ohne die Kovariable im ersten Schritt geschätzt wurden. Abgesehen der Parameterwerte von γ_{CG} , γ_{CF} , γ_{CL} , γ_{SL} , γ_{GF} , γ_{GL} , γ_{FL} , γ_{LG} , γ_{RL} befinden sich die meisten Parameterwerte sehr weit von null entfernt, sodass diese Parameter im ersten Schritt akzeptabel aussehen (Rosen et al. 2001).

Tabelle 4.18: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“ (ohne die Kovariable)

		Landtagswahl 2010 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)	CDU	0,75060186 (0,009564745)	0,006424264 (0,001215028)	0,017395323 (0,006511996)	0,014152274 (0,003285707)	0,008873343 (0,001966456)	0,1874024 (0,015411310)	0,015150534 (0,002395163)
	SPD	0,005707161 (0,000869187)	0,75715487 (0,026600460)	0,024396294 (0,004757404)	0,006832313 (0,000680785)	0,026506937 (0,009022576)	0,16146293 (0,028569760)	0,017939494 (0,001908786)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,02459244 (0,004542509)	0,30422948 (0,090042540)	0,48108738 (0,066708040)	0,03994138 (0,012079680)	0,06615352 (0,041620790)	0,031739772 (0,009873994)	0,052256023 (0,006009195)
	FDP	0,18551477 (0,042352230)	0,03402489 (0,017782490)	0,22029424 (0,040508850)	0,28360752 (0,022565070)	0,05272251 (0,014474060)	0,16179638 (0,068585200)	0,06203968 (0,010163460)
	Die Linke	0,019088148 (0,005895750)	0,27806065 (0,112657710)	0,04885195 (0,018119260)	0,027031145 (0,010102154)	0,1885621 (0,063960180)	0,3852299 (0,181177200)	0,05317611 (0,011731790)
	Kleinparteien	0,001701648 (0,000615998)	0,001889016 (0,000764753)	0,002088604 (0,000781112)	0,001999846 (0,000743337)	0,002535878 (0,000951305)	0,985917446 (0,005087073)	0,003867562 (0,001379227)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Aus Tabelle 4.18 lassen sich alle ohne die Kovariable aus dem bayesianischen Modell resultierenden Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) ansehen, bei denen beispielsweise $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{RP}^i$ (75,06%, 75,72%, 98,59%) extrem überschätzt und $\beta_{RC}^i, \beta_{RS}^i, \beta_{RG}^i, \beta_{RF}^i, \beta_{RL}^i, \beta_{RR}^i$ (0,17%, 0,19%, 0,21%, 0,2%, 0,25%, 0,39%) auffällig unterschätzt wurden. Die falschen Schätzungen entsprechen nicht der Realität und führen zu un-plausiblen Schlussfolgerungen, weswegen das Simulationsverfahren mittels der Kovariable erneut durchgeführt werden muss (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Aufgrund der deutlichen Auswirkung der Höhe der Wahlbeteiligung auf die tatsächlichen Wahlergebnisse und den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe wurde die Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden als eine Kovariable im zweiten Schritt verwendet und in Tabelle 4.19 rekonstruiert.

Tabelle 4.19: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-1,81480219	10,84705	δ_{CC}	5,38693252	17,99759	γ_{FC}	-0,33392859	16,09265	δ_{FC}	0,86857083	27,03118
γ_{CS}	-0,49978027	13,97172	δ_{CS}	0,73643229	23,4213	γ_{FS}	-0,13701483	15,6688	δ_{FS}	0,3992763	26,29758
γ_{CG}	-1,09667348	12,68329	δ_{CG}	1,09042776	21,27963	γ_{FG}	-0,54703698	14,99911	δ_{FG}	0,7996142	25,17933
γ_{CF}	-0,49072644	12,11036	δ_{CF}	-0,15463405	20,31891	γ_{FF}	-0,05764958	14,40899	δ_{FF}	-0,14607187	24,15745
γ_{CL}	-0,15826447	12,05382	δ_{CL}	-0,78608532	20,20748	γ_{FL}	0,14192876	14,28092	δ_{FL}	-0,53029878	23,92096
γ_{CP}	-0,47520354	11,8316	δ_{CP}	-0,4982515	19,83976	γ_{FP}	0,03020488	13,92601	δ_{FP}	-0,48661231	23,32935
γ_{SC}	-0,42708966	14,90908	δ_{SC}	0,69113926	25,07901	γ_{LC}	0,04834189	15,72788	δ_{LC}	0,03129951	26,38896
γ_{SS}	0,10765262	12,96983	δ_{SS}	1,67999665	21,68839	γ_{LS}	0,15779344	15,83301	δ_{LS}	-0,04254406	26,56218
γ_{SG}	-1,23768496	13,25905	δ_{SG}	1,49896723	22,28188	γ_{LG}	-0,4009372	15,13441	δ_{LG}	0,59391471	25,41539
γ_{SF}	-0,63145098	12,6148	δ_{SF}	0,21752808	21,18467	γ_{LF}	-0,26112785	14,71027	δ_{LF}	0,25324023	24,69119
γ_{SL}	-0,24070656	12,54966	δ_{SL}	-0,43849517	21,05389	γ_{LL}	-0,02600348	14,6756	δ_{LL}	-0,1474494	24,61683
γ_{SP}	-0,5320316	12,25192	δ_{SP}	-0,19331056	20,56038	γ_{LP}	-0,22308213	14,35633	δ_{LP}	0,06721357	24,08818
γ_{GC}	0,07683108	15,63573	δ_{GC}	-0,01211446	26,23219	γ_{RC}	-0,54002392	14,08157	δ_{RC}	1,6464518	23,8321
γ_{GS}	-0,26534326	15,703	δ_{GS}	0,62139623	26,3599	γ_{RS}	-0,18376222	13,13576	δ_{RS}	1,19176105	22,19874
γ_{GG}	-0,41973934	15,20483	δ_{GG}	0,66252009	25,52158	γ_{RG}	-2,11926518	12,52706	δ_{RG}	2,87107221	21,11335
γ_{GF}	0,05610131	14,69261	δ_{GF}	-0,26613287	24,62549	γ_{RF}	-1,51342023	11,9103	δ_{RF}	1,55672072	20,05699
γ_{GL}	0,17994495	14,6422	δ_{GL}	-0,49027951	24,5232	γ_{RL}	-1,09068316	11,82308	δ_{RL}	0,80509812	19,89091
γ_{GP}	0,20185943	14,36053	δ_{GP}	-0,63739837	24,05004	γ_{RP}	-1,65891291	11,63095	δ_{RP}	1,47710926	19,55808

In Tabelle 4.19 stehen zwei Arten der Schätzergebnisse, bei denen die ohne die Kovariable (γ_{rc}) und die mit der Kovariable (δ_{rc}) im zweiten Schritt simulierten Parameter parallel dargestellt sind. Aufgrund dessen, dass alle Parameter in unterschiedlichem Maße ausgeglichen wurden, ist die Stärke der Parameter δ_{CC} , δ_{CS} , δ_{CL} , δ_{SC} , δ_{SS} , δ_{SG} , δ_{GS} , δ_{GG} , δ_{GP} , δ_{FC} , δ_{FG} , δ_{FL} , δ_{LG} , δ_{RC} , δ_{RS} , δ_{RG} und δ_{RF} erheblich gestiegen und gleichzeitig die der Parameter δ_{CG} , δ_{RL} , δ_{RP} gesunken. Trotzdem weichen die meisten Parameter weit von null ab und befinden sich nur teilweise in der Nähe des Wertes null. Folglich sind die meisten Parameter plausibel. Damit wirkte sich die Kovariable im zweiten Simulationsverfahren deutlich auf die meisten Koeffizienten aus (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Alle erneut simulierten Arten der Wählerströme zwischen den Parteien sind in Tabelle 5 rekonstruiert worden.

Tabelle 4.20: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“ (mit der Kovariable)

		Landtagswahl 2010 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)	CDU	0,52052095 (0,055532650)	0,11597342 (0,010623790)	0,077875693 (0,005975709)	0,05875104 (0,007646220)	0,063449675 (0,009952826)	0,054989614 (0,007993192)	0,1084396 (0,013376860)
	SPD	0,118698201 (0,000810949)	0,4043069 (0,013690700)	0,10037703 (0,002766562)	0,07851343 (0,002205031)	0,084104289 (0,004780509)	0,070939227 (0,003261276)	0,143060872 (0,005406422)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,136312953 (0,000267416)	0,171311828 (0,004377291)	0,159045869 (0,004347244)	0,129954105 (0,001697744)	0,133106675 (0,003037626)	0,11966162 (0,003502551)	0,150606949 (0,000226059)
	FDP	0,196097245 (0,005581827)	0,158373293 (0,001273057)	0,147799295 (0,003767852)	0,11938909 (0,001872790)	0,124772287 (0,004045274)	0,110070225 (0,003361052)	0,143498561 (0,001343696)
	Die Linke	0,149307071 (0,000539221)	0,149979564 (0,001019424)	0,152495871 (0,003191411)	0,139770616 (0,000847551)	0,128458238 (0,001462765)	0,128076623 (0,000262515)	0,151912017 (0,000755094)
	Kleinparteien	0,242428917 (0,003204357)	0,256427203 (0,001618941)	0,116044722 (0,007741747)	0,078541404 (0,000744720)	0,081699325 (0,001904403)	0,077059557 (0,000462382)	0,147798872 (0,008630366)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In Tabelle 4.20 weist das Modell „Erststimmen (2009) – Erststimmen (2010)“ die plausible Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) auf, die durch das bayesianische Simulationsverfahren im zweiten Schritt rekonstruiert wurde. Diese Übergangswahrscheinlichkeiten deuten den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe und alle möglichen Wählerströme zwischen Parteien an (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten Zeile lässt sich feststellen, dass 52,05% ehemaliger Wähler der CDU ihre Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und bei der Landtagswahl 2010 für die CDU, 11,6% für die SPD und 10,84 für die Kleinparteien sowie jeweils unter 10% für die Grünen, die Linkspartei, die FDP und die Piratenpartei stimmten. In der zweiten Zeile gaben 40,43% ehemaliger SPD-Wähler ihre Erststimmen in 2010 der SPD, aber 11,87% der CDU, 10,04% den Grünen und 14,31% den Kleinparteien sowie jeweils weniger als 9% den übrigen Parteien. Dies hat zur Folge, dass mindestens 40% bis 50% der Wähler beider Großvolksparteien stets über einen hohen Stabilitätsgrad in ihren Stimmabgaben verfügten und mit einer festen Parteiloyalität an beiden Großvolksparteien festhielten. Die CDU- oder SPD-Anhänger änderten ihre politischen Tendenzen auf der Landeswahlebene zwar nicht oft, doch sind 10% bis 15% ehemaliger Wähler als Wechselwähler bei der Landtagswahl 2010 aufgetaucht. Sie wanderten mit ihren Erststimmen entweder zu einer anderen Großvolkspartei oder den Kleinparteien ab. Daran werden die Wählerströme zwischen der CDU, der SPD und den Kleinparteien bei der Landtagswahl 2010 besonders deutlich.

In den weiteren Zeilen wird das Wahlverhalten der Grünen-, FDP-, und Linke-Wählerschaft dargestellt. In Tabelle 4 scheinen die Parameter (δ_{rc}) von den Grünen, der FDP und der Linkspartei zwar weniger signifikant zu sein, jedoch können die Wählerströme bei mittleren Parteien ebenfalls durch eine Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix eindeutig interpretiert werden. Hier wird zuerst gezeigt, dass 15,9% ehe-

maliger Grünen-Wähler wieder für die Grünen votierten, aber 17,13% für die SPD, 15,06% für die Kleinparteien und jeweils weniger als 14% für sonstige Parteien. Dann entschieden sich 11,93% ehemaliger FDP-Wähler noch für die FDP, aber 19,61% für die CDU, 15,84 für die SPD und jeweils ca. 14% für die Grünen und die Kleinparteien sowie 11% für die Piratenpartei. 12,85% ehemaliger Linke-Wähler wählten nochmals die Linkspartei, jeweils rund 15% die CDU, die SPD, die Grünen und die Kleinparteien und jeweils weniger als 13% die übrigen Parteien. Die Wähler der mittleren Parteien bewegten sich wegen ihrer niedrigen Loyalität zwischen ihren gewählten Parteien und den zwei Großvolksparteien. Interessanterweise gaben diese Wähler entsprechend ihrer Parteiidentifikation den Kandidaten einer nahestehenden Großvolkspartei ihre Erststimmen, z.B. wurden dieses Mal die SPD von 17% ehemaliger Grünen-Wähler und die CDU von 20% ehemaliger FDP-Wähler gewählt.

In der letzten Zeile entschieden sich 14,78% ehemaliger Wähler der Kleinparteien in 2010 wieder für Kleinparteien, dagegen wechselten 26,64% zur SPD, 24,24% zur CDU und jeweils weniger als 12% zu den übrigen Parteien. In diesem Falle könnten alle Kleinparteien als eine gemeinsame Partei analysiert werden. Zuerst erkennt man beim Wahlverhalten der Wähler der Kleinparteien, dass sie auf der Landeswahlebene nicht unbedingt immer die Kleinparteien den Vorzug gaben; sie stimmten trotz der Nachrangigkeit der regionalen Nebenwahl unter Einfluss der vorangegangenen Bundeswahl 2009 auch für beide Großvolksparteien. Daraus folgt, dass beide Großvolksparteien zusätzlich die Erststimmen ehemaliger Wähler der Grünen, der FDP und der Linkspartei sowie der Kleinparteien hinzugewinnen konnten. Damit tauchten die Wechselwähler entsprechend dem Schätzergebnis bei Wählern mittlerer Parteien z.B. der Grünen, der FDP und der Linkspartei oft auf.

Diese Wechselwähler verursachten erhebliche Wählerströme zwischen mittleren Par-

teien und beiden Großvolksparteien. Des Weiteren kann in diesem Modell noch die politische Tendenz, dass die mittleren Parteien und die Kleinparteien von Wählern bei der Erststimmenabgabe oft als zweitrangig bewertet werden, damit begründet werden, dass diese Wähler ihre Erststimmen bei einer nachfolgenden Wahl, unabhängig davon, ob es eine regionale Nebenwahl oder nationale Hauptwahl ist, tendenziell primär den Kandidaten einer Großvolkspartei gaben. Aus den obigen Analysenergebnissen lässt sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien haltbar sind.

Zur Überprüfung der Forschungshypothesen sind die Schätzergebnisse im Hinblick der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ nochmals zu analysieren. Laut diesen Annahmen kämen die Landtags- und Bundestagswahlen zu ähnlichen Resultaten, wenn die Landtagswahl in zeitlicher Nähe zur Bundestagswahl stünde, weil sich während des „Honeymoons“ einer neuen Bundesregierung (Bestätigungseffekt) die Wähler noch im „Schatten“⁴³ der Bundestagswahl befinden (Detterbeck 2006:11; Wüst/Tausendpfund 2009). Unter der Berücksichtigung, dass die Bundestagswahl 2009 in zeitlicher Nähe zur Landtagswahl 2010 lag, sieht man, dass die CDU als größte Regierungspartei 52% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 12% bis 24% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien erwarb. So wurden die CDU-Wähler von der vorangegangenen Bundestagswahl 2009 beeinflusst und änderten ihr Wahlverhalten nicht.

Die CDU gewann bei der nachrangigen regionalen Wahl ebenfalls den großen Amtsbonus hinzu. Die SPD erhielt mit 40% einen niedrigeren Erststimmenanteil von ihren

⁴³ Das bedeutet, dass die Wähler ihre Wahlentscheidungen kurzzeitig noch unter Einfluss der vorangegangenen Bundestagswahl 2009 nicht änderten.

ehemaligen Wählern sowie 12% bis 27% von ehemaligen Wählern aller Parteien. Trotz des niedrigeren Erststimmenanteils verdiente SPD noch ihren großen Oppositionsbonus von ehemaligen Wählern aller Parteien, insbesondere der Kleinparteien. Weiterhin bekam die FDP lediglich 12% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 13% bis 14% von ehemaligen Grünen- und Linke-Wählern. Davon büßte die FDP ihre Erststimmen ein und als ein Regierungsmitglied verdiente sie zusätzlich nur den kleinen Amtsbonus von ehemaligen Grünen- und Linke-Wählern. So gerieten die FDP-Wähler nicht unter den positiven Einfluss der Bundestagswahl 2009 oder des Bestätigungseffekts.

Gleiches ist bei der Opposition zu sehen, die Grünen erhielten nur 16% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 10% bis 15% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien. Obwohl die Grünen-Wähler eine relativ hohe Parteiloyalität hatten, verdienten die Grünen nur einen relativ höheren Vorteil bei der nationalen Zwischenwahl. Die Linkspartei erhielt 13% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie 12% bis 13% von ehemaligen FDP- und Grünen-Wählern. Die Piratenpartei wurde von 11% bis 12% der ehemaligen FDP-, Grünen- und Linke-Wählern unterstützt. Die beiden mittleren Parteien konnten ihren Erststimmenanteil nicht erfolgreich beibehalten. Trotzdem bekamen sie den kleinen Oppositionsgewinn durch Zuwanderer aus manchen mittleren Parteien. Die kleineren Oppositionsparteien profitierten nicht von der regionalen Nebenwahl. Schließlich wurden die Kleinparteien von 15% ihrer ehemaligen Wähler sowie 10% bis 15% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien gewählt, so absorbierten die Kleinparteien insbesondere die Wähler, die mit beiden Großvolksparteien und mittleren Parteien unzufrieden waren (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999). Als Oppositionsbonus gewannen diese Kleinparteien bei der Zwischenwahl mehrere Zuwanderer aus allen Parteien hinzu.

Aus obigen Betrachtungen über das Wahlverhalten der Wählerschaft der mittleren Parteien und der Kleinparteien folgt, dass diese Wähler nach ihrer Parteiidentifikation ihre Erststimmen treu und zugunsten der Kandidaten beider Großvolksparteien gaben, sich aber zu Ungunsten ihrer ursprünglich gewählten mittleren Parteien oder Kleinparteien verhielten. Damit erfuhr die CDU keinen Amtsmalus und die SPD profitierte bei der Nicht-Zwischenwahl aufgrund des „Testwahleffekts“ von den übrigen mittleren Parteien oder den Kleinparteien. Durch die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ kann dieses Wahlverhalten nicht festgestellt werden, da diese Annahmen den Schätzergebnissen beider Großvolksparteien, der FDP und der Grüne entgegenstehen. Die Hypothesen H1 und H2 sind inakzeptabel.

2.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und den Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010

Tabelle 4.21: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	0,95979447	2,299115	γ_{FC}	0,23179305	14,557533
γ_{CS}	-2,7329187	10,54287	γ_{FS}	-1,41501164	15,533687
γ_{CG}	-2,24525162	10,489547	γ_{FG}	0,09793831	14,26994
γ_{CF}	-2,01633855	9,807778	γ_{FF}	0,44595796	12,975398
γ_{CL}	-3,03462061	10,603308	γ_{FL}	-1,41438189	15,392837
γ_{CR}	-3,49155192	9,821728	γ_{FR}	-2,00927803	14,370934
γ_{SC}	-2,9804969	11,194843	γ_{LC}	-1,40030332	16,33071
γ_{SS}	0,89075688	3,241206	γ_{LS}	1,41261003	15,389216
γ_{SG}	-1,51944407	8,397261	γ_{LG}	-0,41990007	18,733971
γ_{SF}	-2,82247586	11,328921	γ_{LF}	-0,97991679	17,037509
γ_{SL}	-2,16971135	10,657987	γ_{LL}	0,08082045	17,295308
γ_{SR}	-3,2058756	10,421518	γ_{LR}	-1,52897523	15,856755
γ_{GC}	-1,18269867	15,508634	γ_{RC}	-4,14525637	9,601756
γ_{GS}	0,62351074	12,271002	γ_{RS}	-3,65501165	9,837326
γ_{GG}	1,33341021	10,602526	γ_{RG}	-3,90352334	10,063119
γ_{GF}	-0,23622086	15,348109	γ_{RF}	-3,92951047	9,789114
γ_{GL}	-0,64401966	15,817523	γ_{RL}	-3,57069148	9,211143
γ_{GR}	-1,41119771	14,809605	γ_{RR}	-4,45902618	8,738167

Die Tabelle 4.21 zeigt alle Parameter (γ_{rc}) und deren Werte, die ohne die Kovariable im ersten Schritt ausgerechnet wurden. Außer den Parameterwerten von γ_{FC} , γ_{FG} , γ_{FF} , γ_{LG} , γ_{LL} halten die meisten Parameterwerte einen großen Abstand zu null. Damit scheinen diese Parameter im ersten Schritt ganz signifikant zu sein (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004).

Tabelle 4.22: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ (ohne die Kovariable)

		Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)	CDU	0,65301298 (0,012289090)	0,015764365 (0,001216461)	0,027203487 (0,003929462)	0,034675721 (0,003457087)	0,011978673 (0,000361841)	0,007516592 (0,000185641)	0,249848176 (0,007671626)
	SPD	0,013095049 (0,001556179)	0,625334493 (0,004539019)	0,052244992 (0,006407681)	0,0151363 (0,000899655)	0,029099042 (0,001267438)	0,01046105 (0,000192936)	0,254629075 (0,004899886)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,037943816 (0,006574162)	0,24046162 (0,036912950)	0,42721656 (0,044599480)	0,08709593 (0,010133900)	0,060230726 (0,004159502)	0,02759029 (0,000894319)	0,11946105 (0,007612980)
	FDP	0,2306205 (0,067584930)	0,043026959 (0,006535539)	0,19959331 (0,044501780)	0,27898624 (0,024960940)	0,042535273 (0,003050047)	0,024062379 (0,001058569)	0,18117534 (0,019286540)
	Die Linke	0,033188734 (0,002937166)	0,5036839 (0,032103540)	0,09429849 (0,016380050)	0,04777907 (0,003154557)	0,14870344 (0,011968950)	0,029667866 (0,001002489)	0,1426785 (0,010667070)
	Kleinparteien	0,013871251 (0,001008048)	0,023092602 (0,001512264)	0,018776626 (0,001197887)	0,017634629 (0,000729721)	0,02477751 (0,000893661)	0,010267928 (0,000168702)	0,89157945 (0,002414120)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In der Tabelle 4.22 stehen alle ohne die Kovariable und aus dem bayesianischen Modell berechneten Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i), wobei β_{CC}^i , β_{SS}^i , β_{RR}^i (65,3%, 62,53%, 89,16%) die erwarteten Werte überschreiten und β_{CP}^i (0,75%) unterschätzt wurde. Folglich widersprechen diese Übergangswahrscheinlichkeiten der Realität und verursachen dadurch Fehlschlüsse.

Aus diesem Grund müssen alle Wahldaten mittels der Kovariable im Rahmen des bayesianischen Modells wiederholt simuliert werden, um mögliche Fehler zu beheben (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der Annahme, dass die Wahlbeteiligung einen gewissen Einfluss auf die Wahlergebnisse und den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe hat, wurde die Höhe der Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden daher als eine Kovariable im zweiten Simulationsverfahren eingesetzt. Die erneut berechneten Parameterwerte stehen in Tabelle 4.23.

Tabelle 4.23: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-0,7933181	9,379741	δ_{CC}	3,77425866	15,510841	γ_{FC}	0,30720863	16,870016	δ_{FC}	-0,03065576	28,231205
γ_{CS}	-0,23933511	15,195309	δ_{CS}	0,51173479	25,373504	γ_{FS}	0,06181564	16,470151	δ_{FS}	0,21795569	27,542293
γ_{CG}	-1,17836535	12,498949	δ_{CG}	1,06146667	20,902934	γ_{FG}	-0,51018684	14,589391	δ_{FG}	0,60247641	24,428988
γ_{CF}	-0,95878041	12,087229	δ_{CF}	0,50933221	20,196531	γ_{FF}	-0,65298947	14,096371	δ_{FF}	0,71605388	23,570833
γ_{CL}	-0,43258365	11,863955	δ_{CL}	-0,53912832	19,801813	γ_{FL}	-0,22198376	13,762606	δ_{FL}	-0,13417373	22,978159
γ_{CR}	2,89174177	12,533591	δ_{CR}	-2,60306194	21,026363	γ_{FR}	0,21013921	17,360178	δ_{FR}	0,23629715	29,045056
γ_{SC}	-0,22714778	15,679693	δ_{SC}	0,5400095	26,275718	γ_{LC}	0,31101836	16,216565	δ_{LC}	-0,29781275	27,09791
γ_{SS}	1,48165147	12,668856	δ_{SS}	-0,60505679	21,245442	γ_{LS}	0,32617939	16,46101	δ_{LS}	-0,19894925	27,501835
γ_{SG}	-1,42316647	12,866103	δ_{SG}	1,65064122	21,556045	γ_{LG}	-0,35179103	14,856855	δ_{LG}	0,42455989	24,89045
γ_{SF}	-0,94103641	12,409799	δ_{SF}	0,60414789	20,776268	γ_{LF}	-0,10090277	14,452571	δ_{LF}	-0,11505754	24,203395
γ_{SL}	-0,42434027	12,189114	δ_{SL}	-0,3774977	20,378855	γ_{LL}	0,14458161	14,241192	δ_{LL}	-0,59691142	23,824324
γ_{SR}	2,34453752	15,508441	δ_{SR}	-2,02198331	26,070346	γ_{LR}	0,97226966	16,727239	δ_{LR}	-1,22609047	27,928806
γ_{GC}	0,33445735	16,033366	δ_{GC}	-0,33350121	26,802681	γ_{RC}	-0,33051979	16,226994	δ_{RC}	0,78714693	27,241788
γ_{GS}	-0,04359135	16,204736	δ_{GS}	0,34999226	27,111326	γ_{RS}	0,24756649	16,272102	δ_{RS}	-0,1632475	27,237831
γ_{GG}	-0,12837581	14,951241	δ_{GG}	0,08318386	25,022175	γ_{RG}	-1,50033343	12,972698	δ_{RG}	1,73293175	21,751443
γ_{GF}	0,52940687	14,50567	δ_{GF}	-1,15079452	24,254225	γ_{RF}	-1,27830194	12,54996	δ_{RF}	1,18348828	21,021037
γ_{GL}	0,14959753	14,242608	δ_{GL}	-0,60101417	23,771622	γ_{RL}	-0,92061879	12,338543	δ_{RL}	0,45535255	20,63782
γ_{GR}	0,21231516	16,571612	δ_{GR}	0,04895305	27,737795	γ_{RR}	4,49309882	12,383157	δ_{RR}	-3,98809327	20,937324

Aus Tabelle 4.23 geht das Signifikanzniveau aller neu ausgerechneten Parameterwerte und Standardabweichungen hervor, wobei die mit der Kovariable nochmals simulierten Parameter δ_{rc} und deren Werte anstatt der ohne die Kovariable berechneten Parameter γ_{rc} im Vergleich dargestellt sind. Da die Parameter in unterschiedlichem Maße mittels der Kovariable kompensiert wurden, verringerten sich zunächst die Parameterwerte von δ_{CC} , δ_{CS} , δ_{CG} , δ_{CL} , δ_{SC} , δ_{SG} , δ_{GF} , δ_{GL} , δ_{FG} , δ_{FF} , δ_{LL} , δ_{LR} , δ_{RC} und δ_{RG} . Danach vermehrten sich δ_{CF} , δ_{CR} , δ_{SF} , δ_{SR} , δ_{RF} und δ_{RR} . Trotz der Vermehrung bzw. Verringerung der Schätzwerte im zweiten Simulationsverfahren weichen die meisten Parameterwerte ziemlich bzw. relativ weit von null ab, sodass die meisten Parameter noch plausibel bleiben. Die Kovariable wirkte damit beim wiederholten Simulationsverfahren für Wählerstromanalysen mit (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Die Rekonstruktion der im zweiten Schritt simulierten Wählerströme wird in Tabelle 4.24 dargestellt.

Tabelle 4.24: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ (mit der Kovariable)

		Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Erststimmen)	CDU	0,36623396 (0,046224460)	0,135236555 (0,001859865)	0,052495516 (0,000759578)	0,050057536 (0,000689361)	0,04812976 (0,002733160)	0,07512687 (0,039533910)	0,2727198 (0,002584890)
	SPD	0,117548479 (0,005935781)	0,296037353 (0,000630158)	0,069190178 (0,006887377)	0,05045716 (0,002720150)	0,047681398 (0,000539756)	0,095951957 (0,019170450)	0,32313347 (0,002662111)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,157019171 (0,001467976)	0,201457719 (0,004082721)	0,11797736 (0,001029178)	0,068895003 (0,003101153)	0,123598746 (0,002597538)	0,157001734 (0,001258318)	0,174050267 (0,000796358)
	FDP	0,141110165 (0,001574715)	0,1797293 (0,000067304)	0,09574961 (0,001571610)	0,135278953 (0,002892057)	0,113321947 (0,001778092)	0,1165396 (0,000104437)	0,218270423 (0,001147963)
	Die Linke	0,18490896 (0,000291729)	0,226675614 (0,000629033)	0,12453381 (0,003732080)	0,096356659 (0,000622002)	0,085609643 (0,001247968)	0,15648872 (0,005244074)	0,125426588 (0,001799049)
	Kleinparteien	0,08704104 (0,012504370)	0,057516859 (0,005909745)	0,038247559 (0,007116425)	0,03314044 (0,005369720)	0,03671097 (0,004779370)	0,059270037 (0,042209980)	0,6880731 (0,006545042)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In Tabelle 4.24 wird das Modell „Erststimmen (2009) – Zweitstimmen (2010)“ dargestellt und die rekonstruierte Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) für Wählerstromanalysen bei der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl 2010 erörtert (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Daraus lässt sich die politische Tendenz bezüglich der Wählerströme erkennen, dass zunächst in der ersten Zeile 36,62% ehemaliger CDU-Wähler mit ihren Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und mit ihren Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 die CDU, 13,52% die SPD, 27,27% die Kleinparteien sowie 5% bis 8% die übrigen Parteien wählten. Auffällig ist, dass 27,27% ehemaliger CDU-Wähler bei der Landtagswahl in 2010 nicht mehr der CDU oder der SPD ihre Stimmen gaben, sondern den Kleinparteien. Trotz des hohen Wechselgrads (über 60%) war der Stabilitätsgrad bei CDU-Wählern höher als bei den übrigen Parteien. In der zweiten Zeile stimmten 29,6% ehemaliger SPD-Wähler mit ihren Zweitstimmen bei der Landtagswahl NRW 2010 wieder für die SPD und nur 11,75% für die CDU; 32,31% stimmten für die Kleinparteien.

Der Zweitstimmenanteil, den die SPD von ehemaligen Grünen-, FDP-, Linke- und Piraten-Wählern hinzugewann, beträgt lediglich 5% bis 10%. Die CDU und SPD erhielten voneinander 10% der Zweitstimmen ehemaliger SPD- bzw. CDU-Wähler, aber

60% bis 70% ihrer ehemaligen Wähler wanderten bei der nachfolgenden Landtagswahl zu mittleren Parteien und den Kleinparteien ab. Anhand der politischen Tendenz bezüglich der Wählerströme kann aus den obig erläuterten Analysen geschlussfolgert werden, dass die meisten Wähler beider Großvolksparteien stets an ihrer gewählten Großvolkspartei festhielten. Interessant ist, dass sie eher kaum mittlere Parteien oder den Kleinparteien in Erwägung zogen und meistens zu einer anderen Großvolkspartei abwanderten, insofern sie wegen ihrer Unzufriedenheit von ihrer gewählten Großvolkspartei abwanderten (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999). Demnach gelang es den mittleren Parteien und den Kleinparteien nicht, einen großen Zweitstimmenanteil von ehemaligen Wählern beider Großvolksparteien zu erhalten.

In der dritten Zeile gaben 11,8% ehemaliger Grünen-Anhänger ihre Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 wieder den Grünen, aber 20,15% der SPD, 15,7% der CDU und jeweils weniger als 17% allen sonstigen Parteien. Aus den Schätzergebnissen geht hervor, dass die Grünen-Anhänger einen niedrigen Stabilitätsgrad hinsichtlich ihres Wahlverhaltens aufweisen und ihre Zweitstimmen zum Großteil zu der SPD und der CDU abwanderten. Diese Wähler wählten meistens die Großvolksparteien, sodass die übrigen Parteien nur wenig von ehemaligen Grünen-Wählern profitierten. In der vierten Zeile stimmten 13,53% ehemaliger FDP-Wähler in 2010 für die FDP, aber 18% für die SPD, 14,11% für die CDU und 21,85% für die Kleinparteien sowie 9% bis 10% für die übrigen Parteien. Das Wahlverhalten der FDP-Wähler zeigt, dass sie als Wechselwähler mit einem niedrigen Stabilitätsgrad ihre Zweitstimmen bei der nachfolgenden Wahl erkennbar beiden Großvolksparteien gaben. Die fünfte Zeile beschreibt das Wahlverhalten der Linke-Wähler, wobei nur 8,56% ehemaliger Anhänger in 2010 wieder die Linkspartei unterstützten. Trotzdem wanderten 22,67% zur SPD, 18,49 zur CDU und jeweils weniger als 15% zu den übrigen Parteien ab. Ihr niedriger

Stabilitätsgrad hatte zur Folge, dass ihre Erststimmen zum großen Teil auf die SPD und die CDU übertragen wurden. Auf das instabile Wahlverhalten der Wählerschaft der mittleren Parteien erfolgten die Wählerströme offensichtlich zwischen mittleren Parteien und den beiden Großvolksparteien, vor allem der SPD.

In der letzten Zeile stimmten 68,8% ehemaliger Wähler der Kleinparteien mit ihren Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 wieder für die Kleinparteien, aber nur 8,70%, 5,75% bzw. unter 6% derer ehemaligen Wähler wanderten zur CDU, SPD und den übrigen Parteien ab. Die Großvolksparteien profitierten davon nicht. Ähnliches ist bei mittleren Parteien zu beobachten, sie wurden jeweils von nur weniger als 8% der ehemaligen Wähler der Kleinparteien gewählt. Betrachtet man die Kleinparteien als eine gemeinsame Partei, so hatten ihre Wähler einen viel höheren Stabilitätsgrad als die Wähler beider Großvolksparteien. Trotzdem blieb der Wechselgrad bei 40% dieser Wähler noch sehr hoch, ohne bestimmte Parteitendenz wanderten sie zu unterschiedlichen Parteien ab. Aus den oben beschriebenen Analyseergebnissen lässt sich durch Veränderung des Wahlverhaltens bei den Kleinparteien feststellen, dass die Wählerströme zwischen den Kleinparteien und allen übrigen Parteien nur im kleinen Maße erkennbar sind. Die Kleinparteien beinhalten ebenfalls die Parteien, die neu etabliert wurden oder rechtsextrem sind oder sich noch unter der Fünf-Prozent-Hürde befanden. Demnach wurden diese Kleinparteien von manchen ehemaligen Wählern infolge der regionalen oder bundesweiten politischen Themen auf der Landesebene gewählt, damit diese Kleinparteien im Rahmen des Systems der Verhältniswahl in den Landtag einziehen können. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien akzeptiert wurden.

Im Folgenden wird die Konsequenz aus den Simulationsergebnissen unter den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ für die Forschungshypothesen überprüft. Anhand der Simulationsergebnisse ist zu erkennen, dass die CDU 37% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern, 12% bis 18% von ehemaligen Wählern der SPD, der FDP, der Grünen und der Linkspartei bekam. Die SPD erhielt 30% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 14% bis 23% von ehemaligen Wählern der CDU, der FDP, der Grünen und der Linkspartei. Der Stabilitätsgrad der CDU ist zwar um 6% höher als bei der SPD (30%), jedoch erhielt die SPD die Mehrheit der Zweitstimmen der ehemaligen Wähler aller mittleren Parteien. Im Bezug zur Annahme aus der „Second-Order-Election-Theorie“ sollte in diesem Falle kein „Mid-Term-Effekt“ oder ein Amtsmalus vorliegen. Allerdings kamen sowohl der Stimmenverlust bei der CDU wie im „Mid-Term-Effekt“ als auch ein Amtsmalus vor, obwohl sie noch einen wesentlichen Anteil an Zuwanderern aus allen Parteien hinzugewann (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006). Bei der SPD hingegen ist zu erkennen, dass die Stabilität der Stimmenabgabe ihrer Wähler zwar niedriger als bei der CDU war, jedoch wurde die SPD sowohl von 13% der ehemaligen CDU-Wähler als auch von der Mehrheit der ehemaligen Wähler mittlerer Parteien gewählt. So erhielt die SPD noch den großen Oppositionsbonus bei der „Nicht-Zwischenwahl“.

Bei Wählern der mittleren Parteien blieben der Stabilitätsgrad und deren Parteiloyalität ganz niedrig. Die FDP als Regierungsmitglied bekam 14% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern und 10% von ehemaligen Linke-Wählern, sodass sie den frühzeitigen Amtsmalus erfuhr, so als ob sie im „Mid-Term-Blue“ bei der Zwischenwahl geraten wäre (Dinkel 1977; Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Die Grünen erhielten 12% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern und 10% bis 12% von ehemaligen FDP- und Linke-Wählern; die Linkspartei erhielt 9% von ihren ehe-

maligen Wählern sowie 11% bis 12% von ehemaligen FDP- und Grünen-Wählern. Die Piratenpartei gewann jeweils 10% bis 16% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der SPD, der FDP, der Linkspartei und der Grünen. Die drei kleineren Oppositionsparteien absorbierten voneinander von den ehemaligen Wählern Zweitstimmen, wobei nur die Piratenpartei einen Vorteil von ehemaligen Wählern der Grünen, der FDP und der Linkspartei erfuhr. Die Grünen und die Linkspartei befanden sich unter dem Einfluss der Bundestagswahl 2009.

Die Kleinparteien bilden eine Ausnahme und erhielten 68% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 32% von ehemaligen SPD-Wählern, 27% von ehemaligen CDU-Wählern sowie 13% bis 22% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien. Sie bekamen die meisten Wähler hinzu, welche aus allen Parteien zuwanderten, als ob sie bei der Zwischenwahl gewesen wären. Aus den Erläuterungen geht hervor, dass die Wähler trotz der zeitlichen Nähe zur Bundestagswahl 2009 ihr Wahlverhalten veränderten und dies zu einem systematisch veränderten Ergebnis wie bei der Zwischenwahl führte. Demnach konnte der Wahlzyklus wegen der zeitlichen Nähe zwischen beiden Wahlen nicht dazu führen, dass sich die Wähler unter dem Einfluss der Bundestagswahl 2009 den Regierungsparteien näherten (Dinkel 1977; Reif 1984; Marsch 1998; Burkhart 2004; Decker 2006). Durch die Annahmen (H1 und H2) lässt sich nur das Wahlverhalten der Wähler der Kleinparteien feststellen.

2.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und den Erststimmen bei der Landtagswahl 2010

Tabelle 4.25: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	2,95791264	9,402423	γ_{FF}	-1,68256359	7,291322
γ_{CS}	-1,80374283	15,242522	γ_{FL}	-2,99830643	10,771891
γ_{CG}	-1,39522343	16,062753	γ_{FP}	-3,74698574	9,904751
γ_{CF}	-0,98563641	17,437739	γ_{LC}	-2,28119651	14,662329
γ_{CL}	-1,5924568	15,571536	γ_{LS}	-0,1605194	19,425238
γ_{CP}	-2,34609378	13,968503	γ_{LG}	-1,79073447	15,570655
γ_{SC}	-1,74633581	17,054711	γ_{LF}	-1,71560466	15,677168
γ_{SS}	3,16323821	15,798008	γ_{LL}	-0,57811168	14,568346
γ_{SG}	-1,29828494	17,759871	γ_{LP}	-2,49179118	13,842789
γ_{SF}	-1,30652046	17,712063	γ_{RC}	-0,53118959	18,897795
γ_{SL}	-0,73284502	19,274288	γ_{RS}	0,2734118	23,789784
γ_{SP}	-1,85847466	16,716505	γ_{RG}	-0,08867993	21,48555
γ_{GC}	-1,17721734	16,56674	γ_{RF}	-0,11525765	21,174199
γ_{GS}	0,15313068	17,02686	γ_{RL}	-0,03581583	21,658335
γ_{GG}	1,6098446	11,210275	γ_{PP}	-0,93878927	16,899868
γ_{GF}	-0,95341267	17,0717	γ_{RC}	-4,55082215	9,376295
γ_{GL}	-1,08962639	16,71133	γ_{RS}	-4,04680672	9,792492
γ_{GP}	-1,90836975	14,766967	γ_{RG}	-4,23365822	9,377086
γ_{FC}	-1,944921	12,022925	γ_{RF}	-4,0153327	9,399947
γ_{FS}	-2,96051708	10,957532	γ_{RL}	-3,84383468	9,592739
γ_{FG}	-2,62409125	11,029221	γ_{RP}	-4,80918146	8,63717

Die Tabelle 4.25 beschreibt alle ohne die Kovariable aus erstem bayesianischen Simulationsverfahren resultierenden Parameter(γ_{rc}) für jede Partei. Außer γ_{GS} , γ_{LS} , γ_{RS} , γ_{RG} , γ_{RF} , γ_{RL} zeigen alle Parameterwerte eine große Entfernung vom Wert null, womit diese signifikanten Parameter im ersten Schritt als plausibel anzusehen sind (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004).

Tabelle 4.26: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“ (ohne die Kovariable)

		Landtagswahl 2010 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)	CDU	0,90258845 (0,010672080)	0,007487436 (0,000758674)	0,01146374 (0,001038170)	0,017722871 (0,001656142)	0,00954404 (0,000602450)	0,004528048 (0,000226603)	0,046665411 (0,008017267)
	SPD	0,006532614 (0,000799347)	0,90955058 (0,020626050)	0,010404225 (0,001130229)	0,01030172 (0,001284610)	0,017757951 (0,002735103)	0,005915024 (0,000659845)	0,03953789 (0,014434780)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,035422074 (0,002680184)	0,13600652 (0,022494420)	0,6019195 (0,027986000)	0,046423883 (0,006128822)	0,041136089 (0,002876673)	0,018024532 (0,000985921)	0,12106739 (0,013899750)
	FDP	0,09531568 (0,018064910)	0,034229589 (0,002387376)	0,04696263 (0,003408860)	0,119652055 (0,006176045)	0,032902181 (0,000983177)	0,015693341 (0,000437354)	0,65524452 (0,017385050)
	Die Linke	0,03415785 (0,002302852)	0,2943487 (0,073047000)	0,056151728 (0,006348964)	0,059986486 (0,002976908)	0,19356307 (0,009765560)	0,027882382 (0,001393318)	0,33390981 (0,056158420)
	Piraten	0,09662374 (0,006146840)	0,20903496 (0,034397580)	0,16209622 (0,029013970)	0,14429821 (0,006343630)	0,158647872 (0,008228404)	0,064798527 (0,000981402)	0,164500458 (0,003206579)
	Kleinparteien	0,009905434 (0,000652463)	0,015723125 (0,000732225)	0,013403572 (0,001115266)	0,016457275 (0,000413213)	0,019723931 (0,000474381)	0,007509851 (0,000108888)	0,917276812 (0,001772075)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In Tabelle 4.26 sind die ohne die Kovariable aus dem ersten bayesianischen Simulationsverfahren ausgerechneten Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) dargestellt, wobei bei β_{CC}^i , β_{SS}^i , β_{GG}^i , β_{RR}^i (90,25%, 90,96%, 60,19%, 91,73%) zu hoch und β_{CS}^i ,

$\beta_{CL}^i, \beta_{CP}^i, \beta_{SC}^i, \beta_{SP}^i, \beta_{RC}^i, \beta_{RP}^i$ (0,75%, 0,95%, 0,45%, 0,65%, 0,59, 0,99%, 0,75%) zu niedrig geschätzt wurden. Infolgedessen weichen diese Übergangswahrscheinlichkeiten von der Realität ab und führen zum Missverständnis in den Analysen. In diesem Falle müssen die tatsächlichen Wahldaten mit der Kovariable im bayesianischen Simulationsverfahren erneut berechnet werden (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Unter Berücksichtigung einer gewissen Auswirkung der Wahlbeteiligung auf den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe wird die Höhe der Wahlbeteiligung im zweiten Simulationsverfahren als eine Kovariable gesetzt. Die erneut ausgerechneten Parameterwerte sind in Tabelle 4.27 dargestellt.

Tabelle 4.27: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-1,91013661	12,28581	δ_{CC}	5,6304038	20,40416	γ_{FF}	-0,07027462	13,62808	δ_{FF}	-0,33284241	22,82068
γ_{CS}	0,03249225	14,41502	δ_{CS}	-0,15951412	24,16653	γ_{FL}	0,32534739	13,51168	δ_{FL}	-1,06572148	22,60684
γ_{CG}	-0,73838238	12,90795	δ_{CG}	0,54567688	21,65729	γ_{FP}	0,0243342	13,12417	δ_{FP}	-0,75168644	21,96252
γ_{CF}	-0,38275712	12,41174	δ_{CF}	-0,27709867	20,81218	γ_{LC}	-0,18166282	15,83273	δ_{LC}	0,43878402	26,58123
γ_{CL}	-0,05430011	12,34905	δ_{CL}	-0,88586715	20,69452	γ_{LS}	0,34079254	16,03883	δ_{LS}	-0,27825359	26,90543
γ_{CP}	-0,33546228	12,09849	δ_{CP}	-0,63324971	20,28426	γ_{LG}	-0,44728153	15,02562	δ_{LG}	0,65940033	25,23829
γ_{SC}	-0,60900185	15,56121	δ_{SC}	1,0417018	26,19297	γ_{LF}	-0,22114431	14,57276	δ_{LF}	0,14440078	24,45898
γ_{SS}	0,23749231	14,35228	δ_{SS}	1,38700567	24,05877	γ_{LL}	-0,03544558	14,55164	δ_{LL}	-0,16994801	24,40572
γ_{SG}	-1,06981603	13,48528	δ_{SG}	1,26751782	22,65918	γ_{LP}	-0,23061457	14,20107	δ_{LP}	0,03382899	23,82677
γ_{SF}	-0,5456124	12,87099	δ_{SF}	0,14446511	21,60308	γ_{RC}	0,09286752	15,50627	δ_{RC}	-0,12153904	26,01358
γ_{SL}	-0,15257132	12,81056	δ_{SL}	-0,50950267	21,48315	γ_{RS}	0,06313836	15,49944	δ_{RS}	-0,0592526	26,00179
γ_{SP}	-0,54777664	12,49489	δ_{SP}	-0,07715184	20,9582	γ_{RG}	0,04199625	15,34273	δ_{RG}	-0,08807979	25,74019
γ_{GC}	-0,11110836	15,96461	δ_{GC}	0,37509702	26,81392	γ_{RF}	0,05376634	15,2222	δ_{RF}	-0,13815803	25,53154
γ_{GS}	-0,14194249	15,96063	δ_{GS}	0,53915679	26,80644	γ_{RL}	0,18373761	15,20806	δ_{RL}	-0,36026774	25,50303
γ_{GG}	-0,53713736	15,07861	δ_{GG}	0,82732294	25,31591	γ_{PP}	0,26421351	15,11142	δ_{PP}	-0,52632673	25,34155
γ_{GF}	-0,07423488	14,37766	δ_{GF}	-0,14713337	24,08466	γ_{RC}	-0,48696744	13,83065	δ_{RC}	1,73559887	23,43395
γ_{GL}	0,27567368	14,29917	δ_{GL}	-0,74057112	23,9345	γ_{RS}	-0,20703733	12,48514	δ_{RS}	1,44655306	21,12316
γ_{GP}	0,09208197	13,94639	δ_{GP}	-0,5728688	23,34212	γ_{RG}	-1,87127851	12,39549	δ_{RG}	2,3694966	20,88986
γ_{FC}	-0,71496098	16,65724	δ_{FC}	1,88687227	28,005	γ_{RF}	-1,44580542	11,83051	δ_{RF}	1,3981821	19,90923
γ_{FS}	-0,45502564	15,72357	δ_{FS}	1,01293702	26,41578	γ_{RL}	-1,06035876	11,76447	δ_{RL}	0,70409345	19,78233
γ_{FG}	-0,48290342	14,34689	δ_{FG}	0,54429395	24,07095	γ_{RP}	-1,47344401	11,57087	δ_{RP}	1,12218819	19,45525

Aus der obigen Tabelle 4.27 gehen die sowohl ohne die Kovariable (γ_{rc}) als auch mit der Kovariable (δ_{rc}) simulierten Parameterwerte hervor. Wegen des asymmetrischen Ausgleichs durch die Kovariable erhöhten sich die Parameterwerte von $\delta_{CC}, \delta_{CL}, \delta_{CP}, \delta_{SC}, \delta_{SG}, \delta_{SL}, \delta_{GS}, \delta_{GG}, \delta_{GL}, \delta_{GF}, \delta_{FC}, \delta_{FS}, \delta_{FG}, \delta_{FL}, \delta_{FP}, \delta_{LG}, \delta_{PP}, \delta_{RC}, \delta_{RS}, \delta_{RG}$ und gleichzeitig verminderten sich $\delta_{RF}, \delta_{RL}, \delta_{RP}$ geringfügig. Somit bleiben manche Parameter, wie z.B. die Parametergruppen der Grünen, der Linkepartei und der Piratenpartei schwach. Trotzdem befinden sich die meisten Parameterwerte ziemlich weit

vom Wert null entfernt. Das bedeutet, dass die Plausibilität dieser Parameterwerte bestätigt wurde und dass sich die Kovariable auf das zweite Simulationsverfahren korrigierend auswirkte (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Die erneut simulierten Möglichkeiten der Wählerströme sind in Tabelle 4.28 rekonstruiert worden.

Tabelle 4.28: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010“ (mit der Kovariable)

		Landtagswahl 2010 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)	CDU	0,51475714 (0,061691450)	0,09946324 (0,012443250)	0,07973919 (0,007712170)	0,064546982 (0,008549721)	0,06343747 (0,010065290)	0,056674424 (0,008349353)	0,12138155 (0,014590120)
	SPD	0,158737694 (0,002082486)	0,352330761 (0,009521538)	0,108191203 (0,002445265)	0,079352271 (0,002089932)	0,081981286 (0,004504918)	0,078369313 (0,002830406)	0,141037473 (0,004624047)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,143541587 (0,001950834)	0,140788874 (0,002928124)	0,15511827 (0,005159250)	0,147041002 (0,001346112)	0,129031516 (0,004516727)	0,136088673 (0,003769523)	0,148390082 (0,000409703)
	FDP	0,24575586 (0,015138270)	0,168106133 (0,004000779)	0,11398377 (0,000435008)	0,113965569 (0,003955962)	0,102545998 (0,006835264)	0,10903733 (0,005774240)	0,146605341 (0,002982941)
	Die Linke	0,177789966 (0,002373011)	0,151068119 (0,002705296)	0,146211661 (0,003357558)	0,1241187 (0,000064778)	0,127425393 (0,001682791)	0,120654001 (0,000521403)	0,152732138 (0,000884184)
	Piraten	0,145419259 (0,000293985)	0,155313955 (0,000735876)	0,14290041 (0,000497341)	0,145666591 (0,000189244)	0,132287541 (0,001109706)	0,115257837 (0,001801909)	0,163154407 (0,001195231)
	Kleinparteien	0,235367191 (0,004363276)	0,326125481 (0,001999754)	0,089327159 (0,004142902)	0,071333376 (0,000287074)	0,071794516 (0,001886422)	0,05802107 (0,000467673)	0,148031208 (0,008432084)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Im Rahmen des Modells „Zweitstimmen (2009) – Erststimmen (2010)“ beschreibt die Tabelle 4.28 die Rekonstruktion der Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) der Wählerströme (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten Zeile gaben 51,48% ehemaliger CDU-Wähler ihre Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 der CDU und jeweils weniger als 12% den sonstigen Parteien einschließlich der SPD. In der zweiten Zeile votierten 35,23% ehemaliger SPD-Wähler wiederum für die SPD, 15,87% für die CDU und jeweils weniger als 10% für sonstige Parteien. Aus der Tendenz in Bezug auf Wählerströme wird geschlussfolgert, dass die Wählerströme zwischen beiden Großvolksparteien und den übrigen Parteien nur wenig vorgekommen sind, da die Hälfte der CDU-Wähler und über 30% der SPD-Wähler mit einem hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe nicht von ihren gewählten Großvolkspartei abwanderten. Tendenziell wanderten sie primär zu einer anderen Großvolkspartei und dann sekundär zu einer mittleren Partei oder einer Kleinpartei ab.

In den weiteren Zeilen stellt das Wahlverfahren der Wähler der Grünen, der Linke-

partei und der Piratenpartei durchschnittliche Analyseergebnisse dar. Davon wählten 15,51% ehemaliger Grünen-Wähler wieder die Grünen, aber jeweils weniger als 15% alle übrigen Parteien. Die 11,4% ehemaliger FDP-Wähler stimmten wieder für die FDP, 24,58% für die CDU, 16,81% für die SPD und 14,84% für die Kleinparteien sowie 12% für die übrigen Parteien. 12,74% ehemaliger Linke-Wähler entschieden sich erneut für die Linkspartei, aber 17,78% für die CDU, 15,11 für die SPD und 15,27% für die Kleinparteien und jeweils weniger als 15% für die übrigen Parteien. 11,53% ehemaliger Piratenpartei-Wähler präferierten nochmals die Piratenpartei, aber 16,32% die Kleinparteien und 15,53% die SPD sowie jeweils weniger als 15% die übrigen Parteien. Folglich lässt sich hier feststellen, dass der Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe bei Grünen-, Linke- und Piraten-Wählern niedriger war. Sie wechselten mit ihren Erststimmen nach ihrer Parteiidentifikation meist tendenziell zu einer Großvolkspartei und teilweise zu einer Kleinpartei.

Die Grünen-Wähler bilden eine Ausnahme, da sich noch über 15% der ehemaligen Grünen-Wähler wieder für die Grünen entschieden und gleichzeitig 12% bis 15% zu allen anderen Parteien abwanderten. Im Vergleich zu den übrigen mittleren Parteien verfügten die Grünen-Wähler über eine höhere Parteiloyalität auf der Landesebene. Schließlich lässt sich aus der letzten Zeile ersehen, dass 14,8% ehemaliger Wähler der Kleinparteien wieder für die Kleinparteien votierten. 32,61% entschieden sich hingegen für die SPD, 23,53% für die CDU und jeweils weniger als 9% für alle übrigen Parteien. Auffällig ist, dass die SPD von ehemaligen Wählern der Kleinparteien fast 10% mehr hinzugewann als die CDU, dagegen erhielten die mittleren Parteien von ehemaligen Wählern der Kleinparteien jeweils unter 10%. Insgesamt lässt sich bei den Wählerströmen deutlich feststellen, dass sie sich meistens zwischen mittleren Parteien bzw. den Kleinparteien und beiden Großvolksparteien zeigten. Inner-

halb beider Großvolksparteien traten sie wenig auf. Aus den obigen Analysenergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien akzeptabel sind.

Im Folgenden wird die Überprüfung der Forschungshypothesen anhand der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ weiter durchgeführt. Aus der betreffenden Annahme geht hervor, dass sich der zeitliche Faktor gar nicht auf das Wahlverhalten auswirke, wenn beide aufeinanderfolgenden Wahlen in zeitlicher Nähe zueinander stehen. Damit befänden sich die meisten Wähler noch im Schatten der Bundestagswahl und die Nachrangigkeit der regionalen Wahl bliebe ohne Auswirkungen (Detterbeck 2006:11; Wüst/Tausendpfund 2009). Anhand dieser Annahme wird festgestellt, dass sich die Wähler zwar bei der Bundestagswahl 2009 in ihrer Entscheidung nicht nur übermäßig auf eine Partei konzentrierten, sondern sich separat für eine der bundesweiten Parteien entschieden. Bei der Landtagswahl 2010 jedoch wählte ein Großteil die CDU. Der Erststimmenanteil der CDU betrug 52% und ist um 16% höher als bei der SPD. Auch erhielt sie 18% bis 25% der Erststimmen von ehemaligen Wählern der Linkspartei, der Kleinparteien und der FDP. Demnach befanden sich die CDU-Wähler bei der Erststimmenabgabe noch unter dem Einfluss der Bundestagswahl 2009 und ihr Wahlverhalten änderte sich nicht. Die Wahlebene hatte keinen auf die CDU-Wähler, da die CDU bei der regionalen Nebenwahl einen großen Amtsbonus hatte wie auch bei der Zwischenwahl.

Bei SPD-Wählern ist eine solide Parteiloyalität erkennbar. 35% der ehemaligen SPD-Wähler votierten wieder für die SPD. Außerdem erhielt die SPD 16% bis 33% der Erststimmen von ehemaligen Wählern der CDU, der Piratenpartei und der Kleinparteien. Der Erststimmenanteil, den die SPD von ehemaligen CDU-Wählern erhielt,

ist um 6% höher als der Erststimmenanteil, den die CDU von ehemaligen SPD-Wählern bekam. Die SPD profitierte deutlich von den ehemaligen Wählern aller Parteien bei der regionalen Nebenwahl, sodass die Einstufung der Wahlebene das Wahlverhalten der Wähler beeinflusste. Bei den mittleren Parteien wird gezeigt, dass die FDP 11% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 12% bis 15% von ehemaligen Linke-, Piraten- und Grünen-Wählern bekam. Sie behielt nur einen niedrigen Erststimmenanteil für ihre Kandidaten und verdiente ohne bestimmte Parteiidentifikation den kleinen Amtsbonus von ehemaligen Wählern mancher mittlerer Parteien, sodass ihre Wähler unter dem Einfluss der Wahlebene der nachrangigen regionalen Wahl zu unterschiedlichen Parteien abwanderten.

Die Grünen erhielten 16% von ihren ehemaligen Wählern sowie 11% bis 15% von ehemaligen Wählern der SPD, der FDP, der Linkspartei und der Piratenpartei. Die Linkspartei erhielt 13% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern und jeweils 10% bis 13% von ehemaligen FDP-, Grünen- und Piraten-Wählern. Die Piratenpartei bekam 12% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie jeweils 11% bis 14% von ehemaligen FDP-, Linke- und Grünen-Wählern. Bei kleineren Oppositionsparteien kam ein Stimmenverlust vor, sodass sie einerseits nicht erfolgreich ihre Wähler mobilisierten und andererseits die Zuwanderer aus sonstigen Parteien nicht absorbierten. Sie gerieten unter den Einfluss der Bundestagswahl 2009. Schließlich wurden die Kleinparteien von 15% ihrer ehemaligen Wähler, sowie von 12% bis 16% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien gewählt.

Diese Kleinparteien, erhielten noch einen kleinen Oppositionsbonus von ehemaligen Wählern aller Parteien einschließlich zwei Großvolksparteien, obwohl ihre Wähleranteile auf der Landeswahlebene abgenommen haben. Trotzdem profitierten sie bei der nachrangigen regionalen Wahl kaum davon. Aus den obenstehenden Betrachtungen ist

zu folgern, dass sich die ehemaligen Wähler der mittleren Parteien und der Kleinparteien auch bei zwei zeitlich nahestehenden Wahlen zu einer nahestehenden Großvolkspartei abwanderten. Die Wähler der Regierungsparteien befanden sich zum Teil noch im „Honeymoon“ der neuen Bundesregierung, aber sie wanderten – wie bei der Zwischenwahl – teilweise zur Opposition ab. So stimmen die Annahmen (H1 und H2) meistens mit dem Schätzergebnis über die CDU und teilweise mit den Ergebnissen über die Grünen und die Kleinparteien überein, da die Vor- oder Nachrangigkeit der Wahlebene und der elektorale Wahlzyklus hier keinen erheblichen Einfluss zu haben schienen (Dinkel 1977; Reif 1984; Marsch 1998; Burkhart 2004; Decker 2006).

2.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und den Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010

Tabelle 4.29: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	1,88826154	4,556003	γ_{FF}	-0,99199041	5,760628
γ_{CS}	-2,16463691	12,799161	γ_{FL}	-2,87786371	11,089877
γ_{CG}	-2,18574448	12,769349	γ_{FP}	-3,38571851	10,226274
γ_{CF}	-1,73870563	14,101371	γ_{LC}	-2,2096887	15,955206
γ_{CL}	-2,38446271	12,489134	γ_{LS}	-0,05060459	24,383966
γ_{CP}	-2,85194978	11,48306	γ_{LG}	-1,70941677	17,065835
γ_{SC}	-2,45331383	14,620465	γ_{LF}	-1,67777164	17,049983
γ_{SS}	2,04478461	11,106372	γ_{LL}	-0,55834196	17,56093
γ_{SG}	-1,87982284	15,533839	γ_{LP}	-2,21649996	15,525629
γ_{SF}	-2,00284952	15,317277	γ_{PC}	-0,53561809	18,922408
γ_{SL}	-1,4732168	17,142478	γ_{PS}	0,27072414	23,643791
γ_{SP}	-2,40681328	14,171893	γ_{PG}	-0,08441662	21,58684
γ_{GC}	-1,11182434	16,659308	γ_{PF}	-0,13552827	21,009698
γ_{GS}	-0,21411397	18,325035	γ_{PL}	-0,09568426	21,339785
γ_{GG}	2,14809093	10,772755	γ_{PP}	-0,78232543	17,542787
γ_{GF}	-0,56371667	17,905617	γ_{RC}	-4,46727079	9,492922
γ_{GL}	-0,83525335	17,151323	γ_{RS}	-3,92698088	9,892323
γ_{GP}	-1,46386178	15,326887	γ_{RG}	-4,19951259	9,443283
γ_{FC}	-1,97483721	12,816125	γ_{RF}	-4,06555738	9,541821
γ_{FS}	-2,64076735	11,274503	γ_{RL}	-3,8749761	9,683889
γ_{FG}	-2,49793659	11,325383	γ_{RP}	-4,60053002	8,708614

In Tabelle 4.29 sind die ohne die Kovariable im ersten Schritt zuerst ausgerechneten Parameter (γ_{rc}) dargestellt, wobei außer γ_{GS} , γ_{LS} , γ_{PS} , γ_{PG} , γ_{PF} , γ_{PL} die die meisten Parameterwerte eine große Distanz zu null haben. Somit sind diese Parameterwerte im ersten Schritt akzeptabel (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004).

Tabelle 4.30: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ (ohne die Kovariable)

		Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)	CDU	0,81038008 (0,007847546)	0,013399249 (0,000867209)	0,013709684 (0,000495055)	0,021915826 (0,001258123)	0,011377225 (0,000387704)	0,007121065 (0,000118938)	0,122096872 (0,007673965)
	SPD	0,008823336 (0,000554564)	0,83345409 (0,021709560)	0,015464438 (0,000846293)	0,013953798 (0,000607463)	0,024052954 (0,000877233)	0,009267746 (0,000400487)	0,09498364 (0,020013460)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,02709861 (0,001108434)	0,064199588 (0,005940356)	0,71839154 (0,013361790)	0,047803868 (0,005063216)	0,037457128 (0,001177766)	0,019320764 (0,000530748)	0,085728499 (0,004822361)
	FDP	0,0781931 (0,012832870)	0,040803677 (0,002069526)	0,046733489 (0,001707864)	0,209127936 (0,006836452)	0,032236359 (0,000650028)	0,0195346 (0,000260787)	0,57337084 (0,017594190)
	Die Linke	0,035077339 (0,001885764)	0,2715737 (0,072811200)	0,059518115 (0,003921781)	0,06033197 (0,003679370)	0,1839981 (0,006358660)	0,035587771 (0,001689906)	0,35391297 (0,063742270)
	Piraten	0,09627291 (0,004679461)	0,20958769 (0,014618390)	0,15658444 (0,011104690)	0,142998406 (0,005784719)	0,152948216 (0,004250245)	0,077068496 (0,001164767)	0,164539835 (0,002261686)
	Kleinparteien	0,010660804 (0,000515741)	0,017625256 (0,000562284)	0,013735868 (0,000514777)	0,015712012 (0,000405051)	0,019268927 (0,000268582)	0,009175257 (0,000101169)	0,913821876 (0,001470285)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In Tabelle 4.30 sind alle ohne die Kovariable aus den tatsächlichen Wahldaten im Simulationsverfahren ergebenden Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) zu erkennen, wobei $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{GG}^i, \beta_{RP}^i$ (81,04%, 83,35%, 71,84%, 91,38%) auffallend zu hoch und $\beta_{CP}^i, \beta_{SC}^i, \beta_{SP}^i, \beta_{RP}^i$ (0,71%, 0,88%, 0,93%, 0,92%) zu niedrig geschätzt wurden. Die abweichenden Über- und Unterschätzungen führen inakzeptable Fehlschlüsse herbei, da sie mit der Realität nicht übereinstimmen.

Daher bedarf es hier des zweiten Simulationsverfahrens, in dem die tatsächlichen Wahldaten mittels der Kovariable geschätzt werden (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Unter Berücksichtigung des Einflusses der Wahlbeteiligung auf die tatsächlichen Wahlergebnisse wurde die Höhe der Wahlbeteiligung in diesem Fall ebenfalls als eine Kovariable bei der Einschätzung im zweiten Simulationsverfahren gesetzt. Die neuen Simulationsergebnisse sind in Tabelle 4.31 dargestellt.

Tabelle 4.31: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-2,14259727	12,16293	δ_{CC}	5,5965921	20,14341	γ_{FF}	-0,33036287	13,98376	δ_{FF}	0,1892456	23,36679
γ_{CS}	-0,2024358	14,38256	δ_{CS}	0,27790044	24,0557	γ_{FL}	0,29056768	13,55593	δ_{FL}	-1,01199284	22,61365
γ_{CG}	-0,89094238	13,08808	δ_{CG}	0,82366179	21,90688	γ_{FP}	0,02485799	13,20634	δ_{FP}	-0,72826904	22,03517
γ_{CF}	-0,64557879	12,59094	δ_{CF}	0,24744037	21,05563	γ_{LC}	-0,06830627	15,67175	δ_{LC}	0,21198722	26,22756
γ_{CL}	-0,15298779	12,32383	δ_{CL}	-0,76526971	20,58836	γ_{LS}	0,11997457	15,97437	δ_{LS}	0,04664955	26,72335
γ_{CP}	-0,38768755	12,07032	δ_{CP}	-0,56034913	20,17617	γ_{LG}	-0,41388092	15,14211	δ_{LG}	0,60970691	25,36326
γ_{SC}	-0,49926833	15,04185	δ_{SC}	0,84741411	25,22137	γ_{LF}	-0,38459209	14,77805	δ_{LF}	0,46129948	24,73872
γ_{SS}	0,02960559	14,5297	δ_{SS}	1,40084691	24,29804	γ_{LL}	-0,1018461	14,58465	δ_{LL}	-0,06466473	24,38913
γ_{SG}	-1,09784886	13,63578	δ_{SG}	1,3720821	22,86219	γ_{LP}	-0,30078178	14,27558	δ_{LP}	0,16238197	23,88134
γ_{SF}	-0,90593301	13,07613	δ_{SF}	0,8285408	21,89197	γ_{PC}	-0,03036304	15,51157	δ_{PC}	0,08238562	25,94552
γ_{SL}	-0,40562433	12,79762	δ_{SL}	-0,11344092	21,39219	γ_{PS}	-0,02356988	15,52823	δ_{PS}	0,07932394	25,97449
γ_{SP}	-0,74852318	12,49011	δ_{SP}	0,26218133	20,88527	γ_{PG}	-0,08310077	15,40516	δ_{PG}	0,12684225	25,7719
γ_{GC}	-0,16620867	15,72808	δ_{GC}	0,42241023	26,32144	γ_{PF}	-0,0618911	15,31212	δ_{PF}	0,06824156	25,61113
γ_{GS}	-0,2182481	15,85711	δ_{GS}	0,59652432	26,54551	γ_{PL}	0,03161059	15,24926	δ_{PL}	-0,10624692	25,49808
γ_{GG}	-0,54293247	15,23905	δ_{GG}	0,85248853	25,52047	γ_{PP}	0,0165966	15,16488	δ_{PP}	-0,10755668	25,35775
γ_{GF}	-0,09027968	14,63209	δ_{GF}	-0,05675703	24,45603	γ_{RC}	-0,73812223	13,42274	δ_{RC}	1,91850243	22,68445
γ_{GL}	0,27017571	14,33517	δ_{GL}	-0,74079462	23,92353	γ_{RS}	-0,54017658	12,67839	δ_{RS}	1,71165422	21,39823
γ_{GP}	0,24600847	14,02339	δ_{GP}	-0,81344185	23,40614	γ_{RG}	-2,05254247	12,46121	δ_{RG}	2,73790844	20,96411
γ_{FC}	-0,32456981	16,17372	δ_{FC}	1,09289911	27,08922	γ_{RF}	-2,09094465	12,04537	δ_{RF}	2,54694064	20,21887
γ_{FS}	-0,36481389	15,61226	δ_{FS}	0,8053469	26,14568	γ_{RL}	-1,58627564	11,78364	δ_{RL}	1,52538643	19,74777
γ_{FG}	-0,62519455	14,57103	δ_{FG}	0,82267668	24,38959	γ_{RP}	-2,0276046	11,58911	δ_{RP}	2,029427	19,42057

Aus Tabelle 4.31 sieht man im Vergleich alle mit der Kovariable neu geschätzten Parameterwerte von γ_{rc} und δ_{rc} . Im Rahmen des bayesianischen Modells sind alle Parameter verbessert worden, damit wurden die Parameterwerte δ_{CC} , δ_{CL} , δ_{CP} , δ_{SC} , δ_{SS} , δ_{SG} , δ_{GS} , δ_{GG} , δ_{GL} , δ_{GF} , δ_{FC} , δ_{FS} , δ_{FG} , δ_{FL} , δ_{FP} , δ_{LG} , δ_{RC} , δ_{RS} , δ_{RG} , δ_{RF} , δ_{RP} verstärkt und die δ_{CG} , δ_{SF} , δ_{RL} geschwächt. Nach der Verbesserung bleiben die meisten verstärkten Parameterwerte ziemlich weit von dem Wert null entfernt und nur ein kleiner Teil wie z.B. die Parametergruppen der Grünen und der Linkepartei nähern sich null. Daraus kann man entnehmen, dass sich die Kovariable im zweiten Simulationsverfahren auf die Koeffizienten auswirkte und keine Verletzung der Modellannahmen sich ereignete (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004). Die Rekonstruktion der Wählerströme zwischen Parteien wird in Tabelle 4.32 gezeigt.

Tabelle 4.32: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ (mit der Kovariable)

		Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Bundestagswahl 2009 (Zweitstimmen)	CDU	0,44820793 (0,057367470)	0,12286164 (0,011633170)	0,09761316 (0,006999990)	0,077795413 (0,007612479)	0,070475393 (0,009916622)	0,059853125 (0,007920597)	0,12319333 (0,013315690)
	SPD	0,137221562 (0,000223396)	0,340224871 (0,008076535)	0,110315033 (0,002631457)	0,09279472 (0,000045944)	0,094449614 (0,003854733)	0,088102711 (0,002151092)	0,136891488 (0,004942063)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,164651828 (0,002188911)	0,17460805 (0,003638860)	0,1557586 (0,004983906)	0,121934308 (0,000921813)	0,124079321 (0,004633824)	0,11120489 (0,004505245)	0,147762999 (0,000754578)
	FDP	0,199165685 (0,006812604)	0,18033948 (0,003881386)	0,13604299 (0,003053170)	0,118589467 (0,000614451)	0,10666861 (0,006135820)	0,11127877 (0,005019850)	0,147914989 (0,001985391)
	Die Linke	0,1559 (0,000050102)	0,163458301 (0,001125219)	0,148532937 (0,002622489)	0,133789737 (0,001496674)	0,127179017 (0,001494043)	0,123005442 (0,000226676)	0,148134571 (0,001322306)
	Piraten	0,1503837 (0,000386308)	0,149400809 (0,000363741)	0,148031062 (0,000667116)	0,137785346 (0,000269247)	0,137731811 (0,000779397)	0,132953462 (0,000759820)	0,14371381 (0,000147200)
	Kleinparteien	0,221859518 (0,002096822)	0,25708473 (0,000244182)	0,104245123 (0,004699059)	0,095241257 (0,003491623)	0,09141244 (0,000719305)	0,083236794 (0,001181287)	0,14692014 (0,010886680)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Im Rahmen des Modells „Zweitstimmen (2009) – Zweitstimmen (2010)“ wird die Rekonstruktion der unterschiedlichen Arten der Wählerströme zwischen Parteien durch die Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) in der obigen Tabelle 16 dargestellt (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Hierbei sieht man zunächst in der ersten Zeile, dass 44,82% ehemaliger CDU-Wähler ihre Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und bei der Landtagswahl 2010 wieder für die CDU stimmten, aber 12,29% für die SPD und jeweils weniger als 12% für alle übrigen Parteien. In der zweiten Zeile votierten 34,02% ehemaliger SPD-Wähler mit ihren Zweitstimmen wieder für die SPD, 13,72% für die CDU und jeweils weniger als 10% für die übrigen Parteien. Die Wähler beider Großvolksparteien wiesen eine feste Parteiloyalität und einen höheren Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe auf als die Wähler der Grünen, der Linkepartei, der Piratenpartei und der Kleinparteien. Diese Wähler wechselten meistens nur zur anderen Großvolkspartei, wenn sie bisherig gewählte Großvolkspartei nicht mehr präferierten. Zu einer mittleren Partei oder einer Kleinpartei wechselten sie wenig.

Das heißt, dass die Wähler beider Großvolksparteien selten die Nicht-Großvolksparteien als Experiment derer politischen Potentiale wählten (Dinkel 1977; Sturm 1999). In der dritten und vierten Zeile wählten 15,58% ehemaliger Grü-

nen-Wähler nochmals die Grünen, aber 17,46% die SPD und 16,47% die CDU sowie jeweils unter 12% die übrigen Parteien. 11,86% ehemaliger FDP-Wähler entschieden sich wieder für die FDP, aber 19,92% für die CDU, 18,03% für die SPD und jeweils unter 15% für die übrigen Parteien. In beiden Zeilen zeigen die Grünen- und FDP-Wähler einen niedrigen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe gegenüber ihren ursprünglich gewählten mittleren Parteien, aber sie veränderten ihre Wahlentscheidungen entsprechend ihrer Parteiidentifikation zugunsten einer nahestehenden Großvolkspartei, für die sie eine neue Parteiloyalität erzeugten. Hierbei tendierten 17% der ehemaligen Grünen-Wähler zur SPD bzw. 19% der ehemaligen FDP-Wähler zur CDU. Interessant ist, dass umgekehrt ebenfalls 16% der ehemaligen Grünen-Wähler zur CDU und 18% der ehemaligen FDP-Wähler zur SPD abwanderten. So lagen die Wählerströme deutlich zwischen den Grünen bzw. der FDP und beiden Großvolksparteien vor.

In den weiteren Zeilen stimmten 12,72% ehemaliger Linke-Wähler wieder für die Linkspartei, aber 16,35% für die SPD und 15,59 für die CDU. Rund 15% votierten für die Grünen sowie die Kleinparteien und jeweils unter 14% für die übrigen Parteien. 13,3% ehemaliger Piraten-Wähler entschieden sich ebenso für die Piratenpartei, aber 15,04% für die CDU, 14,94 für die SPD, 14,8% für die Grünen, 14,37% für die Kleinparteien und jeweils unter 14% für die übrigen Parteien. Im Allgemeinen verhielten sich die ehemaligen Linke- und Piraten-Wähler nicht loyal gegenüber ihren ursprünglich gewählten Parteien, sodass sich 14% bis 16% von diesen Wählern bei der Veränderung der Wahlentscheidung zu beiden Großvolksparteien tendierten. Deswegen sind Wählerströme zwischen der Linkspartei bzw. Piratenpartei und der CDU bzw. SPD erkennbar. In der letzten Zeile werden die Wählerströme von Wählern der Kleinparteien aufgezeigt.

Zuerst wählten 14,69% von ihren ehemaligen Wählern wieder die Kleinparteien, aber 25,71% änderten ihre Wahlentscheidungen zugunsten der SPD, 22,19% zugunsten der CDU und jeweils weniger als 11% zugunsten der übrigen Parteien. Wenn alle Kleinparteien als eine gemeinsame Partei betrachtet würden, so hätten ihre Wähler eine ziemlich niedrige Parteiloyalität, da über 22% dieser Wähler als Wechselwähler zu den beiden Großvolksparteien bzw. durchschnittlich 10% zu allen mittleren Parteien abgewandert sind. Damit lässt sich das Vorliegen der Wählerströme zwischen den Kleinparteien und allen Parteien, insbesondere beiden Großvolksparteien deutlich feststellen. Aus den obigen Analyseergebnissen lässt sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern beider Großvolksparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien akzeptiert wurden.

Weiterhin werden die Schätzergebnisse des bayesianischen Modells im Rahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ für die Forschungshypothesen überprüft. Die CDU-Wähler besaßen eine stärkere Parteiloyalität und den höchsten Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe als die Wähler der übrigen Parteien. Der Zweitstimmenanteil der CDU befand sich bereits bei 45% und die CDU erhielt noch 14% bis 22% der Zweitstimmen ehemaliger Wähler der übrigen Parteien. Die CDU profitierte damit ohne Einfluss der Nachrangigkeit der regionalen Wahl vom großen Amtsbonus des „Honeymoons der neuen Bundesregierung“. Die SPD-Wähler verhielten sich zwar nicht so treu wie die CDU-Wähler, jedoch hielten noch 34% der SPD-Wähler an der SPD fest. Die SPD erhielt noch 12% bis 25% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien, vor allem von ehemaligen Wählern der Kleinparteien.

Als Oppositionsbonus gewann die SPD dieses Mal tatsächlich den Großteil der Zweitstimmen wie bei der Zwischenwahl hinzu und sie profitierte auch von beiden

zeitlich nahestehenden Wahlen, sodass die SPD-Wähler nicht unter dem Einfluss der Bundestagswahl 2009 und der Nachrangigkeit der regionalen Wahl abwanderten. Bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien erkennt man ein anderes Verhalten. Deren Wahlverhalten änderte sich bei der Zweitstimmenabgabe ebenfalls zugunsten einer Großvolkspartei. Hierbei sieht man, dass die Parteiloyalität der FDP-Wähler ganz niedrig (12%) war, obwohl es sich bei der FDP um ein Regierungsmitglied handelte. Sie bekam zwar noch 10% bis 14% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien, der Grünen, der Linkspartei und der Piratenpartei, allerdings gewann die FDP nur einen kleinen zusätzlichen Amtsbonus bei der nachrangigen Landtagswahl hinzu wie bei der Zwischenwahl.

Als Oppositionspartei erhielten die Grünen nur 16% der Zweitstimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie 10% bis 15% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien. Die Linkspartei bekam 13% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie jeweils 11% bis 14% von ehemaligen FDP-, Grünen- und Piraten-Wählern. Die Piratenpartei wurde von 13% ihrer ehemaligen Wähler und von 11% bis 12% der ehemaligen Grünen-, FDP- und Linke-Wähler unterstützt. Die drei kleineren Oppositionsparteien profitierten kaum vom Oppositionsbonus, sodass sie entsprechend der Annahme noch im „Schatten (Einfluss)“ der Bundestagswahl 2009 stand (Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Schließlich wurden die Kleinparteien von 15% ihrer ehemaligen Wähler und von 12% bis 15% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien einschließlich beider Großvolksparteien gewählt. Sie erfuhren durchschnittlich Zuwanderer aus allen Parteien, deren Anteil aber ganz gering ist. So befanden sich diese Kleinparteien ebenfalls im „Schatten“ der Bundestagswahl 2009 (Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006).

Aus den obig beschriebenen Analysen folgt, dass die Veränderung der Wahlentschei-

dungen nicht von den Wahlebenen abhängt. Dagegen beeinflusst der Zeitfaktor innerhalb zweier zeitlich nahestehenden Wahlen die Wahlentscheidungen der Wähler der mittleren Parteien. Die FDP bildet hierbei eine Ausnahme, denn als Regierungspartei büßte sie Zweitstimmen ein. Der zunehmende Zweitstimmenanteil bei der SPD ist als ein negatives Signal an die Bundesregierung anzusehen (Decker/von Blumenthal 2002: 148-153). Die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ sind somit mit den Schätzergebnissen der Grünen, der Linkspartei und der Piratenpartei vereinbar. Bei dem Wahlverhalten der Kleinparteien sind dieselben Annahmen nur teilweise akzeptabel. Die Hypothesen H1 und H2 sind hier nicht haltbar.

3. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei der Landtagswahl 2010 und der Landtagswahl 2012

Nach den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ werden die Wahlentscheidungen zwischen den Wahlen wechselseitig beeinflusst, wenn beide Wahlen auf unterschiedlichen Ebenen – Bund und Länder – in zeitlicher Nähe stattfinden. In Deutschland ist dies in Form der Bundestags- und Landtagswahlen der Fall. Trotz der theoretischen Definition kann aber angenommen werden, dass die Wählerströme bei Wahlen nicht nur auf zwei unterschiedenen Ebenen, sondern auch auf denselben Ebenen z.B. bei zwei Landtagswahlen eintreten könnten. Das heißt, dass sich der Stabilitätsgrad in den Stimmenabgaben ebenso bei zwei regionalen Wahlen auf derselben Ebene verändert.

In diesem Falle werden alle Möglichkeiten der Wählerströme zwischen Parteien ebenfalls durch das bayesianische Modell simuliert und die daraus resultierenden Schätzergebnisse lassen sich weiterhin unter den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ überprüfen. Für die analytische Operationalisierung

sind die vorangegangene Landtagswahl 2010 als unabhängige Variable und die nachfolgende Landtagswahl 2012 als abhängige Variable festzulegen. Alle Schätzergebnisse sind in allen folgenden 7x7-Tabellen rekonstruiert worden (Klima 2011). In den folgenden Fallbeispielen 3.1 bis 3.4 werden die Hypothesen H1 und H3 überprüft.

3.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und Erststimmen bei der Landtagswahl 2012

Tabelle 4.33: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	2,91978757	6,067386	γ_{FF}	1,52742728	11,155399
γ_{CS}	-0,42083687	13,80437	γ_{FL}	-0,80068399	16,674047
γ_{CG}	-1,10822936	14,297512	γ_{FR}	-0,59449772	17,497065
γ_{CF}	-1,04364994	14,346463	γ_{LC}	-1,26539781	16,148614
γ_{CL}	-1,52797942	13,712717	γ_{LS}	0,35487918	22,23921
γ_{CR}	-1,09614071	15,073023	γ_{LG}	-0,49617847	18,288416
γ_{SC}	-1,54518689	15,313098	γ_{LF}	-0,48574995	18,26694
γ_{SS}	3,83965325	9,855922	γ_{LL}	-0,30553743	18,267345
γ_{SG}	-0,78056568	16,88432	γ_{LR}	1,6194062	17,008765
γ_{SF}	-0,77290417	16,816662	γ_{RC}	-1,75613535	14,476629
γ_{SL}	-0,76867397	16,629713	γ_{RS}	-0,02126662	14,767824
γ_{SR}	-0,09675457	18,750789	γ_{RG}	-1,23462113	14,788371
γ_{GC}	-1,24904445	15,874501	γ_{RF}	-1,13525285	14,82675
γ_{GS}	0,76575523	15,087797	γ_{RL}	-1,22666096	13,931699
γ_{GG}	2,3453686	9,795293	γ_{RR}	3,48609737	7,584821
γ_{GF}	-0,36464455	17,656972	γ_{PC}	-0,49440512	18,63484
γ_{GL}	-0,8155882	16,634746	γ_{PS}	0,59274589	21,979695
γ_{GR}	-0,90960267	16,708206	γ_{PG}	-0,04136301	20,778571
γ_{FC}	-0,67177995	17,405343	γ_{PF}	-0,11960721	20,381548
γ_{FS}	0,22964378	17,480517	γ_{PL}	-0,16724265	20,1567
γ_{FG}	-0,52119257	17,559326	γ_{PR}	0,06702755	21,28319

Die obenstehende Tabelle 4.33 zeigt alle ohne die Kovariable im ersten bayesianischen Simulationsverfahren berechneten Parameter (γ_{rc}), bei denen alle Parameterwerte außer γ_{CS} , γ_{SR} , γ_{GF} , γ_{FS} , γ_{LS} , γ_{LG} , γ_{LF} , γ_{LL} , γ_{RS} , γ_{PC} , γ_{PG} , γ_{PF} , γ_{PL} , γ_{PR} (-0,4208, -0,0968, -0,3646, 0,2296, 0,3549, -0,4962, -0,4857, -0,3055, -0,0213, -0,4944, -0,0414, -0,1196, -0,1672 und 0,0670) in einer erheblichen Distanz zu null liegen. So sehen diese Parameterwerte plausibel aus (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004). In Tabelle 34 sind alle im ersten Simulationsverfahren ausgerechneten Ergebnisse als Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) dargestellt.

Tabelle 4.34: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“ (ohne die Kovariable)

		Landtagswahl 2012 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Erststimmen)	CDU	0,865947559 (0,005637268)	0,03062906 (0,003826010)	0,015243933 (0,001357545)	0,015468843 (0,001127363)	0,0102355 (0,000296313)	0,015794924 (0,002159677)	0,046680179 (0,001655982)
	SPD	0,004282613 (0,000415758)	0,929146872 (0,008360831)	0,009149806 (0,001016976)	0,009117637 (0,000707078)	0,009384621 (0,000726964)	0,018817861 (0,004576514)	0,020100591 (0,001971115)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,019142452 (0,001510269)	0,1346706 (0,019064900)	0,67712572 (0,019318240)	0,046338844 (0,006051058)	0,029648927 (0,002046297)	0,02676895 (0,003554313)	0,066304538 (0,003876393)
	FDP	0,054983822 (0,009717821)	0,1417354 (0,019448760)	0,063405507 (0,007510454)	0,52361994 (0,028320820)	0,048705255 (0,002899823)	0,05946276 (0,010068390)	0,108087313 (0,006728182)
	Die Linke	0,029494663 (0,003585627)	0,16765433 (0,034268490)	0,06432097 (0,010802570)	0,06498391 (0,008192840)	0,07659377 (0,006321240)	0,4910577 (0,061968710)	0,10589467 (0,010478350)
	Piraten	0,004617575 (0,000411496)	0,026901115 (0,004862916)	0,008098218 (0,000400969)	0,008834774 (0,000802553)	0,008212246 (0,000419795)	0,91594369 (0,005775846)	0,027392382 (0,001065377)
	Kleinparteien	0,081842129 (0,005838009)	0,24061942 (0,045209340)	0,12957376 (0,010165910)	0,127561953 (0,008248855)	0,117981588 (0,005521052)	0,16389096 (0,025145970)	0,138530187 (0,003948277)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Bei Tabelle 4.34 handelt es sich um eine im Rahmen des Modells „Erststimmen (2010) – Erststimmen (2012)“ ohne die Kovariable strukturierte Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix, bei der $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{GG}^i, \beta_{FF}^i, \beta_{PP}^i$ (86,59%, 92,91%, 67,71%, 52,36%, 91,59%) zu hoch und $\beta_{SC}^i, \beta_{SG}^i, \beta_{SF}^i, \beta_{SL}^i, \beta_{PC}^i, \beta_{PG}^i, \beta_{PF}^i, \beta_{PL}^i$ (0,43%, 0,91%, 0,91%, 0,94%, 0,46%, 0,81%, 0,88%, 0,82%) zu niedrig geschätzt wurden. Die extrem hohen und niedrigen Schätzergebnisse widersprechen der Realität und verursachen bei weiteren Wählerstromanalysen sehr wahrscheinlich inakzeptable Schlussfolgerungen, da die Informationen von der Kovariable dem bayesianischen Simulationsverfahren fehlten (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b).

Unter Berücksichtigung des wesentlichen Einflusses der Wahlbeteiligung auf die Stabilität der Stimmenabgabe muss die Höhe der Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden als eine Kovariable eingesetzt werden, damit alle möglichen Arten der Wählerströme zwischen den Parteien richtig aufgebaut werden kann.

Tabelle 4.35: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-0,723765823	9,673383	δ_{CC}	4,058041966	15,909093	γ_{FF}	-0,238402081	14,526017	δ_{FF}	0,210819421	24,128165
γ_{CS}	0,456158394	15,364009	δ_{CS}	-0,42471609	25,47108	γ_{FL}	-0,073850289	14,267092	δ_{FL}	-0,153326632	23,680888
γ_{CG}	-0,739615496	12,517236	δ_{CG}	0,418614248	20,797415	γ_{FR}	-0,048586333	15,821142	δ_{FR}	0,319165581	26,312702
γ_{CF}	-0,303397053	12,108122	δ_{CF}	-0,496490019	20,101409	γ_{LC}	0,524777304	15,570736	δ_{LC}	-0,739497143	25,867833
γ_{CL}	-0,173632606	11,874705	δ_{CL}	-0,882270268	19,702073	γ_{LS}	0,652141573	15,871082	δ_{LS}	-0,859888324	26,353143
γ_{CR}	1,242005533	16,1129	δ_{CR}	-1,300122008	26,743333	γ_{LG}	-0,297868601	14,827292	δ_{LG}	0,394713502	24,671254
γ_{SC}	-0,013013107	14,753782	δ_{SC}	0,005936232	24,550783	γ_{LF}	-0,462883816	14,552419	δ_{LF}	0,590904823	24,201607
γ_{SS}	2,226988952	11,331013	δ_{SS}	-0,766046463	18,900717	γ_{LL}	-0,338944462	14,368055	δ_{LL}	0,325092018	23,885746
γ_{SG}	-1,170314288	12,864599	δ_{SG}	1,246358394	21,416849	γ_{LR}	0,24769201	15,781384	δ_{LR}	-0,197692497	26,213185
γ_{SF}	-0,712131746	12,432383	δ_{SF}	0,295538523	20,676392	γ_{RC}	-0,724737934	15,330946	δ_{RC}	1,38881045	25,539938
γ_{SL}	-0,551771247	12,205467	δ_{SL}	-0,10968593	20,282351	γ_{RS}	0,069710874	15,49571	δ_{RS}	0,306403282	25,760076
γ_{SR}	0,515162683	16,162852	δ_{SR}	-0,356258465	26,900533	γ_{RG}	-1,343471953	12,341092	δ_{RG}	1,322259702	20,536691
γ_{GC}	0,350688404	15,789907	δ_{GC}	-0,336894574	26,231354	γ_{RF}	-0,979432864	11,941565	δ_{RF}	0,512983581	19,848192
γ_{GS}	-0,278600689	16,441857	δ_{GS}	0,86566488	27,369162	γ_{RL}	-0,68072293	11,730217	δ_{RL}	-0,148484077	19,487552
γ_{GG}	-0,218495962	14,583082	δ_{GG}	0,196769247	24,249914	γ_{RR}	4,681417174	8,626741	δ_{RR}	-3,857329674	14,41147
γ_{GF}	-0,136838422	13,956471	δ_{GF}	-0,098258773	23,152017	γ_{PC}	0,078559706	15,205809	δ_{PC}	-0,115980734	25,27327
γ_{GL}	0,014627603	13,651801	δ_{GL}	-0,462945007	22,622992	γ_{PS}	0,07076928	15,254474	δ_{PS}	-0,081335049	25,352916
γ_{GR}	-0,34961408	16,307663	δ_{GR}	0,997316083	27,147969	γ_{PG}	0,227757612	15,108656	δ_{PG}	-0,391302297	25,112424
γ_{FC}	0,074179554	15,714816	δ_{FC}	0,081849122	26,125531	γ_{PF}	0,190310032	15,056651	δ_{PF}	-0,343398711	25,022667
γ_{FS}	-0,251025045	15,791119	δ_{FS}	0,614703171	26,257985	γ_{PL}	0,014316865	15,015591	δ_{PL}	-0,06143715	24,951457
γ_{FG}	-0,209715689	14,807806	δ_{FG}	0,234615625	24,619149	γ_{PR}	-0,162495659	15,247182	δ_{PR}	0,301387695	25,341718

In Tabelle 4.35 werden alle ohne die Kovariable (γ_{rc}) und mit der Kovariable (δ_{rc}) im zweiten Verfahren erneut geschätzten Parameterwerte parallel dargestellt, wobei die Parameterwerte von δ_{CC} , δ_{CL} , δ_{CR} , δ_{SG} , δ_{GS} , δ_{GR} , δ_{FS} , δ_{LC} , δ_{LS} , δ_{FS} , δ_{LF} , δ_{RC} in unterschiedlichem Maße verstärkt und δ_{SS} , δ_{RF} , δ_{RR} vermindert wurden. Im Vergleich zum Fallbeispiel über Wählerstromanalysen zwischen der Landtagswahl NRW 2012 und der Bundestagswahl 2013 scheint die Kovariable zwar wegen der geringen Wahlbeteiligung von rund 60% bei der Simulation nicht stark mitzuwirken, jedoch war die Kovariable im Simulationsverfahren relevant, da die meisten Parameterwerte noch weit von null entfernt waren und als relevant bewertet wurden. Die zwischen 0,4 und 0,5 verbesserten Parameterwerte befinden sich im akzeptablen Bereich und sind daher noch plausibel (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Die simulierten Ergebnisse der Wählerströme sind in Tabelle 4.36 als Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix rekonstruiert worden.

Tabelle 4.36: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“ (mit der Kovariable)

		Landtagswahl 2012 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Erststimmen)	CDU	0,51472245 (0,048914610)	0,101459434 (0,009520367)	0,056883986 (0,003345516)	0,05163516 (0,005126314)	0,051260301 (0,005989733)	0,08796062 (0,018141920)	0,13607804 (0,006817420)
	SPD	0,080047258 (0,001281314)	0,553958854 (0,009178388)	0,061338376 (0,004429591)	0,050457223 (0,001496139)	0,048948204 (0,000567828)	0,083088507 (0,000061303)	0,1221616 (0,001365865)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,124824852 (0,003326185)	0,16909586 (0,004508907)	0,092907612 (0,000295685)	0,130400957 (0,002121266)	0,135966169 (0,004411447)	0,12693725 (0,007142722)	0,219867304 (0,001500150)
	FDP	0,135331085 (0,000803471)	0,181964607 (0,003244284)	0,126926065 (0,000109087)	0,1432835 (0,000029276)	0,124617446 (0,002051595)	0,126796998 (0,000748345)	0,161080279 (0,001218796)
	Die Linke	0,114550559 (0,003649195)	0,118328556 (0,004393416)	0,14021265 (0,002626583)	0,157955572 (0,004351195)	0,14618537 (0,002286110)	0,143197013 (0,001386180)	0,17957028 (0,000169788)
	Piraten	0,133914191 (0,015385530)	0,1492702 (0,008377242)	0,116318366 (0,005940738)	0,119418841 (0,004488327)	0,146166993 (0,003019106)	0,150469485 (0,044074700)	0,18444189 (0,006878934)
	Kleinparteien	0,09280368 (0,000287567)	0,071259304 (0,000090597)	0,036353464 (0,001682486)	0,035237629 (0,001468753)	0,030798403 (0,000040848)	0,06596683 (0,003035365)	0,6675807 (0,000453732)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Im Hinblick auf das Modell „Erststimmen (2010) – Erststimmen (2012)“ zeigt Tabelle 4.36 zeilenweise unterschiedliche rekonstruierte Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i), durch die alle möglichen Arten der Wählerströme bei den Landtagswahlen NRW in 2010 und 2012 interpretiert werden (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten Zeile wählten 51,47% ehemaliger CDU-Wähler in 2012 wieder die CDU, 10,14% die SPD und 13,61% die Kleinparteien sowie jeweils weniger als 9% die übrigen mittleren Parteien. In der zweiten Zeile entschieden sich 55,4% ehemaliger SPD-Wähler in 2012 erneut für die SPD und 12,22% für die Kleinparteien. Die übrigen Parteien erhielten durchschnittlich 8% der Erststimmen von ehemaligen Wählern der SPD. Die Wähler der Großvolksparteien besaßen eine beständigere Parteiidentifikation, sodass nur 10% bzw. 13% der ehemaligen Wähler beider Großvolksparteien ihre Wahlentscheidungen zugunsten der Kandidaten der mittleren Parteien und der Kleinparteien änderten. Bei den oben beschriebenen Zeilen lässt sich die politische Tendenz feststellen, dass die Wähler der mittleren Parteien bei der Erststimmenabgabe auf der Landeswahlebene tendenziell zu beiden Großvolksparteien abwanderten, da die SPD und die CDU gesondert von ehemaligen Wählern der mittleren Parteien 16% bis 18% bzw. 12% bis 13% der Erststimmen erhielten. So traten die Wählerströme beträchtlich zwischen den mittleren Parteien und beiden Groß-

volksparteien auf.

In der dritten Zeile erwarben die Grünen mit 9,3% ganz wenige Erststimmen von ihren ehemaligen Anhängern in 2012, dagegen wanderten 16,91% ihrer ehemaligen Anhänger zur SPD, 12,48% zur CDU und 22% zu den Kleinparteien sowie 13% zu den übrigen mittleren Parteien ab. In den weiteren Zeilen votierten 14,33% ehemaliger FDP-Anhänger mit ihren Erststimmen nochmals für die FDP, 18,20% für die SPD und 16,11% für die Kleinparteien sowie jeweils weniger als 14% für die übrigen Parteien. 14,62% ehemaliger Linke-Anhänger entschieden sich wieder für die Linkspartei, jeweils 12% für die CDU und die SPD, aber 15,8% für die FDP und 18% für die Kleinparteien sowie jeweils ungefähr 14% für die übrigen Parteien. 15,05% ehemaliger Piraten-Anhänger präferierten wieder die Piratenpartei, 18,44% die Kleinparteien bzw. jeweils weniger als 15% die SPD, die CDU und alle übrigen Parteien.

Hierbei wird das Auftreten der unidirektionalen Wählerströme ohne Unterscheidung von Regierungs- oder Oppositionsparteien zwischen den mittleren Parteien und allen sonstigen Parteien, vor allem der SPD bzw. den Kleinparteien, erkennbar, da sich die Wähler der mittleren Parteien nicht loyal gegenüber ihren gewählten mittleren Parteien verhielten, sondern sich zum Großteil zugunsten der Kandidaten unterschiedlicher Parteien in ihrem Wahlverhalten änderten. In der letzten Zeile stimmten erstaunlicherweise 66,76% ehemaliger Wähler der Kleinparteien nochmals für die Kleinparteien und jeweils weniger als 10% für die übrigen Parteien. Betrachtet man diese Kleinparteien als eine Gesamtpartei, so hätte die Wählerschaft dieser „Gesamtpartei“ einen sehr hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe. Die Wählerströme eigneten sich damit kaum zwischen diesen Kleinparteien und allen übrigen Parteien. Aus den obigen Analysenergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern der CDU, der SPD und der Kleinparteien als

auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien akzeptabel sind.

Hinsichtlich der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ sind die Schätzergebnisse auf der Landeswahlebene weiter für die Forschungshypothesen zu überprüfen. Die zwei aufeinanderfolgenden Landtagswahlen befinden sich zwar auf derselben Ebene, aber die vorangegangene Landtagswahl 2010 kann als eine nachrangige regionale Nebenwahl und die nachfolgende regionale Landtagswahl 2012 als eine vorrangige regionale Hauptwahl eingestuft werden, da zwischen 2010 und 2012 keine nationalen Wahlen stattfanden und die Bundestagswahl in 2013 bevorstand.⁴⁴ Die Wähler gerieten damit möglicherweise unter den Einfluss der Bundestagswahl 2013 (Klos 2003; Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Unter der Berücksichtigung, dass die beiden Landtagswahlen nicht in zeitlicher Nähe zueinander stattfanden, zeigen die Schätzergebnisse, dass die Wähler der Großvolksparteien nicht aufgrund der Nachrangigkeit der Landtagswahl mit ihren Erststimmen zu mittleren Parteien oder den Kleinparteien abwanderten.

Die CDU bekam mit 51% einen hohen Anteil der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie im Schnitt 11% bis 14% von ehemaligen Wählern der Linkspartei, der Grünen, der Piratenpartei und der FDP hinzu. Bei der regionalen Zwischenwahl blieb die Stabilität der Stimmenabgabe bei CDU-Wählern immer hoch, obwohl die CDU nicht primär von Zuwanderern aus den übrigen Parteien unterstützt wurde. Die CDU erfuhr keinen Amtsmalus, da der „Mid-Term-Effekt“ bei ihren Wählern nicht vorlag. Die SPD erhielt 55% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie durch-

⁴⁴ Der Anteil der Wahlbeteiligung betrug 59% bis 60%, so dass die Wahlbeteiligung zwar niedriger als bei der Bundestagswahl war (durchschnittlich 70% bis 72%), aber nach den vorangegangenen Landtagswahlergebnissen ist die Wahlbeteiligung in 2012 nicht außergewöhnlich. Trotzdem sind die Wähler wegen des Desinteresses an der Landeswahl weniger beteiligt, so wurde der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe der Wähler bei jeder Partei beeinflusst.

schnittlich 10% bis 15% von ehemaligen Wählern der CDU, der Linkspartei, der Piratenpartei, der Grünen und der FDP. Unter Einfluss des Zeitfaktors, aber nicht unter Einfluss der Nachrangigkeit der Landtagswahl profitierte die SPD bei der regionalen Zwischenwahl von Wählern aller Parteien (einschließlich der eigenen und mit Ausnahme der Kleinparteien-Wähler). Folglich liegt kein systematisch abweichendes Wahlergebnis bei den Großvolkspartei-Wählern vor, bei denen sich der „Mid-Term-Effekt“ nur schwach entfaltete. Die SPD ist sowohl Regierungspartei im Bundesland Nordrhein-Westfalen als auch die größte Oppositionspartei im Bund, so dass der Erfolg der SPD bei der regionalen Zwischenwahl als ein Signal an die Bundesregierung gelten kann, da sich die Bundestagswahl 2013 der Landtagswahl NRW 2012 näherte (Decker/von Blumenthal 2002: 148-153).

Bei mittleren Parteien ist der Erststimmenanteil bei Regierungs- oder Oppositionsparteien nicht unterscheidbar. Hierbei bekam die FDP als kleinere Regierungspartei 14% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 12% bis 15% von ehemaligen Piraten-, Grünen- und Linke-Wählern. Die FDP bekam zwar einen kleinen Amtsbonus von manchen Parteien, jedoch verlor sie bei der regionalen Zwischenwahl aufgrund des „Mid-Term-Effekts“ und ohne Einfluss der Einstufung der Wahlebene Erststimmen. Bei der Opposition ist zu beobachten, dass die Grünen nur von 9% ihrer ehemaligen Wähler, aber durchschnittlich von 12% bis 14% der ehemaligen Piraten-, FDP- und Linke-Wähler gewählt wurden. Die Linkspartei erhielt 15% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie durchschnittlich 12% bis 15% von ehemaligen FDP-, Grünen- und Piraten-Wählern. Die Piratenpartei erhielt 15% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie durchschnittlich 13% bis 14% von ehemaligen FDP-, Grünen- und Linke-Wählern.

Die drei kleineren Oppositionsparteien erfuhren meistens nur einen kleinen Oppositi-

onsbonus bei der regionalen Zwischenwahl. Sie profitierten nicht vom „Mid-Term-Effekt“ oder der „Nachrangigkeit der regionalen Nebenwahl“, da die Wähler nicht diese kleineren Oppositionsparteien zum Experimentieren wählten und die meisten Erststimmen an beide Großvolksparteien abgegeben wurden (Dinkel 1977; Sturm 1999). Schließlich wurden die Kleinparteien von 68% ihrer ehemaligen Wähler bzw. von 14% bis 22% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien gewählt. Bei diesen Kleinparteien sind der „Mid-Term-Effekt“ und der Einfluss durch die Nachrangigkeit der regionalen Nebenwahl zu erkennen, da sie nicht nur ihre wesentlichen Erststimmen bewahrte, sondern auch zusätzlichen Stimmenanteil als großen Oppositionsbonus von ehemaligen Wählern aller Parteien inkl. beider Großvolksparteien dazubekamen. Diese Kleinparteien profitierten mehr von der regionalen Zwischenwahl als die beiden Großvolksparteien. Der wahrscheinlich Grund dafür ist, dass die Wähler bei einer nachrangigen regionalen Wahl die Kleinparteien ohne Erwägung der Bundespolitik oder Kanzlerschaft beide Großvolksparteien bzw. mittlere Parteien einfach wählen konnten (Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006; Schoen 2011). Das Wahlverhalten der ehemaligen Wähler der Kleinparteien kann als ein negatives Signal oder eine Anmahnung– an Bundes- sowie Landesregierungen – der zwei Großvolksparteien verstanden werden (Decker/von Blumenthal 2002: 148-153), da über 60% dieser ehemaligen Wähler wieder für diese Kleinparteien stimmten. Infolgedessen entsprechen die obigen Annahmen (H1 und H3) ausschließlich dem Wahlverhalten der SPD und den Kleinparteien.

3.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012

Tabelle 4.37: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	2,375084	5,143306	γ_{FF}	1,95810111	12,021162
γ_{CS}	0,52139183	6,89954	γ_{FL}	-0,74254569	16,99416
γ_{CG}	-0,96779039	12,600934	γ_{FR}	-0,51535286	18,090662
γ_{CF}	-0,10874034	9,04488	γ_{LC}	-1,19953651	16,191272
γ_{CL}	-1,73374069	12,360079	γ_{LS}	0,5437197	22,580177
γ_{CR}	-1,17343736	13,581326	γ_{LG}	-0,28981736	19,874282
γ_{Sc}	-1,87936632	14,249215	γ_{LF}	-0,4290632	18,614171
γ_{SS}	3,11198851	8,050658	γ_{LL}	-0,46637514	18,088377
γ_{SG}	0,1322811	13,268835	γ_{LR}	1,79353998	16,878953
γ_{SF}	-0,65754556	15,445801	γ_{RC}	-1,43549078	15,18528
γ_{SL}	-1,01093757	14,621862	γ_{RS}	-0,05292207	17,284721
γ_{SR}	0,46302809	13,870429	γ_{RG}	-0,7230607	17,02083
γ_{GC}	-1,35595252	15,412276	γ_{RF}	-0,74123006	16,60567
γ_{GS}	0,47831949	16,406197	γ_{RL}	-1,07817052	15,302804
γ_{GG}	2,40304682	9,774013	γ_{RR}	4,01451558	8,75098
γ_{GF}	0,90987687	14,190856	γ_{PC}	-0,58710498	18,225694
γ_{GL}	-0,88509737	16,402687	γ_{PS}	0,40618783	22,72586
γ_{GR}	-0,95036468	16,555547	γ_{PG}	0,35186568	22,192581
γ_{Fc}	-0,52365849	17,817642	γ_{PF}	0,0211468	20,943233
γ_{FS}	-0,17858525	18,760692	γ_{PL}	-0,13132631	20,183485
γ_{FG}	-0,18445347	18,984522	γ_{PR}	-0,14075062	20,455585

Die Tabelle 4.37 stellt die im ersten Simulationsverfahren ohne die Kovariable geschätzten Parameter (γ_{rc}) dar, wobei nicht γ_{CF} , γ_{SG} , γ_{SR} , γ_{GS} , γ_{FS} , γ_{FG} , γ_{LG} , γ_{LF} , γ_{LL} , γ_{RS} , γ_{PS} , γ_{PG} , γ_{PF} , γ_{PL} , γ_{PR} (-0,1087, 0,1323, 0,4630, 0,4783, -0,1786, -0,1845, -0,2898, -0,4291, -0,4664, -0,0529, 0,4062, 0,3519, 0,0211, -0,1313, -0,1408), sondern die übrigen Parameterwerte signifikant und plausibel sind (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004). Ferner müssen bei den aus dem ersten Simulationsverfahren resultierenden Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) im Folgenden geprüft werden, ob sie ebenfalls zuverlässig sind.

Tabell 4-38: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ (ohne die Kovariable)

		Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Erststimmen)	CDU	0,70692591 (0,007166598)	0,11103779 (0,009120860)	0,02292349 (0,005941029)	0,060543185 (0,005603699)	0,010431528 (0,003100140)	0,020620281 (0,002753507)	0,06751781 (0,003089250)
	SPD	0,00531216 (0,001088098)	0,82510201 (0,015584540)	0,03797667 (0,011992520)	0,020926947 (0,005870719)	0,013587346 (0,001188713)	0,06177087 (0,021481630)	0,035324002 (0,003765731)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,014929592 (0,000651889)	0,09687257 (0,038447890)	0,65541595 (0,039805570)	0,13186874 (0,044110770)	0,024202312 (0,001512452)	0,021313488 (0,003992083)	0,055397354 (0,006401631)
	FDP	0,05262129 (0,012969020)	0,06809659 (0,016753980)	0,07617103 (0,013993620)	0,62268671 (0,053221610)	0,042075233 (0,005902637)	0,052251467 (0,007891854)	0,08609767 (0,010015260)
	Die Linke	0,028451671 (0,003332933)	0,16538258 (0,063399780)	0,07352363 (0,013879840)	0,06130809 (0,012843120)	0,0612527 (0,010479700)	0,5167639 (0,098278600)	0,09331743 (0,010718700)
	Piraten	0,003886506 (0,000635905)	0,015588171 (0,002189158)	0,009059298 (0,003805659)	0,008349677 (0,002214008)	0,005873912 (0,000305661)	0,940383023 (0,007275131)	0,016859412 (0,001489861)
	Kleinparteien	0,079725444 (0,008003987)	0,2416595 (0,058318410)	0,17207087 (0,029346390)	0,13483574 (0,022406090)	0,120347081 (0,007755436)	0,11507397 (0,021523870)	0,136287396 (0,003448741)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Tabelle 4.38 zeigt alle Einträge der Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) für alle Ko-

effizienten, wobei sich $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{GG}^i, \beta_{FF}^i, \beta_{PP}^i$ (70,69%, 82,51%, 65,54%, 62,27%, 94,04%) übermäßig erhöhten und sich $\beta_{SC}^i, \beta_{PC}^i, \beta_{PG}^i, \beta_{PF}^i, \beta_{PL}^i$ (0,53%, 0,39%, 0,91%, 0,83%, 0,59%) unnormal verminderten. Die übermäßige Erhöhung und Verminderung der Parameterwerte rufen Fehlschlüsse hervor, da die Schätzwerte nicht mit der Realität vereinbar sind. Um die abweichenden Schätzungen zu verbessern, muss eine passende Kovariable bei der erneuten Durchführung des Simulationsverfahrens verwendet werden. Die verbesserten Parameterwerte im ersten Modell beschreiben, dass sich die Wahlbeteiligung in Gemeinden trotz der niedrigen Höhe der Wahlbeteiligung ebenso für weitere Simulationen eignet, weil sie sich tatsächlich auf den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe auswirken konnten (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Die Parameterwerte, die jeweils parallel ohne die Kovariable (γ_{rc}) und mit der Kovariable (δ_{rc}) im zweiten Verfahren neu simuliert wurden, sind in Tabelle 4.39 im Vergleich dargestellt.

Tabelle 4.39: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-0,980114337	10,382303	δ_{CC}	3,661772998	16,975933	γ_{FF}	-0,149820753	14,786963	δ_{FF}	0,144205064	24,550118
γ_{CS}	0,102744971	15,604988	δ_{CS}	0,374194294	25,835722	γ_{FL}	0,148880277	14,241114	δ_{FL}	-0,541614008	23,610509
γ_{CG}	-0,579015287	12,480241	δ_{CG}	0,181652797	20,693943	γ_{FR}	0,069503938	15,74951	δ_{FR}	0,101374658	26,15993
γ_{CF}	-0,527372725	12,239451	δ_{CF}	0,053596307	20,281609	γ_{LC}	0,195070411	15,47571	δ_{LC}	-0,218028164	25,680636
γ_{CL}	0,155164648	11,67559	δ_{CL}	-1,519150934	19,341228	γ_{LS}	0,211382604	15,790197	δ_{LS}	-0,150656855	26,19
γ_{CR}	1,814697342	15,808448	δ_{CR}	-1,752822828	26,224403	γ_{LG}	-0,306915844	14,89989	δ_{LG}	0,427027243	24,75796
γ_{SC}	-0,001400442	14,680838	δ_{SC}	-0,017153601	24,417403	γ_{LF}	-0,412264483	14,766853	δ_{LF}	0,573679963	24,534508
γ_{SS}	2,378742976	12,386104	δ_{SS}	-1,467774051	20,705999	γ_{LL}	-0,217648043	14,339175	δ_{LL}	0,104367624	23,811618
γ_{SG}	-1,077302588	12,955066	δ_{SG}	1,151030822	21,543742	γ_{LR}	0,308730918	15,739692	δ_{LR}	-0,310211002	26,109817
γ_{SF}	-1,071185157	12,669911	δ_{SF}	1,052573803	21,053801	γ_{RC}	-0,260956809	15,147017	δ_{RC}	0,527090057	25,24656
γ_{SL}	-0,533835679	12,08111	δ_{SL}	-0,200969452	20,048524	γ_{RS}	-0,079891868	16,089036	δ_{RS}	0,539265088	26,742984
γ_{SR}	0,952905485	16,669723	δ_{SR}	-0,801836829	27,741192	γ_{RG}	-1,322402594	12,469117	δ_{RG}	1,34091757	20,721134
γ_{GC}	0,189804651	15,605419	δ_{GC}	-0,128380146	25,889552	γ_{RF}	-1,28637408	12,229231	δ_{RF}	1,213289459	20,30947
γ_{GS}	-0,197855216	16,245394	δ_{GS}	0,686425638	26,997804	γ_{RL}	-0,645123228	11,710986	δ_{RL}	-0,243603928	19,431012
γ_{GG}	-0,356531038	14,691701	δ_{GG}	0,455883567	24,3967	γ_{RR}	4,902736781	9,710626	δ_{RR}	-4,32671882	16,241973
γ_{GF}	-0,077481858	14,346939	δ_{GF}	-0,075258979	23,799467	γ_{PC}	0,119250089	15,196476	δ_{PC}	-0,18826819	25,227396
γ_{GL}	0,387638918	13,632709	δ_{GL}	-1,101937401	22,570262	γ_{PS}	-0,02308875	15,248548	δ_{PS}	0,070901324	25,313483
γ_{GR}	0,033875645	16,194184	δ_{GR}	0,332354032	26,915172	γ_{PG}	-0,00064843	15,127168	δ_{PG}	-0,007629676	25,113668
γ_{FC}	0,146261194	15,609685	δ_{FC}	-0,066492271	25,916439	γ_{PF}	-0,046431327	15,105779	δ_{PF}	0,061250042	25,078092
γ_{FS}	0,212522151	15,69897	δ_{FS}	-0,182038151	26,067971	γ_{PL}	0,036140824	15,014839	δ_{PL}	-0,100361384	24,921437
γ_{FG}	-0,05749559	14,879327	δ_{FG}	-0,001813891	24,707248	γ_{PR}	0,137877944	15,244661	δ_{PR}	-0,200407961	25,307048

In dieser Tabelle wurden alle Parameterwerte δ_{rc} mittels der Kovariable in unterschiedlichem Maße verbessert, sodass sich die Parameterwerte von $\delta_{CC}, \delta_{CL}, \delta_{SG}, \delta_{GS}, \delta_{GL}, \delta_{FL}, \delta_{LF}, \delta_{RC}, \delta_{RS}, \delta_{RG}$, vermehrten und $\delta_{CR}, \delta_{SF}, \delta_{SR}, \delta_{RF}, \delta_{RR}$ sich wegen der Ver-

besserung durch die Kovariable verringerten. Trotzdem bleiben diese sowohl verstärkten als auch geschwächten Parameter plausibel, da sie deutlich von null entfernt sind. Diese verbesserten Parameterwerte sind so bedeutsam, weil sich die Kovariable trotz der geringen Wahlbeteiligung bei der Simulation noch auf die meisten Koeffizienten tatsächlich auswirkte (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Die erneuten Analyseergebnisse für Wählerströme sind in Tabelle 4.40 visualisiert.

Tabell 4.40: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ (mit der Kovariable)

		Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Erststimmen)	CDU	0,3229387 (0,038911600)	0,186140564 (0,003747695)	0,069993802 (0,001977866)	0,071230438 (0,002430456)	0,05112089 (0,005296862)	0,11006557 (0,021492520)	0,18850999 (0,004132520)
	SPD	0,098714165 (0,002545275)	0,41173158 (0,015495610)	0,073421084 (0,005728021)	0,072490315 (0,005349892)	0,055835448 (0,000991218)	0,101461456 (0,001838402)	0,186345957 (0,002720019)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,166094562 (0,001742576)	0,197391592 (0,005056956)	0,126327695 (0,001967205)	0,119437191 (0,000981142)	0,096709814 (0,005205098)	0,138459004 (0,001570417)	0,155580141 (0,000669596)
	FDP	0,1612645 (0,000037563)	0,13839666 (0,000750113)	0,113577077 (0,000300507)	0,13792386 (0,001264963)	0,117214341 (0,002515947)	0,147553556 (0,001335014)	0,184069967 (0,000402111)
	Die Linke	0,136199876 (0,001641854)	0,18180528 (0,001659280)	0,14079377 (0,002347920)	0,141882237 (0,003295821)	0,119465347 (0,000275474)	0,13844893 (0,002285192)	0,141404559 (0,000332820)
	Piraten	0,12671511 (0,009442833)	0,163392478 (0,011394790)	0,148614286 (0,007553128)	0,153665265 (0,007148027)	0,133173744 (0,003426754)	0,145005168 (0,047009570)	0,129433948 (0,008055333)
	Kleinparteien	0,065707126 (0,000820250)	0,07899594 (0,000833741)	0,041592148 (0,000236527)	0,040576904 (0,000716678)	0,030902797 (0,000338580)	0,066281035 (0,000908939)	0,67594405 (0,000280828)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Bei dem Modell „Erststimmen (2010) – Zweitstimmen (2012)“ geht es um eine rekonstruierte Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix in Tabelle 4.40. Diese erläutert, wie viele Wähler mit ihren Erststimmen in 2010 eine bestimmte Partei wählten und dann ihre Zweitstimmen in 2012 einer anderen Partei gaben (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten Zeile sieht man, dass 32,29% ehemaliger CDU-Wähler wieder für die CDU, 18,61% für die SPD, 18,85% für die Kleiparteien und jeweils weniger als 12% für die übrigen Parteien stimmten. In der zweiten Zeile votierten 41,17% ehemaliger SPD-Wähler wieder für die SPD, nur 9,87% für die CDU und 18,63% für die Kleinparteien sowie jeweils weniger als 8% für die Grünen, die FDP und die Linkspartei. Auf der Landeswahlebene blieb der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe bei Wählern beider Großvolksparteien nach wie vor hoch, wobei der Stabilitätsgrad der SPD um 9% höher als bei der CDU war. 19% der ehemaligen

CDU-Wähler wechselten mit ihren Zweitstimmen zur SPD, sodass die SPD auf der Landeswahlebene vom höheren Zweitstimmenanteil ehemaliger CDU-Wähler profitierte. Diese Wechselbewegung bewirkte deutlich den Eintritt der Wählerströme zwischen der CDU und der SPD. Zusätzlich zu den beiden Großvolksparteien lassen sich aus der siebten Zeile entnehmen, dass die möglichen Wählerströme zwischen beiden Großvolksparteien und den Kleinparteien deutlich waren, da diese Kleinparteien dieses Mal von 18% der ehemaligen Wählern beider Großvolksparteien gewählt wurden. Diese Kleinparteien absorbierten zwar die Zweitstimmen von beiden Großvolksparteien, allerdings änderte sich die Parteiidentifikation ihrer Wähler auf der Landeswahlebene nicht für die Großvolksparteien. Es fällt auf, dass die Wähler dieser Kleinparteien den einen hohen Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe hatten, da sich 67,59% dieser Wähler in 2012 wiederum für die Kleinparteien entschieden und nur weniger als 8% zu übrigen Parteien abwanderten. Würden diese Kleinparteien ebenso zusätzlich als eine Gesamtpartei betrachtet werden, so hätte die Wählerschaft dieser „Gesamtpartei“ mit einer stärkeren Parteiloyalität an ihr festgehalten als die Wähler der übrigen Parteien.

In den weiteren Zeilen präferierten 12,63% ehemaliger Grünen-Wähler wieder die Grünen, aber 19,74% die SPD, 16,61% die CDU und 15,56% die Kleinparteien sowie jeweils weniger als 14% die übrigen Parteien. 13,79% ehemaliger FDP-Wähler wählten ebenso die FDP, 16,12% die CDU, 13,84% die SPD, 14,6% die Piratenpartei, 18,41% die Kleinparteien sowie jeweils weniger als 12% die übrigen Parteien. 11,94% ehemaliger Linke-Anhänger stimmten mit ihren Zweitstimmen wieder für die Linkspartei, aber 18,18% für die SPD, 13,62% für die CDU und durchschnittlich 13% bis 14% für jede der übrigen Parteien. 14,5% ehemaliger Piraten-Anhänger entschieden sich noch einmal für die Piratenpartei, 16,34% für die SPD, 12,67% für die CDU

und durchschnittlich 12% bis 16% für jede der übrigen Parteien. Aus den obigen Zeilen lässt sich entnehmen, dass sich diese Wähler auf der Landeswahlebene in ihrem Wahlverhalten zwischen ihren ursprünglich gewählten Parteien und den Großvolksparteien oder den Kleinparteien sehr unentschlossen zeigten, da sie unter dem Einfluss des niedrigeren Stabilitätsgrads bei der Landtagswahl NRW 2012 ihre Zweitstimmen zum Großteil der SPD, teilweise der CDU bzw. den Kleinparteien gaben. Die Wählerströme sind somit zwischen den mittleren Parteien und allen anderen Parteien, wie z.B. der SPD, deutlich zu sehen. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern der CDU, der SPD und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien haltbar sind.

Um die Forschungshypothesen H1 und H3 zu überprüfen, werden die Schätzergebnisse anhand der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ wiederum betrachtet. Im Fallbeispiel, wo die Landtagswahl NRW 2010 in zeitlicher Entfernung zur Landtagswahl 2012 lag und sich das Ergebnis einer Landtagswahl NRW nicht unmittelbar auf die Bundespolitik bezieht, wechselten die Wähler nicht unter dem Einfluss der Nachrangigkeit der regionalen Landtagswahl zu einer anderen Partei. Die Schätzergebnisse zeigen auch dementsprechend, dass die CDU 32% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 10% bis 17% von ehemaligen Wählern aller Parteien außer den Kleinparteien erhielt. Als größte Regierungspartei im Bund büßte die CDU einen immensen Zweitstimmenanteil bei der regionalen Zwischenwahl ein und verdiente nur einen kleinen Amtsbonus der meisten Parteien hinzu. Die CDU erfuhr ihren Amtsmalus und den „Mid-Term-Effekt“.

Die SPD legte hingegen 14% bis 20% an Zweitstimmen ehemaliger Wählern aller Parteien außer den Kleinparteien hinzu und bei 41% der SPD-Wähler blieb ihre Par-

teilooyalität beständig. Die SPD gewann entsprechend der Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ mehrere Zuwanderer aus den meisten Parteien hinzu und profitierte vom „Mid-Term-Effekt“ und ohne Einfluss der Wahlebene am meisten. Ihr großer Wahlsieg kann als ein starkes Signal an die Bundesregierung interpretiert werden (Decker/von Blumenthal 2002: 148-153). Bei den mittleren Parteien ist eine niedrigere Parteiloyalität zu sehen, da sie ohne Unterscheidung zwischen Regierungs- und Oppositionsparteien nur 12% bis 15% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern hinzugewinnen konnten. Hierbei erhielt die FDP zusätzlich 12% bis 15% der Zweitstimmen ehemaliger Grünen-, Linke- und Piraten-Wähler. Die FDP erfuhr unter dem Einfluss des „Mid-Term-Effekts“ keinen zusätzlichen Vorteil bei der regionalen Zwischenwahl, damit kam bei ihr offensichtlich der Amtsmalus vor (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006).

Bei der Opposition ist bei den Grünen zu erkennen, dass sie zusätzlich im Durchschnitt 11% bis 15% der Zweitstimmen ehemaliger FDP-, Linke- und Piraten-Wählern erhielt. Die Linkspartei bekam zusätzlich 10% bis 13% von ehemaligen Grünen-, FDP- und Piraten-Wählern. Die zwei kleineren Oppositionsparteien gewannen die zusätzlichen Zweitstimmen meistens von ehemaligen Grünen-, Linke- und Piraten-Wählern hinzu, aber weniger von ehemaligen Wählern beider Großvolksparteien bzw. der Kleinparteien. Die Piratenpartei wurde dagegen ohne Unterscheidung zwischen Regierung- und Oppositionsparteien noch von 10% bis 15% der ehemaligen Wählern aller Parteien außer der Kleinparteien gewählt, sodass bei diesen kleineren Oppositionsparteien nur die Piratenpartei bei der regionalen Zwischenwahl entsprechend der Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ mehr vom zeitlichen Faktor und der Einstufung der Wahlebene profitierte.

Schließlich behielten die Kleinparteien 8% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen

Wählern und absorbierten gleichzeitig 13% bzw. 19% der Stimmen von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien, inkl. beider Großvolkparteien. Bei der regionalen Zwischenwahl bekamen diese Kleinparteien ebenfalls den Oppositionsbonus ehemaliger Wähler aller Parteien, insbesondere von ihren ehemaligen Wählern und ehemaligen Wählern beider Großvolkparteien. Für diese Kleinparteien bedeuten der „Mid-Term-Effekt“ und die Nachrangigkeit der Nebenwahl einen deutlichen Gewinn. Daraus folgt das bemerkenswerte Resultat, dass die Wähler beider Großvolkparteien bei der regionalen Zwischenwahl eher zu den Kleinparteien und teilweise zur Piratenpartei abwanderten. Das veränderte Wahlverhalten kann einerseits als ein „Signal“ an die zwei Großvolkparteien, andererseits als ein Experiment der Potentiale der mittleren Parteien oder der Kleinparteien gelten (Dinkel 1977; Sturm 1999; Decker/von Blumenthal 2002: 148-153). Allerdings spiegeln die Annahmen in diesem Falle nur das Wahlverhalten der Wähler der SPD, der Piratenpartei und der Kleinparteien wieder, da nur sie von der regionalen Nebenwahl merklich profitierten. Die Hypothesen H1 und H3 wurden nicht akzeptiert.

3.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und Erststimmen bei der Landtagswahl 2012

Tabelle 4.41: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	4,1544802	8,316942	γ_{FF}	1,22387234	9,92352
γ_{CS}	-0,86874786	17,04608	γ_{FL}	-1,0063866	15,790587
γ_{CG}	-0,71786327	17,309792	γ_{FR}	-0,88577072	16,749059
γ_{CF}	-0,92685719	16,879812	γ_{LC}	-1,20573269	16,316342
γ_{CL}	-0,99823135	16,407709	γ_{LS}	1,69706378	16,73023
γ_{CR}	-0,78098837	17,304604	γ_{LG}	-0,53426023	18,282929
γ_{Sc}	-1,30154725	15,996215	γ_{LF}	-0,60167368	17,969319
γ_{SS}	4,05447442	11,142652	γ_{LL}	-0,33468716	18,265264
γ_{SG}	-0,83084739	17,141885	γ_{LR}	0,25437	21,87297
γ_{SF}	-0,88837148	16,934586	γ_{RC}	-1,87650834	13,529424
γ_{SL}	-0,74179697	17,148326	γ_{RS}	-0,44403681	13,982207
γ_{SR}	-0,33300252	18,936379	γ_{RG}	-1,47478949	13,894947
γ_{Gc}	-1,25147256	15,781791	γ_{RF}	-1,51347266	13,99529
γ_{GS}	1,08479026	13,520746	γ_{RL}	-1,39078402	12,67828
γ_{GG}	2,0614679	10,081133	γ_{RR}	3,21080155	5,551228
γ_{GF}	-0,75726939	17,026235	γ_{PC}	-0,59379385	18,37029
γ_{GL}	-0,91174618	16,205442	γ_{PS}	0,64616469	25,204336
γ_{GR}	-0,99995619	16,490586	γ_{PG}	-0,08150089	21,436508
γ_{FC}	-0,86705852	16,50493	γ_{PF}	-0,18915976	20,63767
γ_{FS}	0,01820398	16,902779	γ_{PL}	-0,19625332	20,418682
γ_{FG}	-0,47945389	17,214202	γ_{PR}	-0,04216894	21,710136

Aus den Parametern γ_{rc} in Tabelle 4.41 lassen sich alle ohne die Kovariable berechneten Parameterwerte ersehen. Abgesehen von $\gamma_{SR}, \gamma_{FS}, \gamma_{FG}, \gamma_{LL}, \gamma_{LR}, \gamma_{RS}, \gamma_{FG}, \gamma_{FF}, \gamma_{FL}, \gamma_{FR}$ (-0,3330, 0,0182, -0,4795, -0,3347, 0,2544, -0,4440, -0,0815, -0,1892, -0,1963, -0,0422) sind alle Parameterwerte deutliche von null entfernt. Damit scheinen sie signifikant und plausibel zu sein (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004). Dann muss die Plausibilität über alle Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i), die ohne die Kovariable simuliert wurden, weiterhin geprüft werden.

Tabelle 4.42: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“ (ohne die Kovariable)

		Landtagswahl 2012 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)	CDU	0,95348571 (0,004145458)	0,006046176 (0,000598078)	0,007303472 (0,000659900)	0,005866981 (0,000483896)	0,00551145 (0,000475826)	0,006940745 (0,000844798)	0,014845467 (0,001441906)
	SPD	0,004373445 (0,000267056)	0,945537513 (0,005249664)	0,007560573 (0,001113240)	0,006821416 (0,000670578)	0,007876305 (0,000564230)	0,011378743 (0,001561539)	0,016452007 (0,001514723)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,02086157 (0,002424690)	0,23363921 (0,043935180)	0,5767409 (0,040233440)	0,035392208 (0,003241419)	0,030331496 (0,001980906)	0,027771607 (0,003169308)	0,075263005 (0,006011077)
	FDP	0,053886727 (0,005873219)	0,13837125 (0,022104010)	0,08881425 (0,020228780)	0,47326683 (0,018864780)	0,05022346 (0,002268060)	0,059778784 (0,006643954)	0,135658701 (0,006522866)
	Die Linke	0,029738394 (0,001938773)	0,54885236 (0,058090480)	0,06349676 (0,012712580)	0,054559667 (0,003862102)	0,072258452 (0,006639995)	0,13022608 (0,034438410)	0,100868291 (0,008947191)
	Piraten	0,00549594 (0,000428883)	0,023262309 (0,004402526)	0,008810229 (0,001186089)	0,00805299 (0,000651731)	0,009254001 (0,000377578)	0,90835651 (0,003871642)	0,036768021 (0,000963932)
	Kleinparteien	0,076340066 (0,004951547)	0,28657005 (0,053077280)	0,1338193 (0,025170200)	0,115308919 (0,008551791)	0,114111665 (0,005572518)	0,1334759 (0,015336470)	0,140374104 (0,005648099)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Alle Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) sind in Tabelle 4.42 dargestellt. Sie wurden ohne die Kovariable im Rahmen des bayesianischen Modells berechnet und in der 7x7-Tabelle rekonstruiert. Da die tatsächlichen Daten ohne die Kovariable nicht korrekt simuliert werden konnten, führt die Simulation sehr wahrscheinlich zum Fehlschluss. Die Tabelle zeigt, dass die Einträge von $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{GG}^i, \beta_{PP}^i, \beta_{LS}^i$ (95,35%, 94,55%, 57,67%, 90,84%, 54,89%) mit jeweils über 50% überschätzt und $\beta_{CS}^i, \beta_{CG}^i, \beta_{CF}^i, \beta_{CL}^i, \beta_{CP}^i, \beta_{SC}^i, \beta_{SG}^i, \beta_{SF}^i, \beta_{SL}^i, \beta_{PC}^i, \beta_{PG}^i, \beta_{PF}^i, \beta_{PL}^i$ (0,60%, 0,73%, 0,59%, 0,55%, 0,69%, 0,44%, 0,76%, 0,68%, 0,79%, 0,55%, 0,88%, 0,81%, 0,93%) mit unter 1% unterschätzt wurden. Somit scheinen solche über- bzw. unterschätzten Werte nicht zuverlässig zu sein. In diesem Falle bedarf die richtige Rekonstruktion der

7x7-Tabelle eines zweiten Schätzungsschritts mithilfe der Kovariable (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b), die hier die Höhe der Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden in NRW ist. Der Gesamthöhe der Wahlbeteiligung bei der Landtagswahl 2012 betrug durchschnittlich 60% und ist um 10% niedriger als bei den Bundestagswahlen. Jede Gemeinde hat eine unterschiedliche Höhe der Wahlbeteiligung bei der Landtagswahl 2012, sodass die Wahlbeteiligung ins Simulationsverfahren mit einbezogen werden muss. Der Grund besteht darin, dass die Simulation des Stabilitätsgrads und die Analyse der Wählerströme in Gemeinden durch die Höhe der Wahlbeteiligung beeinflusst werden. Die erneut simulierten Parameterwerte δ_{rc} sind in Tabelle 4.43 spezifiziert.

Tabelle 4.43: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-0,87416921	10,534581	δ_{CC}	4,36641474	17,345856	γ_{FF}	-0,17652091	14,23542	δ_{FF}	0,02466969	23,634137
γ_{CS}	0,54032499	15,520592	δ_{CS}	-0,59168925	25,759322	γ_{FL}	-0,11387105	13,921189	δ_{FL}	-0,1870551	23,087767
γ_{CG}	-0,63673292	12,620932	δ_{CG}	0,27024904	20,976246	γ_{FR}	-0,25198475	16,088061	δ_{FR}	0,74005113	26,75844
γ_{CF}	-0,36595729	12,233059	δ_{CF}	-0,35468325	20,311524	γ_{LC}	-0,02580073	15,623505	δ_{LC}	0,1841673	25,958373
γ_{CL}	-0,25525748	12,010204	δ_{CL}	-0,6991092	19,929823	γ_{LS}	0,52998709	15,960164	δ_{LS}	-0,62846374	26,508112
γ_{CR}	0,64479257	16,226533	δ_{CR}	-0,50572395	26,815105	γ_{LG}	-0,41875853	14,79684	δ_{LG}	0,58530297	24,620256
γ_{SC}	-0,49753154	15,049956	δ_{SC}	0,87557428	25,055144	γ_{LF}	-0,29609482	14,506188	δ_{LF}	0,30649937	24,12406
γ_{SS}	2,6352584	12,182871	δ_{SS}	-1,49558823	20,354629	γ_{LL}	-0,14480556	14,316565	δ_{LL}	-0,0123711	23,798909
γ_{SG}	-0,90899511	12,918705	δ_{SG}	0,82168937	21,501127	γ_{LR}	0,34360368	15,806668	δ_{LR}	-0,3567435	26,24498
γ_{SF}	-0,45130573	12,498973	δ_{SF}	-0,12066849	20,782034	γ_{RC}	-0,63893752	15,357326	δ_{RC}	1,35284595	25,650158
γ_{SL}	-0,43943199	12,281673	δ_{SL}	-0,27421634	20,399151	γ_{RS}	-0,04865444	15,224226	δ_{RS}	0,69782306	25,419219
γ_{SR}	0,29690792	16,284071	δ_{SR}	-0,08788523	27,039196	γ_{RG}	-1,22928927	12,194936	δ_{RG}	1,08297151	20,3167
γ_{GC}	-0,21919986	15,996493	δ_{GC}	0,66517402	26,593147	γ_{RF}	-1,02057694	11,806273	δ_{RF}	0,53152951	19,638294
γ_{GS}	0,47264096	16,987356	δ_{GS}	-0,23921925	28,310794	γ_{RL}	-0,69854941	11,60057	δ_{RL}	-0,17108395	19,286295
γ_{GG}	-0,0941771	14,365483	δ_{GG}	-0,06893499	23,886102	γ_{RR}	4,45971317	7,937893	δ_{RR}	-3,53300716	13,267064
γ_{GF}	0,2024654	13,747709	δ_{GF}	-0,72754092	22,807766	γ_{PC}	0,05130123	15,284487	δ_{PC}	-0,03928223	25,404632
γ_{GL}	0,21985089	13,433613	δ_{GL}	-0,88057752	22,260383	γ_{PS}	0,0041547	15,360747	δ_{PS}	0,06279707	25,533347
γ_{GR}	0,18849866	16,469216	δ_{GR}	0,14927525	27,388316	γ_{PG}	0,0285953	15,075902	δ_{PG}	-0,07775173	25,060708
γ_{FC}	-0,2625134	16,022192	δ_{FC}	0,73684179	26,649307	γ_{PF}	-0,24576978	14,973299	δ_{PF}	0,3522616	24,882787
γ_{FS}	0,23030551	16,168222	δ_{FS}	-0,08281409	26,914437	γ_{PL}	0,06483402	14,897297	δ_{PL}	-0,18511501	24,750857
γ_{FG}	-0,43721719	14,614106	δ_{FG}	0,55731524	24,293542	γ_{PR}	-0,1223739	15,325042	δ_{PR}	0,26514316	25,470373

In Tabelle 4.43 sind zwei unterschiedliche Parametergruppen dargestellt, in denen sowohl die ohne die Kovariable als auch mit der Kovariable erneut simulierten Parameterwerte γ_{rc} und δ_{rc} dargestellt sind. Die Parameterwerte von δ_{CC} , δ_{CS} , δ_{CL} , δ_{SC} , δ_{GC} , δ_{GF} , δ_{GL} , δ_{FC} , δ_{FG} , δ_{FR} , δ_{LS} , δ_{LG} , δ_{RC} , δ_{RS} erhöhten sich, aber δ_{CR} , δ_{SS} , δ_{SG} , δ_{RG} , δ_{RR} senkten sich, da alle Parameterwerte bei der Simulation in unterschiedlichem Maße angepasst wurden. Allerdings bleiben sie meistens mit einer relativ großen Entfernung

von null entfernt und gelten damit als plausibel. Daraus geht hervor, dass die Kovariable im zweiten Simulationsverfahren einen tatsächlichen Einfluss auf die meisten Koeffizienten besaß (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Die Rekonstruktion der erneut simulierten Ergebnisse für Wählerströme wird in Tabelle 4.44 gezeigt.

Tabelle 4.44: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012“ (mit der Kovariable)

		Landtagswahl 2012 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)	CDU	0,4353643 (0,048991300)	0,1433377 (0,013210160)	0,050908544 (0,002990818)	0,052925204 (0,004546455)	0,051583605 (0,005245118)	0,085378039 (0,016901280)	0,18050259 (0,006106124)
	SPD	0,127734037 (0,008528075)	0,5212419 (0,019032460)	0,050605499 (0,003290081)	0,041430125 (0,000957394)	0,048329057 (0,000792312)	0,0902535 (0,002907565)	0,120405887 (0,002564290)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,252819814 (0,007708675)	0,092982129 (0,000899068)	0,087018666 (0,000189265)	0,10714629 (0,003376529)	0,124564222 (0,004773542)	0,150459619 (0,001388244)	0,185009261 (0,000149073)
	FDP	0,183400551 (0,003431512)	0,108019099 (0,001925524)	0,132307742 (0,001417353)	0,13487325 (0,001761571)	0,131728904 (0,002969999)	0,12186726 (0,003537912)	0,187803191 (0,001729690)
	Die Linke	0,201691735 (0,001392804)	0,132125708 (0,003842242)	0,140891965 (0,003525267)	0,133384286 (0,001672195)	0,114032502 (0,000197183)	0,137664759 (0,002390744)	0,140209044 (0,000162732)
	Piraten	0,137543967 (0,011511200)	0,143934561 (0,014177650)	0,122378232 (0,003803008)	0,164888925 (0,003677783)	0,125247294 (0,002318904)	0,13860291 (0,040944800)	0,16740411 (0,005465874)
	Kleinparteien	0,07393989 (0,00069242)	0,11375899 (0,000067086)	0,026605277 (0,000824234)	0,030849558 (0,002054671)	0,02647493 (0,001446157)	0,057529758 (0,001429552)	0,6708416 (0,000454622)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die Tabelle 4.44 stellt eine Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix des Modells „Zweitstimmen (2010) – Erststimmen (2012)“ dar, die durch ein bayesianisches Simulationsverfahren rekonstruiert wurde, wobei die Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe zu jeder Partei und die möglichen Wählerströme zwischen Parteien aufweisen (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Zunächst sieht man in der ersten Zeile, dass 43,54% ehemaliger CDU-Wähler wieder für die CDU und 14,33% für die SPD, 18,05% für die Kleinparteien und jeweils weniger als 9% für die übrigen Parteien stimmten. In der zweiten Zeile wählten 52,12% ehemaliger SPD-Wähler wieder die SPD, 12,77% die CDU, 12,04% die Kleinparteien und jeweils weniger als 10% die übrigen Parteien. Aus den obigen Zeilen lässt sich entnehmen, dass die CDU- und SPD-Wähler als Stammwähler immer an einer nachhaltigen Parteiloyalität festhielten und bei ihnen der Stabilitätsgrad in ihren Stimmenabgaben deutlich hoch blieb. Auffällig ist, dass noch 12% bis 18% ehemaliger

CDU- und SPD-Wähler dieses Mal den Kandidaten der Kleinparteien ihre Erststimmen gaben.

In diesem Falle kann man feststellen, dass die Wählerströme sowohl innerhalb beider Großvolksparteien als auch zwischen beiden Großvolksparteien und den Kleinparteien vorkamen. Aufgrund des Vorliegens der Wählerströme zwischen beiden Großvolksparteien und den Kleinparteien kann weiter anhand der siebten Zeile festgestellt werden, dass 67,08% ehemaliger Wähler der Kleinparteien in 2012 wieder treu für diese Kleinparteien, 11,38% für die SPD und jeweils ca. 8% für die übrigen Parteien votierten. Betrachtet man diese Kleinparteien als eine Gesamtpartei, so ist re“ Wählerschaft aufgrund der hohen Parteiloyalität nicht zu sonstigen Parteien abgewandert. Da die Kandidaten der Kleinparteien von ihren ehemaligen Wählern zum Großteil wieder gewählt wurden, sind hier nur kleinere Wählerströme geschehen. Dennoch gewannen diese Kleinparteien noch einen kleinen Erststimmenanteil von der SPD hinzu, sodass noch unidirektionale Wählerströme zwischen der SPD und diesen Kleinparteien geschehen sind.

In weiteren Zeilen ist zu erkennen, dass nur 8,7% ehemaliger Grünen-Wähler wieder für die Grünen, aber 25,28% für die CDU, 15,05% für die Piratenpartei und 18,8% für die Kleinparteien sowie jeweils weniger als 13% für die übrigen Parteien inkl. der SPD votierten. 13,49% ehemaliger FDP-Wähler entschieden sich wieder für die FDP, 18,34% für die CDU und 18,78% für die Kleinparteien, aber durchschnittlich 10% bis 14% für die übrigen Parteien. 11,4% ehemaliger Linke-Wähler wählten wieder die Linkspartei, 20,17% die CDU und durchschnittlich 13% bis 14% die übrigen Parteien. 13,86% ehemaliger Piraten-Wähler unterstützten nochmals die Piratenpartei, 16,49% die FDP, 14,39% die SPD und 16,74% die Kleinparteien sowie im Durchschnitt 12% bis 13% die übrigen Parteien inkl. der CDU. Aus den obigen Zeilen lässt sich bei der

Wechselbewegung von Wählern mittlerer Parteien ersehen, dass die Wähler auf der Landeswahlebene tendenziell nicht an Kandidaten ihrer ursprünglich gewählten Parteien festhielten und sich deren Erststimmen verstreut auf unterschiedliche Parteien verteilten. Im Vergleich mit dem ersten und dem zweiten Modell (s. Fallbeispiele 3.1 und 3.2) fällt bei den mittleren Parteien auf, dass 18% bis 20% bzw. 12% bis 19% ehemaliger Wähler der mittleren Parteien ohne Unterscheidung von Regierungs- und Oppositionsparteien wieder die CDU und die Kleinparteien wählten. In diesem Fall spaltete sich das Wahlverhalten der Wähler der mittleren Parteien auf der Landeswahlebene, da diese Wähler entgegen ihrer Parteiidentifikation sowohl zur CDU als auch zu den Kleinparteien abwanderten. Somit sind unidirektionale Wählerströme zwischen den mittleren Parteien und der CDU bzw. den Kleinparteien deutlich erschienen. Aus den obigen Analyseergebnissen lässt sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern der CDU, der SPD und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien haltbar sind.

Weiterhin sind die Schätzergebnisse mittels der „Second-Order-Election-Theorie“ für die Forschungshypothesen zu überprüfen.⁴⁵ Die CDU bekam bei der nachrangigen regionalen Nebenwahl 44% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 13% bis 25% von ehemaligen Wählern aller Parteien außer denen der Kleinparteien hinzu. Der Erststimmenanteil der CDU ist zwar um 8% niedriger als bei der SPD, jedoch erhielten ihre Kandidaten erneut die Mehrheit der Erststimmen ehemaliger Wähler aller Parteien, d.h. 20% bis 25% von ehemaligen Linke- und Grünen-Wählern. So befand sich die CDU nicht im „Mid-Term-Blue“ bei der nachrangigen regionalen

⁴⁵ Die Höhe der Wahlbeteiligung betrug ca. 60% und näherte sich der durchschnittlichen Wahlbeteiligung der vorangegangenen Landtagswahlen, sodass die Wahlbeteiligung sich nicht wegen des Desinteresses an der Landtagswahl oder des Protests gegen die Regierungspartei im Bund gesunken ist.

Zwischenwahl. Hiergegen erhielt die SPD 52% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 11% bis 14% von ehemaligen Wählern aller Parteien außer der Grünen. Sie verdiente den Oppositionsbonus hauptsächlich durch ihre ehemaligen Wähler, aber zusätzlich noch ein wenig von ehemaligen Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien wie bei den zwei nahestehenden Wahlen. So profitierte die SPD nicht von dem Stimmenverlust der Regierungsparteien bei der regionalen Zwischenwahl. Dies kann als ein negatives Signal an die SPD verstanden werden (Decker/von Blumenthal 2002: 148-153), da durchschnittlich 18% bis 25% ehemaliger Grünen-, FDP- und Linke-Wähler vor der Bundestagswahl 2013 zur CDU abwanderten.

Zusätzlich zu den beiden Großvolksparteien ähnelten sich alle mittleren Parteien einander in ihrem Erststimmenanteil durch ihre ehemaligen Wähler (9% bzw. 14%). Zuerst bekam die FDP als kleine Regierungspartei 11% bis 16% der Erststimmen ehemaliger Wähler der Grünen, der Linkspartei und der Piratenpartei. Sie erfuhr den Stimmenverlust aufgrund des Amtsmalus und verdiente unter dem Einfluss der Nachrangigkeit der regionalen Nebenwahl lediglich den kleinen Vorteil bei der Zwischenwahl. Bei der Opposition erhielten die Grünen zusätzlich 12% bis 14% der Erststimmen ehemaliger Piraten-, Linke-, und FDP-Wählern. Die Linkspartei erhielt 12% bis 13% der Erststimmen ehemaliger Grünen-, Piraten- und FDP-Wähler. Die Piratenpartei wurde im Durchschnitt von 9% bis 15% der ehemaligen Wähler beider Großvolksparteien, der FDP, der Linkspartei und der Grünen gewählt. Die drei kleineren Oppositionsparteien gewannen meistens voneinander den kleinen Oppositionsbonus hinzu und deren Erststimmenanteile zeigten keinen erheblichen Unterschied. Sie profitierten offensichtlich entgegen der Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ nicht vom „Mid-Term-Effekt“ und der Nachrangigkeit

der Landtagswahl. Schließlich bekamen die Kleinparteien 67% der Erststimmen ihrer ehemaligen Wähler sowie jeweils 12% bis 19% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien.

Die Kleinparteien behielten erfolgreich ihre ehemaligen Wähler und wurden gleichzeitig von Zuwanderern aus unterschiedlichen Parteien, inkl. der zwei Großvolksparteien unterstützt. Es ist wahrscheinlich, dass die Wähler dieser Kleinparteien aufgrund ihrer Unzufriedenheit mit beiden Großvolksparteien oder allen mittleren Parteien ihre Parteiidentifikation veränderten. Trotzdem profitierten diese Kleinparteien entsprechend der Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ von dem zeitlichen Faktor und der Nachrangigkeit der regionalen Nebenwahl, da mehr Wähler die Kleinparteien als vorübergehendes Experiment wählen wollten (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999). In diesem Fall kann man feststellen, dass die Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ nur zum Teil entsprechend den Schätzergebnissen der FDP und der Kleinparteien erfüllt sind, aber zum Teil deutlich von den Ergebnissen des Modells abweichen. Die Hypothesen H1 und H3 wurden nicht akzeptiert.

3.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012

Tabelle 4.45: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	2,5483821	5,601503	γ_{FF}	2,6641553	12,008991
γ_{CS}	0,22324056	9,273153	γ_{FL}	-0,75778726	17,296981
γ_{CG}	-1,23465891	13,72576	γ_{FR}	-0,65113745	17,897563
γ_{CF}	-0,97703194	13,761708	γ_{LC}	-1,36140589	15,712616
γ_{CL}	-1,66695411	12,989134	γ_{LS}	0,91582474	21,061839
γ_{CR}	-1,24338351	14,396553	γ_{LG}	-0,2792335	18,945223
γ_{SC}	-1,55192024	15,323779	γ_{LF}	-0,45097289	18,26657
γ_{SS}	3,642713	10,057115	γ_{LL}	-0,45381616	17,462531
γ_{SG}	-0,62965257	17,302231	γ_{LR}	1,09715	19,772464
γ_{SF}	-0,81572691	16,826609	γ_{RC}	-1,64988088	14,862831
γ_{SL}	-0,84638728	16,298979	γ_{RS}	-0,03676867	17,254884
γ_{SR}	0,06325202	19,025169	γ_{RG}	-1,00155012	15,72037
γ_{GC}	-1,4416927	15,349955	γ_{RF}	-0,97816224	15,762204
γ_{GS}	0,60278923	16,65955	γ_{RL}	-1,15660308	14,673454
γ_{GG}	2,43926314	9,532488	γ_{RR}	3,82312177	8,331367
γ_{GF}	0,24066516	17,385615	γ_{PC}	-0,72609292	17,773212
γ_{GL}	-0,88298807	16,340489	γ_{PS}	0,33865287	24,381559
γ_{GR}	-0,95995884	16,56769	γ_{PG}	0,20445565	23,444219
γ_{FC}	-0,92976693	17,048477	γ_{PF}	0,13679923	22,978334
γ_{FS}	0,06153181	20,775423	γ_{PL}	-0,22331911	20,185357
γ_{FG}	-0,43938546	18,713917	γ_{PR}	-0,06415609	21,545901

In der Tabelle 4.45 stehen alle ohne die Kovariable aus dem ersten Simulationsverfahren resultierenden Parameter (γ_{rc}), bei denen die Parameterwerte außer $\gamma_{CS}, \gamma_{SR}, \gamma_{GF}, \gamma_{FS}, \gamma_{FG}, \gamma_{LG}, \gamma_{LF}, \gamma_{LL}, \gamma_{RS}, \gamma_{PS}, \gamma_{PG}, \gamma_{PF}, \gamma_{PL}, \gamma_{PR}$ (0,2232, 0,0633, 0,2407, 0,0615, -0,4394, -0,2792, -0,4510, -0,4538, -0,0368, 0,3387, 0,2045, 0,1368, -0,2233, -0,0642) ziemlich entfernt von null abweichen. Deswegen sind diese im ersten Simulationsverfahren als plausibel anzusehen (Rosen et al. 2001).

Tabelle 4.46: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl“ (ohne die Kovariable 2012)

		Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)	CDU	0,790986798 (0,004233594)	0,076532173 (0,004554893)	0,017950101 (0,001040754)	0,023266772 (0,001470051)	0,011538386 (0,000312833)	0,017809709 (0,001810101)	0,06191606 (0,002251049)
	SPD	0,005052547 (0,000192707)	0,91414982 (0,004881736)	0,012548795 (0,000931198)	0,010433969 (0,000679275)	0,010075884 (0,000318622)	0,024308003 (0,003584547)	0,023430983 (0,000900018)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,01433371 (0,000714361)	0,1058126 (0,011153870)	0,6904072 (0,009608650)	0,078935438 (0,009718629)	0,025386929 (0,000670801)	0,024067262 (0,002307457)	0,061056867 (0,001991585)
	FDP	0,021361207 (0,001707458)	0,05881649 (0,010320190)	0,035147381 (0,002773096)	0,77582093 (0,022039350)	0,025332183 (0,001754872)	0,028854539 (0,002824293)	0,054667274 (0,004571211)
	Die Linke	0,028904633 (0,001458198)	0,2742749 (0,051675000)	0,087138971 (0,006219785)	0,07118839 (0,006130204)	0,072132123 (0,003719156)	0,353506 (0,061473430)	0,11285502 (0,004118831)
	Piraten	0,003912432 (0,000294066)	0,020655663 (0,002154177)	0,007534527 (0,000524027)	0,00760672 (0,000667755)	0,006391089 (0,000226475)	0,933325586 (0,003993176)	0,020573983 (0,001146923)
	Kleinparteien	0,070174 (0,003774940)	0,19800141 (0,020529280)	0,1749716 (0,014173700)	0,16829271 (0,011633140)	0,113966618 (0,001958837)	0,13183892 (0,010535710)	0,142754744 (0,001192023)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Danach sieht man in Tabelle 4.46, dass alle ohne die Kovariable ausgerechneten Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i), wobei $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{GG}^i, \beta_{FF}^i, \beta_{PP}^i$ (79,1%, 91,41%, 69,04%, 77,58%, 93,33%) übermäßig hoch und $\beta_{SC}^i, \beta_{PC}^i, \beta_{PG}^i, \beta_{PF}^i, \beta_{PL}^i$ (0,51%, 0,39%, 0,75%, 0,76%, 0,64%) extrem niedrig simuliert wurden. Damit widersprechen diese Übergangswahrscheinlichkeiten der Realität und sie verursachten eine unplausible Schlussfolgerung. Aufgrund dessen, dass die Wahlbeteiligung einen Einfluss auf die Wahlergebnisse in 396 Gemeinden hatte, muss die Höhe der Wahlbeteiligung in Form von der Kovariable für das Simulationsverfahren verwendet werden, um den Stabilitätsgrad und verschiedene Möglichkeiten der Wählerströme in der 7x7-Tabelle zu rekonstruieren (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Die erneut mit der Kovariable geschätzten Parameter sind in Tabelle 4.47 visualisiert.

Tabelle 4.47: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-1,1413928	11,04851	δ_{CC}	3,99320756	18,073165	γ_{FF}	-0,31176574	14,59332	δ_{FF}	0,3630903	24,226436
γ_{CS}	0,72657874	15,991225	δ_{CS}	-0,67412712	26,426356	γ_{FL}	-0,12737546	13,895004	δ_{FL}	-0,18145837	23,014008
γ_{CG}	-0,15655769	12,620498	δ_{CG}	-0,48871268	20,953607	γ_{FR}	0,06029818	16,02432	δ_{FR}	0,20693916	26,632307
γ_{CF}	-0,34337759	12,389241	δ_{CF}	-0,21753247	20,546886	γ_{LC}	0,16777713	15,496779	δ_{LC}	-0,17240838	25,715035
γ_{CL}	-0,37611695	11,814038	δ_{CL}	-0,58403796	19,551103	γ_{LS}	-0,16022103	15,865023	δ_{LS}	0,48872975	26,309243
γ_{CR}	1,56034797	16,55684	δ_{CR}	-1,57539673	27,412558	γ_{LG}	-0,73017422	14,885955	δ_{LG}	1,12561708	24,7365
γ_{SC}	-0,46463076	14,859967	δ_{SC}	0,78593028	24,721355	γ_{LF}	-0,10750561	14,732444	δ_{LF}	0,05934022	24,480569
γ_{SS}	1,79623155	12,981584	δ_{SS}	-0,47211508	21,606603	γ_{LL}	-0,29094772	14,292216	δ_{LL}	0,21696968	23,728508
γ_{SG}	-0,82606239	13,011415	δ_{SG}	0,73991047	21,656922	γ_{LR}	0,28442842	15,758452	δ_{LR}	-0,26741225	26,143767
γ_{SF}	-0,97341198	12,751624	δ_{SF}	0,90425134	21,204362	γ_{RC}	0,07900814	14,974714	δ_{RC}	-0,02415967	24,962919
γ_{SL}	-0,45930913	12,170111	δ_{SL}	-0,28930506	20,204429	γ_{RS}	0,09798036	15,840323	δ_{RS}	0,34766002	26,226576
γ_{SR}	0,84516511	16,748554	δ_{SR}	-0,78135369	27,84156	γ_{RG}	-1,2045557	12,383038	δ_{RG}	1,11177735	20,583261
γ_{GC}	-0,0812872	15,719887	δ_{GC}	0,34370311	26,086756	γ_{RF}	-1,17228357	12,147014	δ_{RF}	0,98894112	20,176739
γ_{GS}	0,10966719	16,548689	δ_{GS}	0,27882755	27,485267	γ_{RL}	-0,62808944	11,63653	δ_{RL}	-0,30896692	19,301138
γ_{GG}	-0,64833733	14,545685	δ_{GG}	0,89827689	24,159452	γ_{RR}	4,89935058	8,921937	δ_{RR}	-4,28548324	14,893739
γ_{GF}	-0,18831117	14,172611	δ_{GF}	0,06569534	23,51557	γ_{PC}	-0,13388226	15,255046	δ_{PC}	0,25840933	25,324866
γ_{GL}	-0,0308741	13,40303	δ_{GL}	-0,47708619	22,180568	γ_{PS}	0,35165152	15,336105	δ_{PS}	-0,52575865	25,457521
γ_{GR}	-0,1483101	16,383063	δ_{GR}	0,70185239	27,23614	γ_{PG}	0,20516371	15,105903	δ_{PG}	-0,36346731	25,081995
γ_{FC}	-0,25731682	15,793037	δ_{FC}	0,65981029	26,222967	γ_{PF}	-0,30306109	15,059444	δ_{PF}	0,47241035	25,002214
γ_{FS}	-0,20465229	15,985994	δ_{FS}	0,59771716	26,552586	γ_{PL}	0,03693644	14,89002	δ_{PL}	-0,14570063	24,708979
γ_{FG}	-0,24100294	14,726407	δ_{FG}	0,25749904	24,454753	γ_{PR}	-0,19908515	15,320372	δ_{PR}	0,38829424	25,435318

In der Tabelle 4.47 sind zwei Spalten, bei denen gleichzeitig die ohne die Kovariable (γ_{rc}) und die mit der Kovariable (δ_{rc}) aus dem zweiten Schätzverfahren resultierenden Parameter dargestellt sind. Davon sind die Parameterwerte $\delta_{CC}, \delta_{CL}, \delta_{CR}, \delta_{GG}, \delta_{GR}, \delta_{FC}, \delta_{FS}, \delta_{LG}, \delta_{PS}$ gestiegen und $\delta_{CS}, \delta_{SG}, \delta_{SF}, \delta_{SR}, \delta_{RG}, \delta_{RF}, \delta_{RR}$ gesunken. Solche Parameterwerte wurden zwar nicht in gleichem Maße ausgeglichen, doch bleiben sie noch meistens nicht nahe null, sodass sie plausibel zu sein scheinen. Demnach wirkte sich die Kovariable im zweiten Simulationsverfahren trotz der niedrigeren Höhe der Wahlbeteiligung tatsächlich auf die meisten Koeffizienten aus (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Die erneut rekonstruierten Wählerströme sind in Tabelle 4.48 erläutert.

Tabelle 4.48: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ (mit der Kovariable)

		Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2010 (Zweitstimmen)	CDU	0,46655792 (0,049962480)	0,102851986 (0,009178741)	0,0427004 (0,003569620)	0,05965335 (0,004285540)	0,074256684 (0,006472926)	0,100302272 (0,006305064)	0,15367739 (0,020184590)
	SPD	0,114843286 (0,004862636)	0,551696175 (0,007128812)	0,046728555 (0,001893974)	0,060671407 (0,002911311)	0,042565065 (0,000231463)	0,078389696 (0,000588826)	0,10510582 (0,002896160)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,173692004 (0,000276967)	0,144733499 (0,000180304)	0,14502814 (0,003797330)	0,107165836 (0,001151636)	0,122942204 (0,004292604)	0,121845265 (0,001676398)	0,184593048 (0,003225908)
	FDP	0,192059903 (0,003033713)	0,15742699 (0,002066510)	0,108625474 (0,000221347)	0,123399666 (0,000333063)	0,135502817 (0,002929733)	0,120783326 (0,001632012)	0,162201822 (0,000650525)
	Die Linke	0,129763167 (0,002650785)	0,221198735 (0,002019906)	0,185100776 (0,006964593)	0,085159323 (0,000850287)	0,111467942 (0,000339347)	0,119662344 (0,001520273)	0,147647714 (0,003624134)
	Piraten	0,181487194 (0,005481865)	0,103227931 (0,012681470)	0,100892692 (0,006830754)	0,171933981 (0,007483141)	0,127034584 (0,003494586)	0,133384137 (0,009217763)	0,182039482 (0,045180370)
	Kleinparteien	0,04514067 (0,001346732)	0,09162445 (0,002819152)	0,039608675 (0,002035351)	0,044838476 (0,002935924)	0,032071369 (0,001332141)	0,075140983 (0,000529163)	0,67157538 (0,002432718)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Hinsichtlich des Modells „Zweitstimmen (2010) – Zweitstimmen (2012)“ ist mithilfe des bayesianischen Simulationsverfahrens eine Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) in Tabelle 4.48 rekonstruiert worden. Bei allen Übergangswahrscheinlichkeiten geht es um den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe und die Möglichkeiten der Wählerströme (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten Zeile stimmten 46,66% ehemaliger CDU-Wähler nochmals für die CDU, aber 10,29% für die SPD und 15,37% für die Kleinparteien sowie unter 10% für alle sonstigen Parteien. In der zweiten Zeile votierten 55,17% ehemaliger SPD-Wähler wieder für die SPD, aber 11,48% für die CDU und 10,51% für die Kleinparteien sowie jeweils weniger als 8% für die übrigen Parteien. Die Wähler beider Großvolksparteien, insbesondere die der SPD, verhielten sich bei der Zweitstimmenabgabe ebenfalls loyal, sodass sich die Wählerströme zwischen beiden Großvolksparteien aufgrund des hohen Stabilitätsgrads nur wenig ereigneten. Ausnahmsweise absorbierten die Kleinparteien 10% bis 15% der Zweitstimmen ehemaliger Wähler beider Großvolksparteien. Der Eintritt der Wählerströme zwischen den zwei Großvolksparteien und den Kleinparteien lässt sich damit feststellen.

In der dritten Zeile entschieden sich 14,50% ehemaliger Grünen-Wählern mit ihren Zweitstimmen in 2012 wieder für die Grünen, aber 17,37% für die CDU, 14,47% für die SPD, 18,46% für die Kleinparteien und jeweils unter 13% für die übrigen Parteien. In weiteren Zeilen stimmten 12,33% ehemaliger FDP-Wähler mit ihren Zweitstimmen in 2012 wieder für die FDP, 19,21% für die CDU, 15,74% für die SPD, 16,22% für die Kleinparteien und jeweils unter 14% für die übrigen Parteien. 11,15% ehemaliger Linke-Wähler wählten nochmal die Linkspartei, 22,12% die SPD, 18,51% die Grünen, 14,76% die Kleinparteien und jeweils weniger als 13% die übrigen Parteien inkl. der CDU. 13,34% ehemaliger Piraten-Wähler unterstützten in 2012 erneut die Piratenpar-

tei, jedoch wanderten 18,15% der ehemaligen Piraten-Wähler zur CDU, 18,20% zu den Kleinparteien, 17,19% zur FDP und jeweils weniger als 13% zu den übrigen Parteien ab. In den letzten Zeilen entschieden sich die 67,15% der ehemaligen Wähler der Kleinparteien in 2012 wieder für die Kleinparteien mit ihren Zweitstimmen, aber nur weniger als 10% änderten ihre Wahlverhalten zugunsten der übrigen Parteien, wobei die SPD die meisten Zweitstimmen (9,16%) erhielt.

Im Modell „Zweitstimmen (2010) – Zweitstimmen (2012)“ ist die politisch ähnliche Tendenz zu erkennen, dass die meisten ehemaligen Wähler der mittleren Parteien bei der Landtagswahl 2012 mit ihren Zweitstimmen zu beiden Großvolksparteien bzw. den Kleinparteien abwanderten. Die unidirektionalen Wählerströme sind damit auf der Landeswahlebene offensichtlich zwischen den mittleren Parteien und beiden Großvolksparteien bzw. den Kleinparteien nach wie vor eingetreten. Interessant ist dabei, dass abgesehen von den Grünen-Wählern die Wähler der mittleren Parteien tendenziell nach ihrer Parteienidentifikation zu nahestehenden Parteien abwanderten, z.B. die wechselten ehemalige Linke-Wähler mit ihren Zweitstimmen mehr zu der SPD und den Grünen. Ehemalige FDP-Wähler änderten ihre Zweitstimmen zugunsten der CDU.

Die ehemaligen Grünen-Wähler entschieden sich dagegen meistens für die CDU und die Kleinparteien, aber nicht für die nahestehende SPD. Die Kleinparteien ragen dabei besonders heraus, dass sie einerseits 10% bis 18% der Zweitstimmen ehemaliger Wählern beider Großvolksparteien und mittlerer Parteien erhielten. Andererseits legten sie über 60% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern zu, da ihre Parteiprogramme offensichtlich im Vergleich zu Parteiprogrammen der Großvolksparteien und mittlerer Parteien unterschiedlich waren oder ihre Wähler ganz unzufrieden mit den vorliegenden Parteien waren (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999). Demnach sind die

unidirektionalen Wählerströme in diesem Modell zwischen allen Großvolksparteien bzw. mittleren Parteien sowie den Kleinparteien klar erkennbar. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern der CDU, der SPD und der Kleinparteien als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien akzeptiert wurden.

Im Hinblick auf die Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ werden die Forschungshypothesen im Folgenden überprüft. Bei beiden Großvolksparteien ist zu beobachten, dass deren ehemalige Anhänger sich bei der Landtagswahl loyal verhielten. Bei der Zweitstimmenabgabe erhielt die CDU 47% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 11% bis 19% von ehemaligen Wählern aller Parteien außer der Kleinparteien. Im Vergleich zu der SPD wurde die CDU zwar weniger von ihren ehemaligen Wählern weiter gewählt, jedoch legte sie noch einen großen Zweitstimmenanteil an ehemaligen Wählern der SPD und mittlerer Parteien zu. Aus diesem Grund kam der Amtsmalus oder der „Mid-Term-Blue“ nicht bei der CDU vor. Die CDU bekam ohne Einfluss der Nachrangigkeit der Landtagswahl noch den großen Amtsbonus. Die SPD erhielt 55% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie 10% bis 22% von ehemaligen Wählern aller Parteien außer denen der Kleinparteien. Sie profitierte entsprechend der Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ von dem zeitlichen Faktor und der Nachrangigkeit der regionalen Nebenwahl. Interessant ist, dass beide Großvolksparteien die meisten Zuwanderer insbesondere aus nahestehenden Parteien wie z.B. der FDP, der Linkspartei oder der Grünen hinzugewannen. Bei allen mittleren Parteien erkennt man eine ähnlich niedrige Stabilität in der Stimmenabgabe (11% bis 15%).

Trotz niedriger Parteiloyalität erhielt die FDP noch 17% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der Piratenpartei und 11% von ehemaligen Grünen-Wählern. Die

FDP erfuhr lediglich einen kleinen Vorteil bei der regionalen Zwischenwahl, sodass sie den Stimmenverlust unter dem Einfluss des „Mid-Term-Effekts“ und „des Wahlzyklus“ erfuhr (Dinkel 1977; Reif 1984; Decker 2006). Ähnliches ist bei der Opposition zu beobachten. Die Grünen bekamen durchschnittlich 10% bis 19% der Zweitstimmen von ehemaligen Piraten-, Linke- und FDP-Wählern. Die Linkspartei erhielt durchschnittlich 12% bis 14% der Zweitstimmen von ehemaligen Grünen-, Piraten- und FDP-Wählern. Die Piratenpartei erhielt noch 10% bis 12% der Zweitstimmen von ehemaligen CDU-, Linke-, FDP- und Grünen-Wählern. Hierbei gewannen nur die Grünen entsprechend der Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ einen relativ großen Oppositionsbonus von ehemaligen Wählern der sonstigen mittleren Parteien hinzu, aber die Linkspartei und Piratenpartei bekamen davon nur wenig.

Diese drei kleineren Oppositionsparteien profitierten kaum vom „Mid-Term-Blue“ der Regierungsparteien oder vom „Wahlzyklus“ bei der nachrangigen regionalen Nebenwahl. Schließlich wurden die Kleinparteien von 67% ihrer ehemaligen Wähler sowie ohne Unterscheidung der Parteiidentifikation der Wähler von jeweils 10% bis 13% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien außer der SPD-Wähler gewählt. Die Kleinparteien bekamen bei der Zweitstimmenabgabe ebenfalls den großen Anteil von Zuwanderern aus allen Parteien, inkl. beider Großvolksparteien. Somit profitierten sie erheblich vom „Mid-Term-Blue“ der Bundesregierung. Die Wähler votierten für diese Kleinparteien möglicherweise als Experiment mit deren politischen Potentialen (Dinkel 1977; Sturm 1999).⁴⁶ Abschließend ist anhand der beschriebenen Analysen davon auszugehen, dass durch diese Annahmen aus der „Second-Order-Election-Theorie“ die Schätzergebnisse der SPD und der Kleinparteien und teilweise das Ergebnis der Grünen richtig klargestellt werden können, da sich nur

⁴⁶ Das Experimentieren mit dem Potential bedeutet, dass die Wähler die Kleinparteien darin überprüfen wollten, ob ihr Stimmenanteil erfolgreich über die 5%-Hürde hinausgeht (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999).

die Wähler der SPD, der Kleinparteien und der Grünen entsprechend der obigen Annahmen verhielten. Die Hypothesen H1 und H3 sind nicht haltbar.

4. Fallanalyse für NRW-Wahlen bei der Landtagswahl 2012 und der Bundestagswahl 2013

Wie bei den Fallbeispielen zu den NRW-Wahlen bei der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl 2010 werden die Einschätzungen für Wählerströme in weiteren Fallbeispielen zu den NRW-Wahlen bei der Landtagswahl 2012 und der Bundestagswahl 2013 ebenfalls hinsichtlich der „Second-Order-Election-Theorie“ und mithilfe des bayesianischen Modells durchgeführt. In diesem Falle werden die vorangegangene Landtagswahl 2012 als unabhängige Variable und die nachfolgende Bundestagswahl 2013 als abhängige Variable zur Analyse gesetzt. In den folgenden Fallbeispielen 4.1 bis 4.4 werden die Hypothesen H1 und H4 überprüft.

4.1 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013

Tabelle 4.49: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	5,2369713	10,226915	γ_{FF}	-0,4293318	18,920188
γ_{CS}	-0,8425543	17,097988	γ_{FL}	-0,5859347	18,259487
γ_{CG}	-0,6823276	17,635813	γ_{FP}	-0,6214876	18,089075
γ_{CF}	-0,6935888	17,5405	γ_{LC}	-0,7261099	17,794567
γ_{CL}	-0,8654936	17,028827	γ_{LS}	0,3535604	24,014114
γ_{CP}	-0,805138	17,15383	γ_{LG}	-0,1525805	20,498406
γ_{SC}	-0,9531345	16,781767	γ_{LF}	-0,404087	19,118916
γ_{SS}	3,6152838	9,476073	γ_{LL}	0,9926969	22,626071
γ_{SG}	-0,5971784	17,146107	γ_{LP}	-0,3372161	19,381685
γ_{SF}	-0,9500688	16,335835	γ_{PC}	1,3166126	15,210883
γ_{SL}	-0,2711566	17,714701	γ_{PS}	-0,36032	18,679381
γ_{SP}	-0,9222146	16,328705	γ_{PG}	-0,5558751	17,632911
γ_{GC}	1,7219955	11,215465	γ_{PF}	-0,6238075	16,909585
γ_{GS}	-0,8461643	16,785848	γ_{PL}	-0,1363507	18,481784
γ_{GG}	1,9194422	10,333548	γ_{PP}	-0,6007559	16,793121
γ_{GF}	-0,6131352	17,032872	γ_{RC}	-1,4127377	2,486911
γ_{GL}	-0,6808801	17,17921	γ_{RS}	-2,4012643	5,129966
γ_{GP}	-0,8932615	16,505367	γ_{RG}	-3,2943696	7,494556
γ_{FC}	3,6617767	12,036501	γ_{RF}	-3,3654586	6,546394
γ_{FS}	-0,7778784	17,513001	γ_{RL}	-2,9248148	6,806612
γ_{FG}	-0,4834094	18,686136	γ_{RP}	-3,4529972	6,868998

In Tabelle 4.49 wird ersichtlich, dass alle ohne die Kovariable aus erstem Simulationsverfahren resultierenden Parameter (γ_{rc}) mit Ausnahme der Parameter γ_{SL} , γ_{FG} , γ_{FF} ,

$\gamma_{LS}, \gamma_{LG}, \gamma_{LF}, \gamma_{PS}, \gamma_{PL}$ (-0,2712, -0,4834, -0,4293, 0,3536, -0,1526, -0,4041, -0,3603 und -0,1363) sehr weit von null entfernt liegen. Damit sind diese Parameterwerte als akzeptabel anzusehen (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004).

Tabelle: 4.50 Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (ohne die Kovariable)

		Bundestagswahl 2013 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Erststimmen)	CDU	0,982886516 (0,001813012)	0,002278128 (0,000296409)	0,00257474 (0,000304236)	0,002587333 (0,000285346)	0,002174511 (0,000196058)	0,002301585 (0,000216013)	0,005197188 (0,000524295)
	SPD	0,008945116 (0,001691015)	0,9183933 (0,011225200)	0,013171862 (0,002501663)	0,009105934 (0,000868861)	0,017644115 (0,002826639)	0,00939024 (0,000844003)	0,02334942 (0,003068696)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,34460901 (0,039799460)	0,03382804 (0,003729890)	0,4409237 (0,032299970)	0,039139573 (0,003585334)	0,038740247 (0,003097008)	0,029798464 (0,001952028)	0,072960967 (0,003822413)
	FDP	0,90050043 (0,012676390)	0,011896576 (0,001520686)	0,01589845 (0,001938044)	0,017415553 (0,002676941)	0,014535594 (0,001823126)	0,014059454 (0,001855824)	0,025693948 (0,002931983)
	Die Linke	0,06148265 (0,006669786)	0,21860722 (0,077606860)	0,10830896 (0,010841450)	0,08327407 (0,005054820)	0,31316632 (0,057411680)	0,088932154 (0,004489078)	0,126228621 (0,004428198)
	Piraten	0,4521485 (0,080470900)	0,09398239 (0,021900290)	0,072287 (0,010788060)	0,067931278 (0,006019634)	0,11662909 (0,024534260)	0,069617888 (0,006625796)	0,12740388 (0,016310060)
	Kleinparteien	0,168207298 (0,008471131)	0,05562616 (0,007041380)	0,025259225 (0,001706258)	0,022889346 (0,000685956)	0,03601547 (0,002127910)	0,020977715 (0,000903013)	0,671024791 (0,002737469)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In Tabelle 4.50 werden die im ersten bayesianischen Simulationsverfahren ohne die Kovariable ausgerechneten Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) sichtbar, bei denen $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{RR}^i, \beta_{FC}^i$ (98,29%, 91,84%, 67,1%, 90,05%) extrem überschätzt und $\beta_{CS}^i, \beta_{CG}^i, \beta_{CF}^i, \beta_{CL}^i, \beta_{CP}^i, \beta_{CR}^i, \beta_{SC}^i, \beta_{SF}^i, \beta_{SP}^i$ (0,23%, 0,26%, 0,26%, 0,22%, 0,23%, 0,52%, 0,89%, 0,91%, 0,94%) unnormal unterschätzt wurden. Diese Übergangswahrscheinlichkeiten widersprechen damit der Realität und sind nicht plausibel, was Fehlschlüsse verursacht. In diesem Fall muss die Höhe der Wahlbeteiligung als passende Kovariable bei der Simulation in Erwägung gezogen werden, da die unterschiedlichen Wahlergebnisse, Wählerströme und der schwankende Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe oftmals auf steigende oder verminderte Wahlbeteiligungen in Gemeinden zurückzuführen sind (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b).

Tabelle: 4.51 Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-3,387232302	17,37125	δ_{CC}	6,800246482	23,43117	γ_{FF}	-0,005240226	20,13516	δ_{FF}	-0,11734483	27,49126
γ_{CS}	-0,380907346	19,96878	δ_{CS}	0,637724923	27,31556	γ_{FL}	0,425032887	20,27364	δ_{FL}	-0,678223324	27,67804
γ_{CG}	-0,397992652	17,68588	δ_{CG}	-0,004308422	24,14682	γ_{FP}	0,331553	20,06748	δ_{FP}	-0,590407468	27,39342
γ_{CF}	0,247075425	17,05189	δ_{CF}	-1,059283976	23,27394	γ_{LC}	-0,097241231	21,09905	δ_{LC}	0,172348084	28,82899
γ_{CL}	0,674234687	17,23506	δ_{CL}	-1,56031497	23,51423	γ_{LS}	-0,316642068	21,15739	δ_{LS}	0,495983479	28,90229
γ_{CP}	0,519415877	17,00649	δ_{CP}	-1,445847771	23,20867	γ_{LG}	-0,172593365	20,77355	δ_{LG}	0,215371829	28,38649
γ_{SC}	-1,692945727	21,3598	δ_{SC}	2,346401549	29,23127	γ_{LF}	-0,062088022	20,58252	δ_{LF}	0,032145964	28,12286
γ_{SS}	0,898727947	16,03498	δ_{SS}	0,970897688	21,83353	γ_{LL}	0,011038852	20,68333	δ_{LL}	-0,047601666	28,25495
γ_{SG}	-1,157282805	17,81975	δ_{SG}	1,053659431	24,36313	γ_{LP}	-0,173951421	20,5737	δ_{LP}	0,180094415	28,10806
γ_{SF}	-0,719433674	17,15298	δ_{SF}	0,258280408	23,43454	γ_{PC}	-0,337310063	21,95137	δ_{PC}	0,65021707	30,00928
γ_{SL}	0,171929215	17,4035	δ_{SL}	-0,846980873	23,771	γ_{PS}	0,174621409	21,78111	δ_{PS}	-0,007275084	29,7726
γ_{SP}	-0,385717067	17,11333	δ_{SP}	-0,205747431	23,37591	γ_{PG}	-0,150832893	20,33984	δ_{PG}	0,108747361	27,80375
γ_{GC}	-0,618606397	21,94551	δ_{GC}	1,0422591	30,01835	γ_{PF}	0,072855897	19,76565	δ_{PF}	-0,294531086	27,00365
γ_{GS}	-0,595094779	21,78582	δ_{GS}	1,057894294	29,80637	γ_{PL}	0,224168996	20,01334	δ_{PL}	-0,444679364	27,33049
γ_{GG}	-0,183028342	20,38216	δ_{GG}	0,168110395	27,84898	γ_{PP}	0,08102892	19,73671	δ_{PP}	-0,30970081	26,95684
γ_{GF}	0,05902656	19,60841	δ_{GF}	-0,289685088	26,7545	γ_{RC}	-2,075431009	12,92954	δ_{RC}	4,984804485	17,73621
γ_{GL}	0,340668668	19,84252	δ_{GL}	-0,618516421	27,0675	γ_{RS}	2,020710635	15,5174	δ_{RS}	-1,987833637	21,44533
γ_{GP}	0,214398286	19,54309	δ_{GP}	-0,511436578	26,65689	γ_{RG}	-2,013031004	16,16664	δ_{RG}	1,989192181	22,15905
γ_{FC}	-0,100122094	21,82582	δ_{FC}	0,302839265	29,84349	γ_{RF}	-1,627539963	15,71796	δ_{RF}	1,225204306	21,52825
γ_{FS}	0,240249603	21,28369	δ_{FS}	-0,217675401	29,09892	γ_{RL}	-0,551705129	15,74223	δ_{RL}	-0,119838142	21,56971
γ_{FG}	-0,445429138	20,56735	δ_{FG}	0,551841586	28,10067	γ_{RP}	-1,239126595	15,6615	δ_{RP}	0,680277865	21,4501

In Tabelle 4.51 sind zwei Arten der Schätzergebnisse erkennbar, die sowohl ohne die Kovariable (γ_{rc}) als auch mit der Kovariable (δ_{rc}) im zweiten Schritt erneut simulierte Parameter umfassen. Da alle Parameterwerte bereits in unterschiedlichem Maße mittels der Kovariable bei der Simulation ausgeglichen wurden, hat sich die Stärke der Parameterwerte von δ_{CC} , δ_{CS} , δ_{CF} , δ_{CL} , δ_{CP} , δ_{SC} , δ_{SS} , δ_{SL} , δ_{GC} , δ_{GS} , δ_{GL} , δ_{GP} , δ_{FG} , δ_{FL} , δ_{FP} , δ_{PC} , δ_{RC} deutlich gesteigert und δ_{SG} , δ_{RS} , δ_{RG} , δ_{RF} , δ_{RP} vermindert.

Trotzdem weichen die meisten Parameter auf jeden Fall ziemlich weit von dem Wert null ab und nur ein kleiner Anteil bleibt in der Nähe zu null liegen. Somit sind diese Parameter erheblich von Bedeutung, da die Kovariable beim zweiten Simulationsverfahren mitwirkte (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Die wiederholt simulierten Wählerströme zwischen allen Parteien sind in Tabelle 4.52 konstruiert.

Tabelle 4.52: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (mit der Kovariable)

		Bundestagswahl 2013 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Erststimmen)	CDU	0,50840314 (0,065751530)	0,098411322 (0,008624977)	0,072831711 (0,008509072)	0,06589222 (0,010309140)	0,08476211 (0,014805530)	0,06822837 (0,011717350)	0,10147113 (0,011839560)
	SPD	0,135145015 (0,008085301)	0,493397866 (0,002955805)	0,072471386 (0,000671618)	0,06736193 (0,001486280)	0,065497532 (0,004296326)	0,067697198 (0,002735666)	0,098429078 (0,003178034)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,146802209 (0,004953405)	0,19482822 (0,006668916)	0,1124586 (0,000070620)	0,13549584 (0,002515760)	0,138850183 (0,004388395)	0,134814266 (0,003682392)	0,136750678 (0,000984664)
	FDP	0,117550178 (0,001643809)	0,116307349 (0,000749424)	0,201473868 (0,004787529)	0,165276426 (0,000427411)	0,119312733 (0,002934826)	0,124785072 (0,002640508)	0,155294374 (0,000320835)
	Die Linke	0,1465063 (0,000027081)	0,19871168 (0,002479080)	0,132356429 (0,000192527)	0,11408669 (0,000653445)	0,124533853 (0,001103795)	0,1543964 (0,000019376)	0,129408589 (0,000906372)
	Piraten	0,182840514 (0,004629512)	0,177674916 (0,000108968)	0,12616337 (0,000508763)	0,103779346 (0,001225015)	0,12876571 (0,002284383)	0,118897647 (0,001478864)	0,1618785 (0,000046762)
	Kleinparteien	0,48828982 (0,050563190)	0,20566932 (0,031984110)	0,054730349 (0,000583024)	0,044711355 (0,001689637)	0,053270191 (0,004741396)	0,046316365 (0,002706054)	0,107012598 (0,009083693)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Im Rahmen des Modells „Erststimmen (2012) – Erststimmen (2013)“ stellt Tabelle 4.52 eine durch das bayesianischen Simulationsverfahren erzeugte 7x7- Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) dar, in der alle Einträge den Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe und alle möglichen Wählerströme andeuten (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Die erste Zeile zeigt das Wahlverhalten der ehemaligen CDU-Wähler, die zu 50,84% bei der Bundestagswahl 2013 wieder für die CDU stimmten, aber nur 10% für die SPD und jeweils unter 8% für die übrigen Parteien. In der zweiten Zeile stimmten 49,34% ehemaliger SPD-Wähler erneut für die SPD, aber nur 13,51% für die CDU und jeweils unter 8% für die übrigen Parteien. Der Erststimmenanteil der CDU kommt mit dem der SPD fast gleich, damit verhielten sich ihre Wähler ähnlich ausgeprägt loyal. Dennoch ist der Wechselgrad der SPD in diesem Falle um 14% höher als bei der CDU, sodass die ehemaligen SPD-Wähler wechselbereiter sind als ehemalige CDU-Wähler. Die Wähler beider Großvolksparteien wanderten meistens tendenziell für eine andere Großvolkspartei ab, da die mittleren Parteien oder die Kleinparteien die Erststimmen ehemaliger Wähler beider Großvolksparteien bei nachfolgender Bundestagswahl kaum für sich gewinnen konnten. So sind die Wählerströme innerhalb beider Großvolksparteien ebenfalls eingetroffen.

In weiteren Zeilen entschieden sich 11,25% ehemaliger Grünen-Wähler in 2013 wieder für die Grünen, 19,48% für die SPD und 14,68% für die CDU. Die übrigen Parteien erhielten nur 10% bis 14% derer Erststimmen. Hierbei absorbierte die SPD rund 20% der Erststimmen ehemaliger Grünen-Wähler. Dann kam die FDP auf 16,53% der Erststimmen in 2013. Aus der ehemaligen FDP-Wählerschaft wählten 20,15% die Grünen, 15,53% die Kleinparteien und die übrigen Parteien wählten sie zu jeweils unter 13%, wobei die Grünen die Mehrheit der Erststimmen, sowie beide Großvolksparteien nur unter 12% erhielten. Weiterhin wählten 12,45% ehemaliger Linke-Wähler die Linkspartei, 19,9% die SPD und jeweils weniger als 15% die übrigen Parteien, dabei profitierte die SPD dieses Mal am meisten. Im Übrigen präferierten lediglich 11,89% ehemaliger Piraten-Wähler wieder die Piratenpartei, 18,28% die CDU, 17,77% die SPD, 16,19% die Kleinparteien und jeweils weniger als 13% die übrigen Parteien. Hier erhielten die CDU und SPD fast einen ähnlichen Erststimmenanteil an ehemaligen Wählern der Piratenpartei.

Auffällig sind 10% bis 15% der ehemaligen Wähler aller Parteien, welche weder die zwei Großvolksparteien noch die mittleren Parteien bevorzugten, sondern die Kleinparteien. So entstanden die starken Wählerströme zwischen den mittleren Parteien und beiden Großvolksparteien bzw. den Kleinparteien. Es ist wahrscheinlich, dass eine kleine rechtsextreme Partei wie z.B. die AfD angesichts der Unzufriedenheit der Bevölkerung mit den Regierungsparteien nur bei der nachfolgenden Wahl relativ geringfügige Gewinne erzielen konnte (Dinkel 1977, 1989; Sturm 1999). Schließlich stimmten 48,83% ehemaliger Wähler der Kleinparteien bei Bundestagswahl 2009 für die CDU, aber 20,57% für die SPD und jeweils unter 10% für die übrigen Parteien inkl. der Kleinparteien. Hier gaben die Wähler den zwei Großvolksparteien ebenso den Vorzug, so wurde die CDU von fast der Hälfte der ehemaligen Wähler dieser

Kleinparteien gewählt. Die mittleren Parteien gewannen nur ca. 4% bis 5% der Erststimmen der ehemaligen Kleinparteien- Wähler hinzu. Diese analytischen Resultate nähern sich dem Analyseergebnis zu Wählerströmen zwischen der Bundestagswahl 2009 und der Landtagswahl 2010. Sie weisen die politische Verhaltensweise der meisten ehemaligen Wähler auf, dass sie auf der Bundeswahlebene oft nach Abwägung der Bundespolitik zu einer Großvolkspartei abwanderten (Dinkel 1977; Kropp/Sturm 1999). So erschienen sie oft als Wechselwähler bei der Bundestagswahl. Damit lagen Wählerströmen zwischen den Kleinparteien und beiden Großvolksparteien ebenfalls vor. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern der CDU und der SPD als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien akzeptiert wurden.

Weiterhin sind die Simulationsergebnisse unter den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ für die Forschungshypothesen wiederum zu überprüfen. Unter der Berücksichtigung der kurzen zeitlichen Distanz von sechzehn Monaten zwischen beiden Wahlen wird ersichtlich, dass die CDU von 51% ihrer ehemaligen Wähler, von 49% der ehemaligen Wähler der Kleinparteien sowie von jeweils 12% bis 18% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien gewählt wurde. Die CDU profitierte deutlich von der Vorrangigkeit der nationalen Zwischenwahl, wobei sie einerseits kaum vom zeitlichen Faktor beeinflusst wurde und andererseits von einer großen Menge von Zuwanderern aus allen Parteien, insbesondere aus den Kleinparteien stark unterstützt wurde. Es ist auch wahrscheinlich, dass die zur CDU abgewanderten Wähler nach Abwägung der bundesweiten Politik und der zukünftigen Kanzlerschaft primär die CDU vorzogen (Dinkel 1977; Kropp/Sturm 1999; Schoen 2011).

Ähnlich den CDU-Wählern verhielten sich die SPD-Wähler auch sehr loyal, sodass

die SPD 49% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern erhielt. Zusätzlich wurde sie von 10% bis 20% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien gewählt, wobei die Erststimmenanteile von den Grünen, der Linkspartei und den Kleinparteien fast 20% betrug. So profitierte die SPD offensichtlich vom vorliegenden „Mid-Term-Effekt (Testwahleffekt)“ bei der vorrangigen nationalen Hauptwahl. De facto wirkte sich die Einstufung der Nachrangigkeit der Wahlen auf das Wahlverhalten der Wählerschaften beider Großvolksparteien nicht erheblich aus, da man aus ähnlichen Resultaten beider Großvolksparteien herausfinden kann, dass ihre Wähler eine nachhaltige Parteiloyalität hatten und selten zu mittleren Parteien abwanderten.

Bei Wählern der mittleren Parteien blieb die Parteiloyalität niedriger und ihr Erststimmenanteil betrug durchschnittlich 11% bis 17%. Die Regierungspartei FDP hatte bei der nationalen Zwischenwahl ein ähnliches Ergebnis wie die übrigen mittleren Parteien. Die FDP wurde lediglich von 10% bis 14% der ehemaligen Piraten-, Grünen- und Linke-Wählern gewählt und ihre 20% der Zweitstimmen wurden auf die Grünen übertragen. Demnach verlor die FDP im Prinzip die Zwischenwahl und profitierte aufgrund des „Testwahleffekts“ nicht von ehemaligen Wählern der mittleren Parteien oder der Kleinparteien. Bei der Opposition erhielten die Grünen zusätzlich durchschnittlich 11% bis 20% der Erststimmen ehemaliger Wähler der Piratenpartei, der Linkspartei und der FDP. Die Linkspartei legte 12% bis 14% der Erststimmen von ehemaligen Wählern der FDP, der Piratenpartei und der Grünen zu. Die Piratenpartei erhielt 12% bis 15% der Zweitstimmen ehemaliger Wähler der Grünen, der FDP und der Linkspartei. Die drei kleineren Oppositionsparteien gewannen bei der nationalen Zwischenwahl voneinander einen kleinen Vorteil hinzu, wobei nur die Grünen verhältnismäßig mehr ehemalige FDP-Wähler, aber nicht ehemalige Wähler der nahestehenden mittleren Parteien bekamen.

Bei den drei kleineren Oppositionsparteien kam entgegen der Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ der Stimmenverlust deutlich vor, da die Vorrangigkeit der nationalen Hauptwahl zur Veränderung des Wahlverhaltens ihrer Wähler führte. Schließlich wurden die Kleinparteien von 10% ihrer ehemaligen Wähler bzw. von 10% bis 16% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien unterstützt. Da die Bundestagswahl 2013 zur vorrangigen nationalen Hauptwahl gehört, votierten die Wähler weniger für diese Kleinparteien, um mit deren politischen Potentialen zu experimentieren (Dinkel 1977; Sturm 1999). Diese Kleinparteien profitierten damit nur teilweise von dem „Mid-Term-Blue“ der Bundesregierung. Aus der Betrachtung folgt, dass die Wähler, die bei der regionalen Nebenwahl die mittleren Parteien oder die Kleinparteien wählten, bei der nationalen Hauptwahl für die Großvolksparteien stimmten. Im Übrigen wanderten die Wähler oft nach Abwägung der Bundespolitik von ihrer ursprünglichen Parteiidentifikation ab, weil sich die als nationale Wahl“ (First-Order-Election) eingestufte Bundestagswahl 2013 auf bundesweite Themen bezog. Die Abwanderung geschah nach Abwägung der Bundespolitik, da sich die Regierungsparteien eines sogenannten „Political Business Cycles“ bedienen (Dinkel 1977; Kropp/Sturm 1999; Klos 2003) und ohne weiteres die wichtige Politik kurz vor der Bundestagswahl manipulieren können, um die Chancen zum Wahlsiege zu vergrößern (Persson & Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Im Modell „Erststimmen (2012) – Erststimmen (2013)“ sind die obigen Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ (H1 und H4) teilweise entsprechend dem Wahlverhalten der Wähler der SPD, der Grünen und der Kleinparteien akzeptabel, da das Wahlverhalten der übrigen Parteien bei der nationalen Zwischenwahl der Definition der Annahmen widerspricht.

4.2 Die Wählerströme zwischen Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013

Tabelle 4.53: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	4,50257683	9,599569	γ_{FF}	1,43462175	13,876626
γ_{CS}	-0,62681723	17,555923	γ_{FL}	-0,71331651	17,522495
γ_{CG}	-0,78078746	17,140183	γ_{FP}	-0,83325338	17,101217
γ_{CF}	-0,06716194	18,998174	γ_{LC}	-0,53408737	18,613198
γ_{CL}	-0,95140149	16,600204	γ_{LS}	0,16103249	22,701244
γ_{CP}	-0,97201283	16,503537	γ_{LG}	-0,15312994	20,464688
γ_{SC}	-0,56556872	15,490538	γ_{LF}	-0,42324319	19,435045
γ_{SS}	2,39143791	8,211369	γ_{LL}	1,01649311	22,292551
γ_{SG}	-0,49242332	13,133929	γ_{LP}	-0,44223766	18,900851
γ_{SF}	-1,31232617	14,895667	γ_{PC}	1,27949458	16,026382
γ_{SL}	-0,4326036	13,661716	γ_{PS}	-0,39151082	18,809383
γ_{SP}	-1,61556612	13,93747	γ_{PG}	-0,69452289	17,596415
γ_{GC}	0,4250599	15,412224	γ_{PF}	-0,26103493	18,446968
γ_{GS}	-0,67530482	16,79783	γ_{PL}	-0,18763583	18,566459
γ_{GG}	1,74069491	9,814006	γ_{PP}	-0,93935519	16,372656
γ_{GF}	0,41667917	14,92545	γ_{RC}	-1,65681854	3,420318
γ_{GL}	-0,5816302	16,824008	γ_{RS}	-2,2518298	5,116116
γ_{GP}	-1,0447252	15,841805	γ_{RG}	-3,39349809	8,56094
γ_{FC}	2,13457	11,797573	γ_{RF}	-3,0912012	7,344979
γ_{FS}	-0,94578399	16,822344	γ_{RL}	-3,01282108	7,575667
γ_{FG}	-0,50975511	18,15639	γ_{RP}	-3,76595345	7,694299

Die Tabelle 4.53 schildert die Parameter (γ_{rc}) und deren Werte, die ohne die Kovariable im erstem Simulationsverfahren aus tatsächlichen Wahldaten resultierten. Davon sind nur die Parameterwerte von γ_{CF} , γ_{SG} , γ_{SL} , γ_{GC} , γ_{GF} , γ_{LS} , γ_{LG} , γ_{LF} , γ_{LP} , γ_{PS} , γ_{PF} , γ_{PL} , (-0,0672, -0,4924, -0,4326, 0,4251, 0,4167, 0,1610, -0,1531, -0,4232, -0,4422, -0,3915, -0,2610, -0,1876) als unplausibel zu bewerten, da sie in der Nähe zu null liegen. Die übrigen Parameterwerte dagegen scheinen aufgrund einer signifikanten Abweichung von null plausibel zu sein (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004).

Tabelle 4.54: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (ohne die Kovariable)

		Bundestagswahl 2013 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Erststimmen)	CDU	0,961731683 (0,007764685)	0,005632871 (0,001464993)	0,004685021 (0,000813459)	0,009688043 (0,002917930)	0,003970806 (0,000487245)	0,003893745 (0,000436518)	0,01039783 (0,001726354)
	SPD	0,038523073 (0,009202844)	0,77294148 (0,014270350)	0,04283842 (0,003273093)	0,01846483 (0,001356240)	0,044364751 (0,003098188)	0,01383887 (0,000517394)	0,069028577 (0,003555723)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,13108223 (0,033433040)	0,049862877 (0,009841983)	0,5040001 (0,035570800)	0,135632 (0,017224300)	0,053910767 (0,003268453)	0,032504377 (0,001283101)	0,093007669 (0,006011807)
	FDP	0,53659247 (0,035008820)	0,025547478 (0,001843973)	0,038191225 (0,002633846)	0,27374774 (0,029045410)	0,032463578 (0,001663658)	0,028714261 (0,001257019)	0,06474324 (0,002748670)
	Die Linke	0,077235405 (0,005663887)	0,15955521 (0,016264180)	0,11461835 (0,006943080)	0,088470177 (0,003793034)	0,34562609 (0,017546560)	0,083631417 (0,002132155)	0,130863345 (0,002619599)
	Piraten	0,439778 (0,048814100)	0,09125188 (0,013921620)	0,067567987 (0,006527847)	0,103753205 (0,009635768)	0,11430221 (0,014245830)	0,051373688 (0,002885813)	0,13197303 (0,010315340)
	Kleinparteien	0,13537318 (0,007678620)	0,068707064 (0,006790034)	0,023461572 (0,001222629)	0,031344308 (0,000889913)	0,033874304 (0,001490172)	0,015996513 (0,000337042)	0,691243063 (0,003247411)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In Tabelle 4.54 befinden sich alle Einträge der ohne die Kovariable im ersten Simulationsverfahren aus Wahldaten ergebenden Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i). Aus allen Einträgen sind die außergewöhnlich überschätzten Parameter $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{RR}^i, \beta_{FC}^i$ (96,17%, 77,29%, 69,12%, 53,66%) und unterschätzten Parameter $\beta_{CS}^i, \beta_{CG}^i, \beta_{CF}^i, \beta_{CL}^i, \beta_{CP}^i$ (0,56%, 0,47%, 0,97%, 0,4%, 0,39%) in beträchtlichem Umfang zu erkennen. Solche falschen Schätzungen bewirken weitere un plausible Schlussfolgerungen, sodass in diesem Falle unter Berücksichtigung des Einflusses der Wahlbeteiligung auf die Wahlergebnisse und den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe in 396 Gemeinden die Höhe der Wahlbeteiligung als eine passende Kovariable im bayesianischen Simulationsverfahren verwendet werden muss (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Die Angaben über die erneut ausgerechneten Parameterwerte von γ_{rc} und δ_{rc} sind in Tabelle 4.55 tabelliert worden.

Tabelle 4.55: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-2,64677326	17,70164	δ_{CC}	5,551940873	23,88686	γ_{FF}	-0,054673915	20,60283	δ_{FF}	0,006869156	28,07916
γ_{CS}	-0,08523118	20,14443	δ_{CS}	0,178177166	27,47935	γ_{FL}	-0,266453598	20,42838	δ_{FL}	0,273793294	27,81402
γ_{CG}	-0,10555623	17,84551	δ_{CG}	-0,377534906	24,28865	γ_{FP}	0,819186372	20,13452	δ_{FP}	-1,267785761	27,4202
γ_{CF}	-0,150583463	17,53373	δ_{CF}	-0,377369324	23,86039	γ_{LC}	-0,235990734	21,14941	δ_{LC}	0,351896722	28,8276
γ_{CL}	0,343055076	17,43059	δ_{CL}	-1,095990408	23,68136	γ_{LS}	-0,146934216	21,23414	δ_{LS}	0,250067772	28,93597
γ_{CP}	0,367534897	16,9742	δ_{CP}	-1,29166156	23,08751	γ_{LG}	0,329970014	20,90288	δ_{LG}	-0,46797449	28,49298
γ_{SC}	-0,756479285	21,38892	δ_{SC}	1,170731642	29,25792	γ_{LF}	-0,365378605	20,81773	δ_{LF}	0,465105861	28,37753
γ_{SS}	1,043390164	17,79817	δ_{SS}	0,217592461	24,23027	γ_{LL}	0,246413601	20,82586	δ_{LL}	-0,367333206	28,37819
γ_{SG}	-0,934264642	17,77645	δ_{SG}	0,802720003	24,24551	γ_{LP}	-0,424281943	20,6545	δ_{LP}	0,515469024	28,14951
γ_{SF}	-1,02703469	17,41378	δ_{SF}	0,800787664	23,74578	γ_{PC}	-0,43001452	21,75678	δ_{PC}	0,738726847	29,67494
γ_{SL}	-0,05508212	17,357	δ_{SL}	-0,520357727	23,62563	γ_{PS}	0,255412799	21,7316	δ_{PS}	-0,171701718	29,62851
γ_{SP}	-0,370643631	16,84823	δ_{SP}	-0,297186766	22,9541	γ_{PG}	-0,715682406	20,51435	δ_{PG}	0,891904835	27,97062
γ_{GC}	-0,542178832	21,66499	δ_{GC}	0,890787185	29,55253	γ_{PF}	-0,084863764	20,25808	δ_{PF}	-0,008482342	27,62354
γ_{GS}	-0,862962853	21,73097	δ_{GS}	1,363963669	29,64891	γ_{PL}	-0,511989695	20,21014	δ_{PL}	0,569023169	27,52241
γ_{GG}	-0,500286152	20,55574	δ_{GG}	0,616194764	28,01506	γ_{PP}	-0,086078832	19,75397	δ_{PP}	-0,104416246	26,91531
γ_{GF}	0,070053767	20,17203	δ_{GF}	-0,221877721	27,48085	γ_{RC}	-1,505059264	13,80317	δ_{RC}	3,817617334	18,93412
γ_{GL}	0,534836283	20,04033	δ_{GL}	-0,872916149	27,26512	γ_{RS}	1,122479397	16,42094	δ_{RS}	-0,859671883	22,58484
γ_{GP}	0,560661628	19,57274	δ_{GP}	-1,002890031	26,6336	γ_{RG}	-1,466481258	16,09712	δ_{RG}	1,269036596	22,01232
γ_{FC}	0,110857611	21,56288	δ_{FC}	-0,029739878	29,39765	γ_{RF}	-1,361336682	15,89304	δ_{RF}	1,00577103	21,73363
γ_{FS}	-0,214167675	21,35199	δ_{FS}	0,377591027	29,11982	γ_{RL}	-0,36361024	15,73846	δ_{RL}	-0,371713493	21,49132
γ_{FG}	0,098790662	20,73449	δ_{FG}	-0,182936082	28,26037	γ_{RP}	-1,037542643	15,53542	δ_{RP}	0,311620781	21,21923

Aus Tabelle 4.55 gehen die ohne und mit der Kovariable durch das hierarchische Multinomial-Dirichlet-Modell und die Monte-Carlo-Markov-Ketten erneut simulierten Parameter γ_{rc} und δ_{rc} hervor. Da alle Parameterwerte von δ_{rc} durch die Kovariable in unterschiedlichem Maße verbessert wurden, haben die Schätzwerte von $\delta_{CC}, \delta_{CL},$

$\delta_{CP}, \delta_{SC}, \delta_{SL}, \delta_{GC}, \delta_{GS}, \delta_{GG}, \delta_{GL}, \delta_{GP}, \delta_{FP}, \delta_{LP}, \delta_{PC}, \delta_{PG}, \delta_{PL}, \delta_{RC}$ zugenommen und $\delta_{SS}, \delta_{SG}, \delta_{SF}, \delta_{RG}, \delta_{RF}$ gleichzeitig in einem akzeptablen Umfang abgenommen. Die Parameterwerte, die sich bei der Verbesserung durch die Kovariable bis unter 0,5 senkten, sind ausgeschlossen. So weichen die übrigen Parameterwerte meistens beträchtlich von null ab und teilweise nähern sich manche null. Diese Parameter gewinnen an Bedeutsamkeit, da sie nachweisen, dass sich die Kovariable im zweiten Simulationsverfahren auf die meisten Koeffizienten auswirkte (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Die erneut simulierten Möglichkeiten der Wählerströme zwischen allen Parteien sind in Tabelle 4.56 dargestellt.

Tabelle 4.56: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Erststimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (mit der Kovariable)

		Bundestagswahl 2013 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Erststimmen)	CDU	0,37619676 (0,053213540)	0,085010206 (0,004702849)	0,074966468 (0,005912311)	0,09362265 (0,007410390)	0,14348095 (0,015575960)	0,096603 (0,011177490)	0,130119963 (0,008469761)
	SPD	0,120805763 (0,004264888)	0,305017976 (0,000500656)	0,08667607 (0,001826249)	0,104115837 (0,002188396)	0,133101915 (0,004099347)	0,09270256 (0,002042141)	0,15757988 (0,001643291)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,162440946 (0,003247905)	0,26081536 (0,010012910)	0,144692145 (0,001340318)	0,104720874 (0,002471065)	0,10477295 (0,005137220)	0,093123245 (0,005057115)	0,129434481 (0,001935216)
	FDP	0,140078285 (0,000198368)	0,165391077 (0,002407939)	0,106250378 (0,000789059)	0,139574022 (0,000023474)	0,21952182 (0,002307140)	0,074013367 (0,003704264)	0,155171 (0,000042484)
	Die Linke	0,174832458 (0,001091046)	0,17037433 (0,000385234)	0,087682162 (0,002276645)	0,160068937 (0,001713305)	0,09844523 (0,002161090)	0,17749874 (0,002242252)	0,131098146 (0,000993912)
	Piraten	0,178630004 (0,002474149)	0,106809199 (0,002312906)	0,175408332 (0,003502426)	0,089276155 (0,001370115)	0,219064593 (0,001616673)	0,107532902 (0,002056533)	0,123278815 (0,001853481)
	Kleinparteien	0,47069495 (0,037688040)	0,23771728 (0,021875390)	0,038746601 (0,000585421)	0,033275901 (0,000875991)	0,048817934 (0,003766673)	0,034503899 (0,001797712)	0,136243432 (0,008816511)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die obige Tabelle 4.56 zeigt eine 7x7-Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix (β_{rc}^i) zum Modell „Erststimmen (2012) – Zweitstimmen (2013)“. Aus den Einträgen sind alle rekonstruierten Wählerströme zwischen den Parteien zu ersehen (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten Zeile ist erkennbar, dass 37,62% ehemaliger CDU-Anhänger in 2013 für die CDU, 14,3% für die Linkspartei und jeweils unter 13% für sonstige Parteien votierten. In der zweiten Zeile wählten 30,52% ehemaliger SPD-Anhänger wieder die SPD, 12,08% die CDU und durchschnittlich 10% bis 15% die übrigen Parteien. Im Vergleich zum ersten Modell (s. Fallbeispiel

4.1) erreichte der Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe ihrer ehemaligen Wähler dieses Mal nur 30%, sodass sich die Großvolkspartei-Wähler nicht so loyal wie bisher verhielten. Da der Anteil der veränderten SPD-Wähler um 3,5% höher als bei CDU-Wählern (rund 8,5%) war, waren die Wählerströme innerhalb beider Großvolksparteien definitiv vorhanden.

In der dritten Zeile sind die Anhänger der Grünen als Wechselwähler erschienen, von denen 26,08% bzw. 16,24% mit ihren Zweitstimmen zu der SPD und der CDU wechselten, aber nur 15% zu den Grünen und jeweils weniger als 13% zu den übrigen Parteien. Dies hat zur Folge, dass sich die Grünen-Wähler auf der Bundeswahlebene ebenfalls zu einer Großvolkspartei, nämlich zur SPD, tendierten. In den weiteren Zeilen entschieden sich 13,96% ehemaliger FDP-Wähler wieder für die FDP, 21,95% für die Linkspartei, 16,54% für die SPD und jeweils weniger als 16% für die übrigen Parteien. 9,84% ehemaliger Linke-Wähler gaben ihre Erststimmen in 2013 wieder der Linkepartei, aber jeweils weniger als 18% den zwei Großvolksparteien und sonstigen Parteien. 10,75% ehemaliger Piraten-Anhänger stimmten wieder für die Piratenpartei, 21,9% für die Linkepartei, 17,86% für die CDU, 17,54% für die Grünen und jeweils weniger als 12% für die übrigen Parteien.

Im Unterschied zur ersten bzw. zweiten Zeile ist auffällig, dass die Wähler der mittleren Parteien zwar wechselbereit waren, ihr Wahlverhalten sich aber nicht nur zugunsten der zwei Großvolksparteien veränderte, sondern zum Teil auch zugunsten einer bestimmten mittleren Partei. Beispielsweise wanderten über 20% ehemaliger Grünen- und Piraten-Wähler zur Linkspartei ab und gleichzeitig erhielt die Linkspartei rund 22% der Zweitstimmen von ehemaligen FDP-Wählern. Die meisten Wähler der mittleren Parteien tendierten auf der Bundeswahlebene zu den zwei Großvolksparteien, sodass die Mehrheit der Zweitstimmen ehemaliger Wähler aller Parteien in diesem

Falle fast auf die CDU und die SPD übertragen wurde und die Wählerströme oftmals zwischen mittleren Parteien und den zwei Großvolksparteien entstanden. In der letzten Zeile wählten 47,07% ehemaliger Wähler der Kleinparteien in 2013 mit ihren Zweitstimmen die CDU, 23,77% die SPD und jeweils weniger als 13% die übrigen Parteien. Folglich tendierten diese Wähler auf der Bundeswahlebene ebenfalls zum Großteil zu einer Großvolkspartei. So erhielt die CDU davon um die 16% mehr als die SPD. So kann man die Wählerströme zwischen den Kleinparteien und den zwei Großvolksparteien, vor allem der CDU klar erkennen. Aus den obigen Analysenergebnissen lässt sich feststellen, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern der CDU und der SPD als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien akzeptiert wurden.

Im Rahmen der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ werden die Schätzergebnisse für die Forschungshypothesen überprüft. Zunächst verhielten sich 37% bzw. 31% der ehemaligen CDU- und SPD-Wähler so loyal wie bisher, aber deren ursprünglicher Anteil hat sich im Verhältnis zum ersten Modell deutlich verringert. Beim Zweitstimmenanteil wird festgestellt, dass die CDU zusätzlich noch 47% der Zweitstimmen von den Kleinparteien bzw. jeweils 12% bis 18% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien erhielt. Als Amtsbonus gewann die CDU noch die Zuwanderer aus unterschiedlichen Parteien, vor allem aus den Kleinparteien hinzu. Nur von ihren ehemaligen Wählern erfuhr sie den kleinen „Mid-Term-Blue“, damit profitierte die CDU trotz des „Testwahleffekts“ ebenfalls von der nationalen Zwischenwahl. Gegenüber der CDU legte die SPD noch 26% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien sowie 11% bis 24% der Zweitstimmen ehemaliger Wähler aller Parteien außer der CDU zu. Interessanterweise wechselten mehrere SPD-Wähler dieses Mal zur CDU, sodass der Wechselgrad der SPD-Wähler (12,1%) um 4% höher als bei

CDU-Wähler (8,5%) war. Obwohl die SPD-Wähler eine niedrigere Stabilität in ihrer Stimmenabgabe hatten, absorbierte sie noch zusätzlich den großen Oppositionsbonus aller Regierungs- und Oppositionsparteien, insbesondere den großen Zweitstimmenanteil von ehemaligen Wählern der Grünen und der Kleinparteien. Die SPD erhielt ebenfalls unter Einfluss des „Mid-Term-Blues“ auf die Bundesregierung einen Vorteil von ehemaligen Wählern aller mittleren Parteien und aller Kleinparteien bei der nationalen Zwischenwahl.

Bei allen mittleren Parteien hingegen ist zu sehen, dass alle kleineren Regierungs- und Oppositionsparteien unter dem Einfluss der Vorrangigkeit der nationalen Hauptwahl ausschließlich von 10% bis 15% ihrer ehemaligen Wähler wieder gewählt wurden. Daneben bekam das kleinere Regierungsmitglied FDP nur zusätzliche 10% bis 16% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der SPD, der Grünen und der Linkspartei. Sie bekam einen kleinen Teil des Amtsbonus ehemaliger Wähler der verschiedenen Parteien bei der nationalen Zwischenwahl und geriet damit noch in den „Mid-Term-Blue“. Bei der Opposition erhielten die Grünen 11% bzw. 18% der Zweitstimmen ehemaliger Wähler der FDP und der Piratenpartei. Die Linkspartei wurde zusätzlich von 10% bis 22% der ehemaligen Wähler aller Parteien außer denen der Kleinparteien gewählt, wobei sie die meisten Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der FDP und der Piratenpartei bekam. Die Piratenpartei erhielt 10% bis 17% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der CDU, der Piratenpartei und der Linkspartei.

Die Grünen und die Piratenpartei profitierten bei der nationalen Zwischenwahl nicht von dem Amtsmalus der Bundesregierung, sodass sie einen ähnlich kleinen Zweitstimmenanteil von ehemaligen Wählern verschiedener Parteien hinzugewannen. Die Linkspartei bildet eine Ausnahme. Zwar sie wurde nicht in besonderem Maße von

ihren ehemaligen Wählern unterstützt, jedoch trug sie den großen Zweitstimmenanteil ehemaliger FDP- und Piratenpartei-Wähler davon. So profitierte die Linkspartei ohne Einfluss der Vorrangigkeit der Bundestagswahl gleichzeitig von den Regierung- und Oppositionsparteien. Schließlich wurden die Kleinparteien von 14% ihrer ehemaligen Wähler sowie von 12% bis 16% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien gewählt. Diese Kleinparteien profitierten von ehemaligen Wählern aller Parteien, dabei meistens von ehemaligen Wählern beider Großvolksparteien bei der nationalen Zwischenwahl. Sie absorbierten zwar die Zuwanderer aus allen Parteien, allerdings büßten sie auch einen großen Zweitstimmenanteil von ihren ehemaligen Wählern ein, den dieses Mal beide Großvolksparteien bekamen. Unter Einfluss der Vorrangigkeit der Bundestagswahl erfuhren diese Kleinparteien einen Stimmenverlust.

Aus obenstehenden Analysen ergibt sich, dass die CDU nur in geringem Maße durch den „Amtsmalus der Regierung“ beeinflusst wurde und gleichzeitig die SPD auch den Oppositionsbonus bei der Zwischenwahl bekam. Daher zog die Einstufung der Wahlen nicht die Wahlentscheidung der Wähler beider Großvolksparteien nach sich. Des Weiteren verhielten sich die Wähler der mittleren Partei oder der Kleinparteien gegenüber ihren ursprünglich gewählten Parteien untreu, sodass sich ihre Wahlentscheidungen oftmals zwischen diesen Parteien und zwei Großvolksparteien bewegten. Trotzdem entschieden sich diese Wähler unter Berücksichtigung der Wahlebenen teils für eine Großvolkspartei und teils aber ohne bestimmte Parteiidentifikation für eine mittlere Partei oder eine Kleinpartei.

Anschließend kann man die neue politische Tendenz feststellen, dass die ehemaligen Erststimmen-Wähler ihre Wahlentscheidungen bei der Zweitstimmenabgabe teilweise nicht zugunsten beider Großvolksparteien änderten, sondern zugunsten der mittleren Parteien oder der Kleinparteien. Dies widerspricht aber der Annahme der „Se-

cond-Order-Election-Theorie“. Im Allgemeinen stimmt eine Annahme der „Second-Order-Election-Theorie“ (H4) aufgrund des zeitlichen Faktors nur mit dem Ergebnis der SPD und der Linkspartei überein, aber nicht mit den Schätzergebnissen der übrigen Parteien. Im Gegensatz dazu entspricht eine Annahme (H1) unter Berücksichtigung der Wahlebenen noch den Schätzergebnissen der CDU, der Grünen und der Piratenparteien.

4.3 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013

Tabelle: 4.57 Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	5,5673817	10,183339	γ_{FF}	-0,5237978	18,436793
γ_{CS}	-0,97376	16,694436	γ_{FL}	-0,6489265	17,992532
γ_{CG}	-0,7436476	17,427931	γ_{FP}	-0,6771788	17,924909
γ_{CF}	-0,7392407	17,461875	γ_{LC}	-0,7819173	17,752275
γ_{CL}	-0,859725	17,148545	γ_{LS}	1,6757582	20,787374
γ_{CP}	-0,7983414	17,280248	γ_{LG}	-0,3616036	19,584981
γ_{SC}	-0,9280906	17,039427	γ_{LF}	-0,3966235	19,188979
γ_{SS}	4,2352155	10,50625	γ_{LL}	0,3346943	24,972326
γ_{SG}	-0,7776506	17,337013	γ_{LP}	-0,3622401	19,617427
γ_{SF}	-0,8280425	17,117349	γ_{PC}	1,8225474	15,192192
γ_{SL}	-0,4312494	18,758134	γ_{PS}	-0,4730554	18,361873
γ_{SP}	-0,8027507	17,319057	γ_{PG}	-0,552358	17,784927
γ_{GC}	1,4697328	11,548389	γ_{PF}	-0,467828	17,590745
γ_{GS}	-0,8925723	16,575374	γ_{PL}	-0,1029801	19,876982
γ_{GG}	1,8188188	9,755167	γ_{PP}	-0,5022084	17,762862
γ_{GF}	-0,5804633	16,616007	γ_{RC}	-1,2519238	2,052985
γ_{GL}	-0,4697222	17,42625	γ_{RS}	-2,5130201	4,868713
γ_{GP}	-0,9054506	16,337133	γ_{RG}	-3,4213141	7,643938
γ_{FC}	4,2260373	11,451535	γ_{RF}	-3,2740682	5,87335
γ_{FS}	-0,8117759	17,321516	γ_{RL}	-2,6420135	4,836248
γ_{FG}	-0,5807269	18,253167	γ_{RP}	-3,3228673	5,925122

In Tabelle 4.57 sind alle ohne die Kovariable aus den tatsächlichen Wahldaten resultierenden Parameterwerte von γ_{rc} dargestellt, bei denen die Parameterwerte von γ_{SL} , γ_{GL} , γ_{LG} , γ_{LF} , γ_{LL} , γ_{LP} , γ_{PS} , γ_{PF} , γ_{PL} (-0,4312, -0,4697, -0,3616, -0,3966, 0,3347, -0,3622, -0,4731, -0,4678, -0,103) wegen des niedrigen Signifikanzniveaus ausscheiden. Die übrigen Parameterwerte sind meistens relevant, da sie jeweils weit von null abweichen (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004).

Tabelle: 4.58 Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (ohne die Kovariable)

		Bundestagswahl 2013 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)	CDU	0,988042887 (0,000731398)	0,00141928 (0,000074868)	0,001769977 (0,000119795)	0,001787266 (0,000130277)	0,00159866 (0,000086425)	0,001672574 (0,000119417)	0,003709357 (0,000217111)
	SPD	0,005188799 (0,000485778)	0,956265874 (0,003864207)	0,006097278 (0,000638265)	0,005719745 (0,000489078)	0,008158646 (0,000854529)	0,005892444 (0,000473499)	0,01267721 (0,001064660)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,28376298 (0,051853760)	0,040029123 (0,005705083)	0,45370307 (0,024612420)	0,047480834 (0,006998311)	0,056432509 (0,009108327)	0,033841612 (0,003125095)	0,084749873 (0,007376709)
	FDP	0,945808137 (0,005367054)	0,006622847 (0,000658445)	0,008321511 (0,000796563)	0,008899003 (0,001035715)	0,007831564 (0,000797150)	0,00767844 (0,000791262)	0,014838497 (0,001334443)
	Die Linke	0,044931956 (0,006043338)	0,52019807 (0,097975030)	0,06782473 (0,011539430)	0,06344247 (0,008511970)	0,13980695 (0,053377400)	0,066828283 (0,008934868)	0,09696754 (0,011806860)
	Piraten	0,56162023 (0,086102860)	0,06706842 (0,016304620)	0,05626906 (0,011436620)	0,061506849 (0,008879321)	0,09182147 (0,023996680)	0,059851353 (0,008482166)	0,10186262 (0,018527180)
	Kleinparteien	0,192594237 (0,008567121)	0,048733177 (0,004847585)	0,021146444 (0,001829717)	0,02367603 (0,000765583)	0,044496005 (0,002542164)	0,022772386 (0,001012902)	0,64658172 (0,002636241)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die Einträge in Tabelle 4.58 deuten alle ohne die Kovariable ausgerechneten Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) an, bei denen $\beta_{CC}^i, \beta_{SS}^i, \beta_{RR}^i, \beta_{FC}^i, \beta_{LS}^i, \beta_{PS}^i$ (98,8%, 95,63%, 64,66%, 94,58%, 52,02%, 56,16%) zu hoch und $\beta_{CS}^i, \beta_{CG}^i, \beta_{CF}^i, \beta_{CL}^i, \beta_{CP}^i, \beta_{CR}^i, \beta_{SC}^i, \beta_{SG}^i, \beta_{SF}^i, \beta_{SL}^i, \beta_{SP}^i, \beta_{FS}^i, \beta_{FG}^i, \beta_{FF}^i, \beta_{FL}^i, \beta_{FP}^i$ (0,14%, 0,18%, 0,18%, 0,16%, 0,17%, 0,37%, 0,52%, 0,61%, 0,57%, 0,82%, 0,59%, 0,66%, 0,83%, 0,89%, 0,78%, 0,77%) zu niedrig geschätzt wurden. Diese extremen Parameterwerte führen möglicherweise zu irrelevanten Schlussfolgerungen, da alle β_{rc}^i zwar durch das hierarchische Multinomial-Dirichlet-Modell und die Monte-Carlo-Markov-Ketten komplett simuliert wurden, aber wegen einer fehlenden Kovariable sind die Simulationen der Realität widersprüchlich und daher unzuverlässig (Goldstein 1986; Cowles/Carlin 1996; Rosen et al.: 137-138). So bedarf das weitere Simulationsverfahren noch einer passenden Kovariable. In diesem Fall muss die Wahlbeteiligung in Form von der Kovariable im weiteren bayesianischen Simulationsverfahren eingesetzt werden, weil die unterschiedliche Höhe der Wahlbeteiligung in Gemeinden beim Wahlkampf relevant ist und sich auf die Messung des Stabilitätsgrads der Stimmenabgabe auswirkt (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Die Angaben über die erneut simulierten Parameterwerte von γ_{rc} und δ_{rc} werden in Tabelle 4.59 gezeigt.

Tabelle 4.59: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-3,26125229	18,40913	δ_{CC}	6,48253771	24,81129	γ_{FF}	0,12590814	19,5347	δ_{FF}	-0,40126171	26,65032
γ_{CS}	0,47680094	20,20193	δ_{CS}	-0,55156022	27,61597	γ_{FL}	0,28845748	19,73132	δ_{FL}	-0,57319455	26,90919
γ_{CG}	-0,11063474	17,94433	δ_{CG}	-0,35410757	24,48916	γ_{FP}	0,35038129	19,4525	δ_{FP}	-0,72063993	26,52885
γ_{CF}	0,55955122	17,31382	δ_{CF}	-1,42494323	23,62071	γ_{LC}	0,1697343	21,13253	δ_{LC}	-0,19415925	28,87505
γ_{CL}	0,85558263	17,52037	δ_{CL}	-1,75131607	23,8852	γ_{LS}	-0,32398245	21,14796	δ_{LS}	0,50775384	28,89171
γ_{CP}	0,77671289	17,28763	δ_{CP}	-1,73612216	23,57916	γ_{LG}	-0,25992261	20,77109	δ_{LG}	0,33429042	28,38303
γ_{SC}	-1,41190293	21,80388	δ_{SC}	1,98972913	29,87917	γ_{LF}	-0,35548993	20,58389	δ_{LF}	0,43298989	28,12333
γ_{SS}	1,12007876	16,26434	δ_{SS}	0,67349502	22,13656	γ_{LL}	-0,08445663	20,68227	δ_{LL}	0,08213639	28,25188
γ_{SG}	-0,75386607	17,8725	δ_{SG}	0,49889155	24,43169	γ_{LP}	0,15561242	20,57601	δ_{LP}	-0,26589626	28,11037
γ_{SF}	-0,608441	17,22821	δ_{SF}	0,10735135	23,52667	γ_{PC}	0,05198483	22,08714	δ_{PC}	0,12787711	30,20537
γ_{SL}	0,31490872	17,48966	δ_{SL}	-1,04207919	23,87371	γ_{PS}	0,45417687	21,79731	δ_{PS}	-0,37990583	29,80411
γ_{SP}	-0,45579233	17,2017	δ_{SP}	-0,10765785	23,48107	γ_{PG}	-0,20681831	20,32672	δ_{PG}	0,18455093	27,78378
γ_{GC}	-0,99137881	22,28139	δ_{GC}	1,58420383	30,49785	γ_{PF}	0,19991813	19,75134	δ_{PF}	-0,472304	26,97915
γ_{GS}	0,02327516	22,06698	δ_{GS}	0,30236527	30,20673	γ_{PL}	0,12092193	19,99823	δ_{PL}	-0,31036481	27,30149
γ_{GG}	-0,29792947	20,17107	δ_{GG}	0,29868271	27,55737	γ_{PP}	0,23417178	19,7258	δ_{PP}	-0,52481542	26,93605
γ_{GF}	0,1675713	19,33976	δ_{GF}	-0,48161298	26,38264	γ_{RC}	-2,79885041	12,1124	δ_{RC}	6,12060234	16,60794
γ_{GL}	0,40848637	19,61179	δ_{GL}	-0,74854578	26,74107	γ_{RS}	2,05581352	14,87155	δ_{RS}	-2,01413116	20,55472
γ_{GP}	0,7986487	19,29494	δ_{GP}	-1,35405335	26,31576	γ_{RG}	-1,65451806	15,98404	δ_{RG}	1,46405063	21,92133
γ_{FC}	-0,83838578	22,6588	δ_{FC}	1,45681526	31,0172	γ_{RF}	-1,37749589	15,58993	δ_{RF}	0,86110145	21,36277
γ_{FS}	-0,18133948	21,62512	δ_{FS}	0,4701018	29,59847	γ_{RL}	-0,59867754	15,65188	δ_{RL}	-0,08117668	21,44356
γ_{FG}	0,13998053	20,1958	δ_{FG}	-0,30177672	27,58731	γ_{RP}	-1,27742842	15,5812	δ_{RP}	0,70945159	21,34126

Die Tabelle 4.59 interpretiert gleichzeitig die ohne und mit der Kovariable durch das hierarchische Multinomial-Dirichlet-Modell und die Monte-Carlo-Markov-Ketten simulierten Parameter γ_{rc} und δ_{rc} . Aufgrund der verschiedenen Stärke der Verbesserung aller Parameter durch die Kovariable erhöhten sich die Parameterwerte von δ_{CC} , δ_{CS} , δ_{CF} , δ_{CL} , δ_{CP} , δ_{SC} , δ_{SL} , δ_{GC} , δ_{GL} , δ_{GP} , δ_{FC} , δ_{FL} , δ_{FP} , δ_{LS} , δ_{PP} , δ_{RC} und gleichzeitig verringerten sich δ_{SS} , δ_{RS} , δ_{RG} , δ_{RF} , δ_{RP} in einem akzeptablen Umfang, wobei die bei der Verbesserung bis unter 0,5 gesunkenen Parameterwerte ausscheiden. Folglich distanzierten sich die meisten Parameterwerte noch deutlich erkennbar von dem Wert null und lediglich zum kleinen Teil liegen sie in der Nähe zu null. So sind diese Parameter bei Wählerstromanalysen besonders relevant und zeigen die Mitwirkung der Kovariable beim zweiten Simulationsverfahren (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004). Eine neue aus dem zweiten Simulationsverfahren resultierende Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix über Wählerströme ist in Tabelle 4.60 rekonstruiert worden.

Tabelle 4.60: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (mit der Kovariable)

		Bundestagswahl 2013 (Erststimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)	CDU	0,50762349 (0,065327030)	0,07466951 (0,008942870)	0,083462893 (0,009340898)	0,06638046 (0,010283140)	0,07910467 (0,013424630)	0,06454767 (0,010777780)	0,1242113 (0,012598880)
	SPD	0,10232795 (0,006131640)	0,440517988 (0,003672787)	0,073756214 (0,000101042)	0,092984186 (0,001297731)	0,070849601 (0,004191056)	0,098464611 (0,002203442)	0,121099455 (0,002202556)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,22878307 (0,012793620)	0,121617396 (0,000708371)	0,126392431 (0,000745125)	0,134975407 (0,003316478)	0,146715402 (0,005102585)	0,083739195 (0,004931366)	0,157777101 (0,000891623)
	FDP	0,18554662 (0,009843175)	0,154717741 (0,002230617)	0,093083191 (0,001329111)	0,129917571 (0,002341514)	0,154348365 (0,003828288)	0,132270086 (0,004129341)	0,150116426 (0,000449608)
	Die Linke	0,105779951 (0,001574827)	0,196090703 (0,002487254)	0,153917015 (0,000911687)	0,167166408 (0,001646368)	0,131818744 (0,000528528)	0,111354584 (0,001969617)	0,133872596 (0,000972435)
	Piraten	0,15412742 (0,001833160)	0,129559037 (0,001058113)	0,13715259 (0,001917330)	0,116690223 (0,001375409)	0,167937678 (0,000892497)	0,11843894 (0,001626932)	0,176094113 (0,001202441)
	Kleinparteien	0,52529462 (0,062074540)	0,224491 (0,038857610)	0,041273506 (0,002326911)	0,033132524 (0,002579388)	0,0452185 (0,005091363)	0,0400436 (0,003358994)	0,090546253 (0,009944669)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In Tabelle 4.60 sind alle Übergangswahrscheinlichkeiten des Modells „Zweitstimmen (2012) – Erststimmen (2013)“ bei Wählerströmen (β_{rc}^i) dargestellt. Es wird dargelegt, welche Wähler bei der Landtagswahl 2012 ihre Zweitstimmen welcher Partei und bei der Bundestagswahl 2013 ihre Erststimmen welcher Partei gaben (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten Zeile entschieden sich 50,76% ehemaliger CDU-Wähler wieder für die CDU, aber 12,42% für die Kleinparteien und jeweils unter 9% für die übrigen Parteien. In der zweiten Zeile votierten 44,05% ehemaliger SPD-Wähler wieder für die SPD, aber 12,11% für die Kleinparteien und jeweils weniger als 11% für die übrigen Parteien inkl. der CDU. Das Wahlerhalten der CDU- und SPD-Wähler zeigt eine politische Verhaltensweise auf, in welcher diese Wähler stets immer als Stammwähler sehr treu zu beiden Großvolksparteien tendierten und der Stabilitätsgrad damit bei ihnen in ihrer Stimmenabgabe immer hoch blieb.

Interessant dabei ist, dass der Wechselgrad bei ehemaligen SPD-Wählern um 2,7% höher als bei CDU-Wählern ist, umgekehrt ist der Stabilitätsgrad bei CDU-Wählern um 7% höher als bei SPD-Wählern. Die Wählerströme traten im niedrigen Maße zwischen der CDU und der SPD ein. Auffällig ist bei Wählern der Kleinparteien, dass nur 9% ehemaliger Kleinparteien-Wähler bei der Bundestagswahl 2013 wiederum

Kleinparteien wählten, aber mit 52,53% änderte ein hoher Anteil sein Wahlverhalten zugunsten der CDU. 22,45% votierten für die SPD und jeweils unter 10% für die übrigen Parteien. Die Wähler der Kleinparteien waren ganz wechselbereit und wanderten zum Großteil zur CDU und SPD ab, so wurde über die Hälfte der Zweitstimmen auf die CDU übertragen. Daher lassen sich hier die heftigen Wählerströme zwischen diesen Kleinparteien und den beiden Großvolksparteien feststellen.

In den weiteren Zeilen stimmten 12,64% ehemaliger Grünen-Wähler wieder für die Grünen, 22,88% für die CDU und jeweils unter 15% für sonstige Parteien. Nur 13% ehemaliger FDP-Wähler votierten nochmals für die FDP, aber 18,55% für die CDU, 15,47% für die SPD und jeweils unter 15% für die übrigen Parteien. 13,1% ehemaliger Linke-Wähler präferierten nochmals die Linkepartei, 19,61% die SPD, 16,72% die FDP und jeweils unter 15% die übrigen Parteien. Schließlich gaben 11,84% ehemaliger Piraten-Wähler ihre Erststimmen nochmal der Piratenpartei, aber 16,79% der Linkepartei, 15,41% der CDU, 17,61% den Kleinparteien und jeweils weniger als 14% den übrigen Parteien. Die Wähler der mittleren Parteien bewegten sich auf der Bundeswahlebene nur mit einer niedrigen Parteiloyalität zwischen ihren ursprünglich gewählten Parteien und den zwei Großvolksparteien sowie den Kleinparteien. Ihre Parteiidentifikation wirkte bei der Wahlentscheidung lediglich im kleinen Maße mit, z.B. gaben fast 23% der ehemaligen Grünen-Wähler der CDU den Vorzug, aber nur weniger als 15% der SPD. 15,5% bzw. 16,7% der ehemaligen FDP- und Linke-Wähler bevorzugten die SPD und die FDP. Ca. 16% der ehemaligen Piraten-Wähler wanderten sowohl zur Linkepartei als auch zur CDU ab. Die Wählerströme kamen sowohl zwischen allen mittleren Parteien bzw. allen Kleinparteien und den zwei Großvolksparteien vor.

Im Vergleich mit dem ersten Modell (s. Fallbeispiel 4.1) ist die Veränderung des

Wahlverhaltens der Wähler der mittleren Parteien und der Kleinparteien im dritten Modell (s. Fallbeispiel 4.3) differenzierbar. Daraus kann man den Schluss ziehen, dass die meisten Wähler der mittleren Parteien bzw. der Kleinparteien auf Bundesewahlebene den Großvolksparteien eher vertrauten, dahingegen glaubten sie bei der nationalen Wahl nicht an die Potentiale der Kleinparteien. Stattdessen verließen sie sich auf die bundesweite Politik und die Kanzlerschaft (Dinkel 1989; Schoen 2011). Die Schlussfolgerung entspricht der zuvor in den vorderen drei Modellen beschriebenen politischen Tendenz, in welcher die Wähler der mittleren Parteien und der Kleinparteien auf Bundesewahlebene unter Einfluss der Besonderheit der bundesweiten politischen Themen tendenziell die Großvolksparteien unterstützen. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersichtlich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern der CDU und der SPD als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien haltbar sind.

Um die Forschungshypothesen zu überprüfen, werden die Schätzergebnisse in Anbetracht der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ im Folgenden wieder betrachtet. Zunächst erkennt man die beständige Parteiloyalität bei beiden Großvolksparteien. 51% der ehemaligen CDU-Wähler präferierte immer noch die CDU. Deren Anteil war um fast 11% höher als der Anteil der SPD. Der Wechselgrad war bei der SPD (10,23%) dagegen um fast mehr als 2,8% höher als bei der CDU (7,46%). Zusätzlich erhielt die CDU noch 53% der Erststimmen von ehemaligen Wählern der Kleinparteien sowie 10% bis 23% der Erststimmen ehemaliger Wähler der übrigen Parteien inkl. der SPD. Die CDU bekam eine große Menge an Zuwanderern aus allen anderen Parteien, sodass der „Mid-term-Blue“ oder Amtsmalus der Bundesregierung bei der CDU im Prinzip nicht auftrat. Gegenüber der CDU legte die SPD 44% der Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern sowie zusätzlich 12% bis 22% von ehe-

maligen Wählern der Grünen, der Piratenpartei, der FDP und der Linkspartei zu, wobei die SPD einen um 9% höheren Zweitstimmenanteil von ehemaligen Linke-Wählern bekam als die CDU. So profitierte die SPD bei der nationalen Zwischenwahl zwar nur wenig von dem Amtsmalus der Bundesregierung, jedoch bekam sie unter dem Einfluss der Wahlebene noch den größten Oppositionsbonus von ehemaligen Wählern der Kleinparteien und der Linkspartei.

Im Unterschied zur Wählerschaft beider Großvolksparteien widerspricht das Wahlverhalten der Wähler mittlerer Parteien und der Kleinparteien häufig ihrer ursprünglichen Parteiidentifikation, sodass sie durchschnittlich von 12% bis 13% ihrer ehemaligen Wähler wieder gewählt wurden. Ihre Wähler wandelten ihre Wahlentscheidungen nicht nach ihrer Parteineigung ab, sondern nach der Einstufung der Wahlebene. Trotz ihrer politischen Neigung zu den Großvolksparteien wechselten sie ebenfalls zu den mittleren Parteien oder den Kleinparteien. Bei der Regierungspartei FDP ist erkennbar, dass sie zusätzlich durchschnittlich von 12% bis 17% der ehemaligen Piraten-, FDP-, Grünen-, Linke-Wähler gewählt wurde. Die FDP befand sich unter dem Einfluss des Amtsmalus deutlich im „Mid-Term-Blue“ (Dinkel 1977; Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006). Damit erhielt sie bei der nationalen Zwischenwahl nur einen kleinen Anteil der Zuwanderer aus manchen mittleren Parteien.

Bei der Opposition erhielten die Grünen 14% bzw. 15% der Erststimmen ehemaliger Wähler der Piratenpartei und der Linkspartei. Die Linkspartei erhielt zusätzlich 15% bis 17% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der Grünen, der FDP und der Piratenpartei. Die Piratenpartei bekam 10% bis 13% der Erststimmen von ehemaligen Wählern der SPD, der Linkspartei und der Piratenpartei. Die drei kleineren Oppositionsparteien erhielten unter dem Einfluss der Wahlebene die Erststimmen von ehemaligen Wählern der unterschiedlichen mittleren Parteien, aber selten von ehemaligen

Wählern beider Großvolksparteien. Hier lässt sich feststellen, dass sich die Veränderung des Wahlverhaltens zu den mittleren Partei und den Kleinparteien häufig nach der Wahlebene richtete. Damit wirkte die Einstufung der Wahlebene bei Wahlscheidungen der Wähler eindeutig mit. Der Grund liegt darin, dass die Wähler eine nationale Hauptwahl bei ihrer Stimmenabgabe als relevant erachten. Dies veranlasst sie zur Abwanderung zu einer Großvolkspartei oder zur Veränderung ihrer Parteiidentifikation zugunsten irgendeiner mittleren Partei oder irgendeiner Kleinpartei (Klos 2003; Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006; Schubert 2011).

Schließlich wurden die Kleinparteien nur von 9% ihrer ehemaligen Wähler sowie von 12% bis 18% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien unterstützt. Obwohl diese Kleinparteien einen kleinen Zweitstimmenanteil von ehemaligen Wählern aller Parteien, insbesondere beider Großvolksparteien hinzugewannen, büßten sie noch mehr Erststimmen von ihren ehemaligen Wählern ein. Diese Kleinparteien profitierten somit bei der nationalen Zwischenwahl nicht vom Amtsmalus der Bundesregierung und nur zum kleinen Teil von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien.

Dennoch gewannen diese Kleinparteien ihren Oppositionsbonus von den Wählern hinzu, die wegen ihrer Unzufriedenheit mit beiden Großvolksparteien und mittleren Parteien den Kleinparteien zum Experimentieren derer politischen Potentiale ihre Stimmen gaben (Dinkel 1977; Sturm 1999). Aus den obigen Analysen lässt sich erkennen, dass die Veränderung des Wahlverhaltens bei den mittleren Parteien und den Kleinparteien unter dem Einfluss der Einstufung der Wahlebene erschien. Ohne Unterscheidung zwischen Opposition- und Regierungsparteien sind die obigen Annahmen (H1 und H4) nur entsprechend der Analyseergebnisse der mittleren Parteien und der Kleinparteien akzeptabel. Aber mit dem zeitlichen Faktor resultiert das Ergebnis, dass die Annahme nur dem Wahlverhalten der SPD entspricht, da nur die SPD als die

größte Oppositionspartei tatsächlich von der nationalen Zwischenwahl profitierte.

4.4 Die Wählerströme zwischen Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013

Tabelle 4.61: Die ohne die Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	5,2510441	10,336193	γ_{FF}	1,579538	13,573146
γ_{CS}	-0,8867095	16,965187	γ_{FL}	-0,7704838	17,211551
γ_{CG}	-0,763776	17,32087	γ_{FP}	-0,8746404	16,777373
γ_{CF}	-0,5506399	18,195292	γ_{LC}	-0,6199005	18,369473
γ_{CL}	-0,8317633	17,121596	γ_{LS}	0,2205946	23,781107
γ_{CP}	-0,8170701	17,139235	γ_{LG}	-0,2183763	20,381664
γ_{SC}	-0,5590942	17,543216	γ_{LF}	-0,3708662	19,443412
γ_{SS}	3,1233989	8,880799	γ_{LL}	1,204796	23,132043
γ_{SG}	-0,795585	16,359229	γ_{LP}	-0,3981375	19,165713
γ_{SF}	-0,9630922	16,190868	γ_{PC}	1,7228052	15,78158
γ_{SL}	-0,1643594	16,490534	γ_{PS}	-0,6249899	17,963381
γ_{SP}	-1,1849567	15,262013	γ_{PG}	-0,6085049	17,81681
γ_{GC}	0,4482881	16,878661	γ_{PF}	-0,0732278	19,380892
γ_{GS}	-0,9968991	16,340221	γ_{PL}	-0,1299064	19,44631
γ_{GG}	1,9576128	9,388242	γ_{PP}	-0,7724433	16,853066
γ_{GF}	0,3281647	16,716477	γ_{RC}	-1,4440781	2,450225
γ_{GL}	-0,3964613	17,310315	γ_{RS}	-2,7231336	6,657444
γ_{GP}	-0,9937311	15,923235	γ_{RG}	-3,4611235	7,973033
γ_{FC}	2,8660185	10,622284	γ_{RF}	-3,0215765	6,639695
γ_{FS}	-1,0465758	16,335621	γ_{RL}	-2,8140351	6,353681
γ_{FG}	-0,6915699	17,576798	γ_{RP}	-3,6517047	6,8988

Die Tabelle 4.61 schildert jeden ohne die Kovariable im ersten Simulationsverfahren aus tatsächlichen Wahldaten ergebenden Parameter (γ_{rc}) und dessen Wert. Die Parameterwerte von γ_{SL} , γ_{GC} , γ_{GF} , γ_{GL} , γ_{LS} , γ_{LG} , γ_{LF} , γ_{LP} , γ_{FF} , γ_{FL} , (-0,1644, 0,4483, 0,3282, -0,3965, 0,2206, -0,2184, -0,3709, -0,3981, -0,0732, -0,1299) bleiben nahe null und scheiden damit aus. Die übrigen Parameterwerte wurden über 0,5 berechnet und gelten daher als plausibel (Rosen et. al. 2001: 140-141; Ferree 2004). Ob in diesem Falle die Rekonstruktion der Wählerströme noch eines zweiten Simulationsverfahrens mittels der Kovariable bedarf, ist von den weiteren Übergangswahrscheinlichkeiten in der Tabelle 4.62 abhängig.

Tabelle 4.62: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (ohne die Kovariable)

		Bundestagswahl 2013 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)	CDU	0,982777939 (0,001181477)	0,00214144 (0,000153855)	0,002391186 (0,000175135)	0,002985435 (0,000238728)	0,002247818 (0,000150663)	0,002283828 (0,000147584)	0,005172354 (0,000330818)
	SPD	0,020639222 (0,003304803)	0,870095383 (0,006815258)	0,016908941 (0,001108353)	0,013856331 (0,000882987)	0,030294705 (0,001921179)	0,011339248 (0,000312992)	0,03686617 (0,001548638)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,1165098 (0,027693600)	0,031591806 (0,002217204)	0,56461226 (0,017450870)	0,11312928 (0,015939110)	0,059113024 (0,003800357)	0,03104885 (0,000769500)	0,083994978 (0,003280509)
	FDP	0,69960246 (0,029749110)	0,014025554 (0,000566927)	0,01999105 (0,001032690)	0,19078338 (0,026986540)	0,018626985 (0,000831572)	0,01678822 (0,000579362)	0,04018236 (0,001588644)
	Die Linke	0,067198977 (0,004754657)	0,14870717 (0,011532480)	0,100418678 (0,006021387)	0,082874389 (0,004089759)	0,39725896 (0,025652760)	0,08159772 (0,002748560)	0,1219441 (0,003801300)
	Piraten	0,52487617 (0,061640670)	0,056155077 (0,006870847)	0,057930847 (0,007366224)	0,10523319 (0,014687820)	0,09909466 (0,018578510)	0,048213311 (0,003684783)	0,10849675 (0,013086560)
	Kleinparteien	0,165452096 (0,006759481)	0,041786767 (0,003220883)	0,02141563 (0,001003890)	0,032660919 (0,001347987)	0,040234843 (0,001902108)	0,017454381 (0,000342146)	0,680995362 (0,001728365)

Quelle: Landesdatenbank NRW

In Tabelle 4.62 kommen alle ohne die Kovariable durch das hierarchische Multinomial-Dirichlet-Modell und die Monte-Carlo-Markov-Ketten berechneten Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) zum Ausdruck, wobei β_{CC}^i , β_{SS}^i , β_{GG}^i , β_{RR}^i , β_{FC}^i , β_{PC}^i (98,28%, 87,01%, 56,46%, 68,1%, 69,96%, 52,49%) auch in unterschiedlichem Maße überschätzt und β_{CS}^i , β_{CG}^i , β_{CF}^i , β_{CL}^i , β_{CP}^i , β_{CR}^i (0,21%, 0,24%, 0,3%, 0,22%, 0,23%, 0,52%) extrem unterschätzt wurden. Die Über- und Unterschätzungen sind der Realität widersprüchlich und ziehen sehr wahrscheinlich Fehlschlüsse nach sich (Rosen et al. 2001), sodass das Simulationsverfahren mittels einer geeigneten Kovariable nochmals durchgeführt werden muss. In Anbetracht des Einflusses der unterschiedlichen Höhe der Wahlbeteiligung auf den Stabilitätsgrad der Stimmenabgabe wurde die Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden als eine richtige Kovariable im zweiten Simulationsverfahren angewandt, damit die verschiedenen Arten der Wählerströme zwischen Parteien ohne Abweichung von der Realität geschlussfolgert werden (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). Die neu berechneten Parameter γ_{rc} und δ_{rc} werden in Tabelle 4.63 gezeigt.

Tabelle 4.63: Die mit der Kovariable geschätzten Ergebnisse (Posterior)

Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior		Parameter	Posterior	
	Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD		Mean	SD
γ_{CC}	-3,88352815	18,89173	δ_{CC}	7,07420703	25,46354	γ_{FF}	-0,02353021	20,18623	δ_{FF}	-0,09732781	27,50151
γ_{CS}	-0,34783036	20,32669	δ_{CS}	0,5311757	27,68093	γ_{FL}	0,45527903	19,95407	δ_{FL}	-0,783059	27,15539
γ_{CG}	-0,06441871	18,1899	δ_{CG}	-0,38407576	24,74931	γ_{FP}	0,46971087	19,50295	δ_{FP}	-0,89930201	26,53742
γ_{CF}	0,13301648	17,87002	δ_{CF}	-0,70888356	24,32211	γ_{LC}	0,03017593	21,17399	δ_{LC}	-0,01141206	28,86082
γ_{CL}	1,00496838	17,73386	δ_{CL}	-1,93714026	24,11956	γ_{LS}	0,1059764	21,22431	δ_{LS}	-0,09401004	28,92239
γ_{CP}	0,65810876	17,28255	δ_{CP}	-1,61615714	23,51518	γ_{LG}	-0,08513677	20,91415	δ_{LG}	0,09937738	28,50612
γ_{SC}	-1,41837369	21,74208	δ_{SC}	2,10516562	29,77042	γ_{LF}	0,05574934	20,82039	δ_{LF}	-0,10854444	28,38028
γ_{SS}	0,4366081	17,98088	δ_{SS}	1,04199701	24,43539	γ_{LL}	0,07010734	20,81925	δ_{LL}	-0,12731273	28,37084
γ_{SG}	-1,079447	17,86865	δ_{SG}	0,99825047	24,35904	γ_{LP}	-0,08538891	20,65858	δ_{LP}	0,05524294	28,1546
γ_{SF}	-0,88243469	17,49307	δ_{SF}	0,61021604	23,85566	γ_{PC}	-0,26588158	21,83838	δ_{PC}	0,52326784	29,78865
γ_{SL}	0,3387144	17,40999	δ_{SL}	-1,05478415	23,71981	γ_{PS}	-0,0550384	21,73248	δ_{PS}	0,25538861	29,62877
γ_{SP}	-0,24215222	16,92135	δ_{SP}	-0,4614923	23,0576	γ_{PG}	-0,47514271	20,51996	δ_{PG}	0,56514625	27,97155
γ_{GC}	-0,40068577	21,85724	δ_{GC}	0,71871329	29,82409	γ_{PF}	-0,26326106	20,26159	δ_{PF}	0,23216914	27,6222
γ_{GS}	-0,32728207	21,90451	δ_{GS}	0,69017232	29,88702	γ_{PL}	0,15969962	20,18794	δ_{PL}	-0,35166974	27,49886
γ_{GG}	-0,45983353	20,40849	δ_{GG}	0,54412789	27,80915	γ_{PP}	0,01015464	19,74723	δ_{PP}	-0,23940893	26,90149
γ_{GF}	-0,20753618	19,97025	δ_{GF}	0,12595088	27,20275	γ_{RC}	-2,13409015	12,6926	δ_{RC}	4,82327845	17,40424
γ_{GL}	0,40013211	19,84259	δ_{GL}	-0,71779396	26,99941	γ_{RS}	1,18201783	15,53272	δ_{RS}	-0,92079351	21,35894
γ_{GP}	0,3433045	19,3158	δ_{GP}	-0,75167922	26,28026	γ_{RG}	-2,27227293	16,06259	δ_{RG}	2,33598008	21,94561
γ_{FC}	-0,11750499	22,07646	δ_{FC}	0,3905671	30,11477	γ_{RF}	-2,14302179	15,86005	δ_{RF}	2,04050339	21,67671
γ_{FS}	-0,64326397	21,56466	δ_{FS}	1,03835615	29,42488	γ_{RL}	-0,76600849	15,65577	δ_{RL}	0,13939943	21,39163
γ_{FG}	-0,38083447	20,41251	δ_{FG}	0,42679736	27,8088	γ_{RP}	-1,76411838	15,50855	δ_{RP}	1,27442936	21,17625

Aus der Tabelle 4.63 sind alle ohne die Kovariable (γ_{rc}) und mit der Kovariable (δ_{rc}) wiederholt simulierte Parameter und deren Schätzwerte im Vergleich zu ersehen. Alle Parameterwerte von δ_{rc} wurden in unterschiedlichem Maße bei der Simulation kompensiert, sodass alle Parameterwerte abgesehen von δ_{CG} , δ_{SP} , δ_{GF} , δ_{FC} , δ_{FG} , δ_{FF} , δ_{LC} , δ_{LS} , δ_{LG} , δ_{LF} , δ_{LL} , δ_{LP} , δ_{PS} , δ_{PF} , δ_{PL} , δ_{PP} , δ_{RL} ziemlich signifikant und ganz weit entfernt von null bleiben. Dies ist insbesondere bedeutungsvoll, weil nachgewiesen wird, dass die Kovariable geeignet ist und sie beim bayesianischen Simulationsverfahren mitwirkte (Rosen et. al. 2001; Ferree 2004) und die neu berechneten Parameterwerte damit überzeugend sind.

Tabelle 4.64: Die Schätzwerte aus dem bayesianischen Modell im Fallbeispiel „Die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“ (mit der Kovariable)

		Bundestagswahl 2013 (Zweitstimmen)						
		CDU	SPD	Bündnis 90/ die Grünen	FDP	Die Linke	Piraten	Kleinparteien
Landtagswahl 2012 (Zweitstimmen)	CDU	0,55121588 (0,065492480)	0,09939171 (0,010262890)	0,068763418 (0,009575401)	0,0656176 (0,010270650)	0,06300855 (0,012488840)	0,05716006 (0,010663780)	0,09484279 (0,012277020)
	SPD	0,130568191 (0,006862938)	0,436182525 (0,004668434)	0,092755308 (0,000861547)	0,086271779 (0,000514328)	0,073002019 (0,005205157)	0,069623833 (0,003343226)	0,11159635 (0,003327810)
	Bündnis 90/ die Grünen	0,162085881 (0,003619931)	0,169385702 (0,003577825)	0,141144577 (0,002234235)	0,1341397 (0,000068439)	0,133884647 (0,004505552)	0,116429661 (0,004074336)	0,142929876 (0,000798362)
	FDP	0,125792011 (0,001258551)	0,215144324 (0,007574176)	0,162476094 (0,001861155)	0,119375796 (0,001058202)	0,122265293 (0,004380817)	0,111533739 (0,004499357)	0,143412744 (0,000757285)
	Die Linke	0,1397372 (0,000070320)	0,142825962 (0,000389630)	0,150022035 (0,000725455)	0,126638409 (0,000416060)	0,145960434 (0,000591727)	0,146960951 (0,000460672)	0,147854978 (0,000140977)
	Piraten	0,152222307 (0,002096463)	0,169443988 (0,000576721)	0,164885586 (0,002548726)	0,125106865 (0,000304517)	0,122464443 (0,002507748)	0,131660759 (0,002118869)	0,134216052 (0,000899488)
	Kleinparteien	0,39404676 (0,039551310)	0,22756201 (0,025229190)	0,088251317 (0,001006903)	0,059727414 (0,000308875)	0,066937445 (0,005031331)	0,0610246 (0,001923570)	0,102450456 (0,008189255)

Quelle: Landesdatenbank NRW

Die Tabelle 4.64 zeigt im Rahmen des Modells „Zweitstimmen (2012) – Zweitstimmen (2013)“ eine Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix auf, in der alle Übergangswahrscheinlichkeiten (β_{rc}^i) als Einträge rekonstruiert worden sind (Rosen et al. 2001; Ferree 2004; Moser 2011b). In der ersten Zeile stimmten 55,12% ehemaliger CDU-Wähler wieder für die CDU, aber jeweils nur weniger als 10% für die übrigen Parteien. In der zweiten Zeile votierten 43,62% ehemaliger SPD-Wähler nochmals für die SPD, aber 13,01% für die CDU und jeweils unter 12% für die übrigen Parteien. Die Wähler beider Großvolksparteien waren loyal und selten wechselbereit, sodass sie bei der Zweitstimmenabgabe meistens noch an beiden Großvolksparteien festhielten und ihre Wahrentscheidungen selten zugunsten der mittleren Parteien veränderten. Ausnahmsweise wechselten nur 9% bis 12% von diesen Wählern zu den Kleinparteien.

Der Zweitstimmenanteil der CDU ist um fast 11,5% höher als der Anteil der SPD, dagegen ist der Wechselgrad der SPD um mehr als 3,1% höher als der der CDU. Im Gegensatz zur SPD hatten die CDU-Wähler als Stammwähler den höheren Stabilitätsgrad in ihrer Stimmenabgabe. Die Wählerströme traten dementsprechend zwischen der SPD und der CDU auf. Da sich die Wechselbewegung von Wählern beider Großvolksparteien auf die Kleinparteien bezieht, kann man entsprechend der obigen Betrachtungsergebnissen in der politischen Neigung von Wählern der Kleinparteien sehen, dass 39,4% ehemaliger Wählern der Kleinparteien in 2013 zur CDU, aber 22,76% zur SPD und jeweils weniger als 11% zu den übrigen Parteien abwanderten. Diese Wähler hatten keine beständige Parteiloyalität und tendierten bei der Zweitstimmenabgabe auch zu einer Großvolkspartei, damit lagen die erheblichen Wählerströme zwischen den Kleinparteien und beiden Großvolksparteien, insbesondere der CDU vor.

In den weiteren Zeilen wählten 14,11% ehemaliger Grünen-Wählern in 2013 nochmals die Grünen, jeweils 16% die SPD und die CDU und jeweils weniger als 13% die übrigen Parteien. 11,93% ehemaliger FDP-Wähler entschieden sich in 2013 wieder für die FDP, aber 21,51% für die SPD, 16,25% für die Grünen und jeweils unter 13% für die übrigen Parteien. 13,17% ehemaliger Piraten-Wähler bevorzugten wieder die Piratenpartei, 16,94% die SPD, 16,49% die Grünen und 15,22% die CDU sowie jeweils unter 14% die übrigen Parteien. Bei der Linke-Partei ist hingegen zu beobachten, dass ihre ehemaligen Wähler allen Parteien inkl. der Linkspartei jeweils 13% bis 15% der Zweitstimmen gaben. Die Wähler der mittleren Parteien schienen weniger treu gegenüber ihren ursprünglich gewählten Parteien zu sein und verhielten sich oft entgegen ihrer Parteiidentifikation zugunsten einer bestimmten aber nicht unbedingt nahestehenden Großvolkspartei, z.B. entschieden sich jeweils ca. 16% der ehemaligen Grünen-Wähler sowohl für die CDU als auch für die SPD. 17% bis 22% der ehemaligen FDP-Wähler unterstützten die SPD und die Grünen.

Ungefähr 15% bis 16% der ehemaligen Piraten-Wähler präferierten sowohl die SPD als auch die Grünen und die CDU. Schließlich lassen sich sowohl bidirektionale Wählerströme innerhalb aller mittleren Parteien als auch unidirektionale Wählerströme zwischen den mittleren Parteien und beiden Großvolksparteien bestimmen. Zuletzt folgt aus dem Modell „Zweitstimmen (2012) – Zweitstimmen (2012)“, dass die Wähler beider Großvolksparteien ihre politische Verhaltensweisen selten wegen mittlerer Parteien oder der Kleinparteien heftig änderten. Umgekehrt näherten sich die Wähler der mittleren Parteien oder der Kleinparteien aber auf der Bundeswahlebene mehrmals beiden Großvolksparteien, sodass die CDU erstaunlicherweise fast 40% der Zweitstimmen von Wählern der Kleinparteien bekam und die SPD etwa 22% von ehemaligen FDP-Wählern erhielt. Aus den obigen Analyseergebnissen wird ersicht-

lich, dass sowohl H5 aufgrund des höheren Stabilitätsgrads bei Wählern der CDU und der SPD als auch H6 aufgrund des höheren Wechselgrads bei Wählern der mittleren Parteien und der Kleinparteien akzeptabel sind.

Zum Schluss werden die Simulationsergebnisse im Rahmen der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ im Folgenden weiter überprüft. Es ist eine feste Parteiloyalität der Wähler bei beiden Großvolksparteien zu erkennen. Die CDU erhielt 55% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern, 39% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien sowie durchschnittlich 13% bis 16% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien, wobei sich der Zweitstimmenanteil der CDU aufgrund der Zuwanderer aus den Kleinparteien erheblich vermehrte. Infolge der Auswirkung der Vorrangigkeit der Bundestagswahl erfuhr die CDU keinen Amtsmalus, stattdessen erfuhr sie bei der nationalen Zwischenwahl ohne Einfluss des „Mid-Term-Effekts“ sogar einen großen Amtsbonus. Anders verhält es sich bei der SPD, die 44% der Zweitstimmen von ihren ehemaligen Wählern, 23% von ehemaligen Wählern der Kleinparteien sowie durchschnittlich 10% bis 22% von ehemaligen Wählern der übrigen Parteien erhielt. Unter dem Einfluss des zeitlichen Faktors profitierte die SPD viel von dem Amtsmalus der Bundesregierung, da sie bei der nationalen Zwischenwahl einerseits ihre ehemaligen Wähler erfolgreich behielt und andererseits die Mehrheit der Wähler der mittleren Parteien und der Kleinparteien hinzugewann.

Im Vergleich zu den beiden Parteien erhielt einerseits die CDU Stimmen der meisten ehemaligen Wähler der CDU und der Kleinparteien, andererseits erwarb die SPD größtenteils von ehemaligen Wählern der SPD, der FDP und der Kleinparteien Stimmen. Beide Großvolksparteien teilten einen ähnlichen Zweitstimmenanteil von ehemaligen Wählern der Grünen und der Piratenpartei. Hierbei behielt die CDU trotz des möglichen Amtsmalus der Bundesregierung erfolgreich ihren wesentlichen Zweit-

stimmenanteil beim Wahlkampf mit den Oppositionsparteien, wobei ihre Wähler meistens nach Abwägung der Bundespolitik und Kanzlerschaft nur zum geringen Teil ihre Wahlentscheidungen änderten (Dinkel 1977; Kropp/Sturm 1999; Schoen 2011). Ähnliches ist auch bei der SPD zu beobachten. Obwohl der Stabilitätsgrad ihrer Wähler um 11% niedriger als der der CDU war, büßte sie ihre Zweitstimmen nicht ein, da sie zusätzlich den großen Oppositionsbonus von ehemaligen Wählern verschiedener Parteien bei der Zweitstimmenabgabe hinzubekam.

Des Weiteren waren die Wähler der mittleren und anderen Parteien mit ihrer unbeständigen Parteiloyalität stets so wechselbereit, dass jene Parteien jeweils lediglich von 12% bis 15% ihrer ehemaligen Wähler wieder unterstützt wurden. Sie zogen zwar unter dem Einfluss der Vorrangigkeit der nationalen Hauptwahl mehrmals tendenziell beide Großvolksparteien vor, aber ihr Wahlverhalten änderte sich unter der Berücksichtigung von aktuellen politischen Themen ebenfalls teilweise zugunsten der mittleren Parteien inkl. (rechtsextremer) Kleinparteien (Gluchowski/von Wilamowitz-Moellendorff 2001; Klos 2003). Zusätzlich zur Parteiloyalität legte die FDP noch 12% bis 13% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der FDP, der Piratenpartei, der Linkspartei und der Grünen zu. Die Grünen erhielten zusätzlich 14% bis 16% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der Linkspartei, der FDP und der Piratenpartei. Die Linkspartei bekam 12% bis 13% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der FDP, der Piratenpartei und der Grünen. Die Piratenpartei erhielt zusätzlich 11% bis 15% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern der FDP, der Grünen und der Linkspartei. Daraus ist zu ersehen, dass sich die meisten Wähler der mittleren Parteien oftmals zwischen ihren gewählten mittleren Parteien und beiden Großvolksparteien bewegten. Dabei erhielten die mittleren Parteien selten Zuwanderer aus beiden Großvolksparteien. Stattdessen absorbierten sie ohne Unterscheidung zwischen Regierung-

und Oppositionsparteien ehemalige Wähler voneinander und konnten untereinander einen ähnlichen kleinen Zweitstimmenanteil dazugewinnen. Diese mittleren Parteien profitierten damit kaum von der nationalen Zwischenwahl unter dem negativen Einfluss der Einstufung der Wahlebene von ehemaligen Wählern beider Großvolksparteien.

Schließlich wurden die Kleinparteien lediglich von 10% ihrer ehemaligen Wähler sowie zusätzlich von 10% bis 15% der ehemaligen Wähler der übrigen Parteien unterstützt, wobei sie dieses Mal nur rund 10% der Zweitstimmen von ehemaligen Wählern beider Großvolksparteien erwarben. Diese Kleinparteien bekamen zwar kleinen Oppositionsbonus von ehemaligen Wählern aller anderen Parteien, doch ist deren Anteil ganz niedrig. Demnach erzielten sie nicht erwartungsgemäß ihren Wahlsieg, sondern erfuhren bei der nationalen Zwischenwahl ebenfalls einen Stimmenverlust. Die Kleinparteien profitierten auch nicht vom Amtsmalus der Bundesregierung, da die Wähler, die wegen der Unzufriedenheit mit den Parteien oder der Bundespolitik aus allen Parteien zuwanderten und ihre Wahlentscheidungen dieses Mal weniger für sie änderten. In ähnlicher Weise können die sporadischen Übertragungen der Zweitstimmen aller Parteien auf diese Kleinparteien inkl. rechtsextremer Kleinparteien noch als ein negatives Signal oder eine Abmahnung an die Großvolksparteien in der Bundespolitik verstanden werden (Decker/von Blumenthal 2002: 148-153).

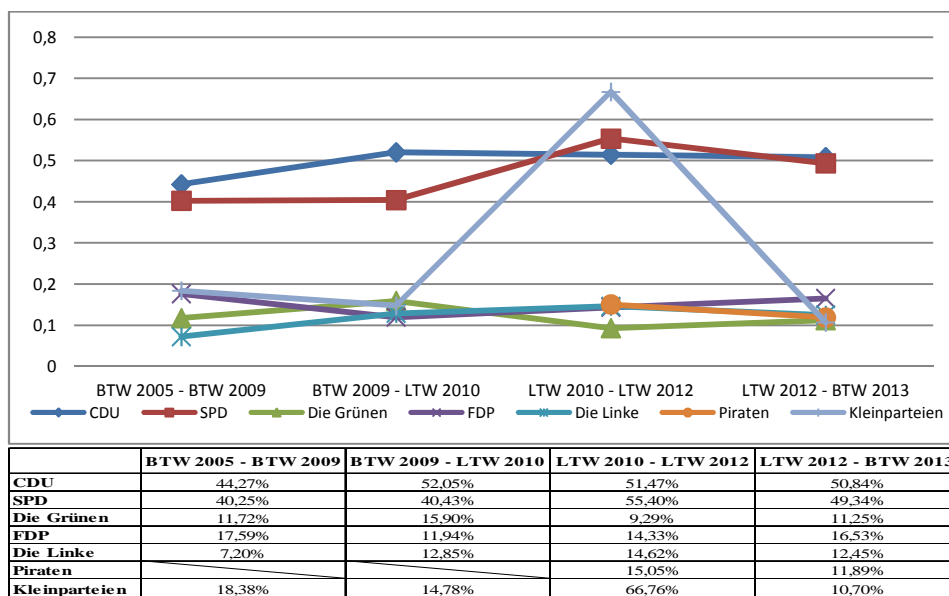
Aus der obenstehenden Beobachtung wird geschlussfolgert, dass unter Berücksichtigung der Einstufung der Wahlebene das Wahlverhalten der Wähler der CDU, der mittleren Parteien bzw. der Kleinparteien durch Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ richtig klargestellt wird. Aber aufgrund des Zeitfaktors und „Mid-Term-Effekts (Testwahleffekts)“ kann nur das Wahlverhalten der SPD dementsprechend interpretiert werden (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006;

Schubert 2011). Die FDP-Wähler bildeten da eine Ausnahme. Obwohl sie zu den Regierungspartei-Wählern gehörten, erschienen sie meistens nur als Wähler mittlerer Parteien und wurden erst in der Analyse signifikant, da sich die FDP-Wähler im Wahlverhalten eher einer kleineren Oppositionspartei gleichkam und nicht dem einer Regierungspartei-Wählerschaft ähnelt. Die Hypothesen H1 und H4 sind nicht haltbar.

5. Fazit und Schlussfolgerung

Im Folgenden wird aus den zuvor betrachteten vier Modellen in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013 im Rahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ im Vergleich geschlussfolgert, wie sich die Stabilität der Stimmenabgabe bei allen Parteien von 2005 bis 2013 veränderte, wie sich die Einstufung der Wahlebene auf das Wahlverhalten der Stammwähler auswirkte und wie sich die Stammwähler bei der Erststimmen- und Zweitstimmenabgabe verhielten.

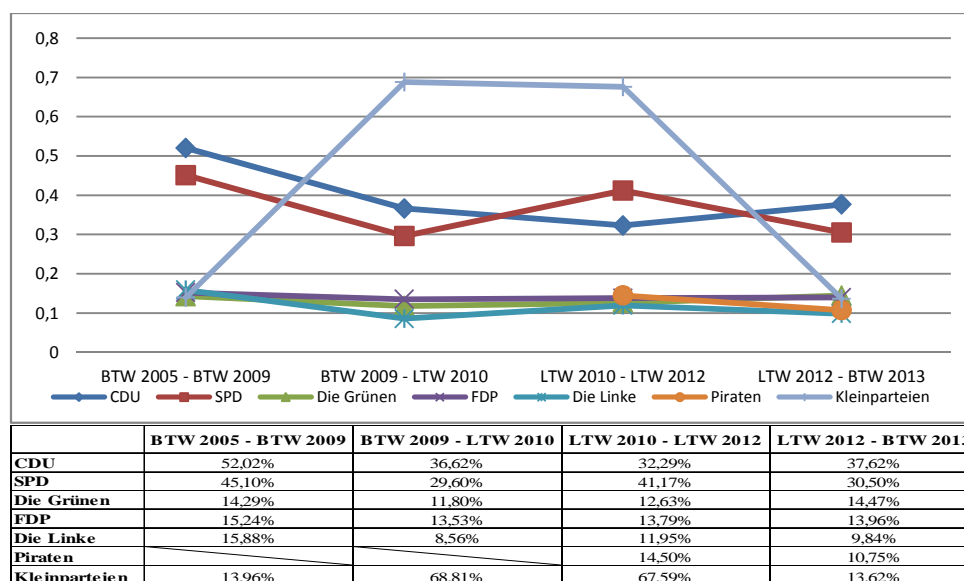
Abbildung 4.1: Das Modell „Erststimmen – Erststimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013



Zunächst weist das Modelle „Erststimmen – Erststimmen“ in vier Fällen auf, dass die Kurven der Stammwähleranteile der CDU und der SPD in vier Fällen zwischen 2005 und 2013 durchgehend in eine ähnliche Richtung verlaufen, wobei die Stammwähler

der CDU bei Bundes- und Landtagswahlen beständig blieben und die Kandidaten der SPD mehr Erststimmen bei der Landtagswahl NRW 2012 von ihren ehemaligen Erststimmenwählern hinzugewannen als die CDU. Die Kurven der vier mittleren Parteien – der Grünen, der FDP, der Linkspartei und der Piratenpartei – bleiben weit unten und verändern sich nur gering, d.h. ihr Stammwähleranteil war in vier Fällen niedrig. Die drei mittleren Parteien haben keine Zweitstimmen dazu bekommen. Überraschenderweise lässt sich aus den Kleinparteien ersehen, dass ihr Erststimmenanteil abrupt gestiegen ist und bei der Landtagswahl NRW 2012 ihren Höhepunkt erreicht hat. Allerdings hat sich der Stammwähleranteil der Kleinparteien seit 2012 reduziert und erreichte ihren Tiefpunkt, sodass die Kleinparteien mehr zusätzliche Erststimmen auf der Landeswahlebene erhalten haben als auf der Bundeswahlebene.

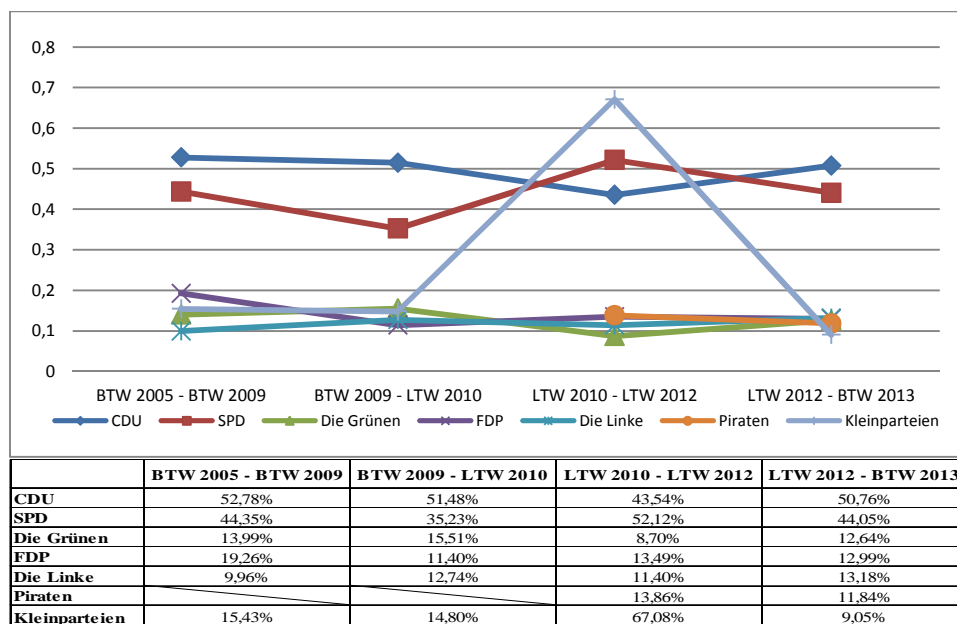
Abbildung 4.2: Das Modell „Erststimmen – Zweitstimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013



Beim obenstehenden Diagramm erkennt man zunächst bei den Grünen, der FDP, der Linkspartei und der Piratenpartei ähnliche Kurven, die horizontal und immer unten bleiben. So haben die vier mittleren Parteien in vier Fällen sowohl bei den Bundestags- als auch Landtagswahlen nur wenige Zweitstimmen von ihren ehemaligen Erststimmenwählern bekommen. Bei der CDU und der SPD werden zwei steile Kurven

gezeigt, wobei sich der Stammwähleranteil beider Großvolksparteien abrupt steigend oder fallend verhält. Bei der SPD stellt sich heraus, dass ihre Stammwähler bei den Bundestagswahlen 2005 und 2009 bzw. bei der Landtagswahl NRW 2010 und der Landtagswahl NRW 2012 zunahmen, aber in den übrigen zwei Fällen deutlich abnahmen. Bei der CDU hingegen ist der Stammwähleranteil von 2005 bis 2012 konstant gesunken und erst seit 2012 wieder gestiegen. Es kann die interessante Tendenz hier festgestellt werden, dass die größere Stammwählerschaft der CDU bei Bundestagswahlen zur CDU zurückkehrte. Damit hat sich der Zweitstimmenanteil der CDU auf der Bundeswahlebene in den meisten Fällen erhöht. Im Allgemeinen wirkte sich die Einstufung der Wahlebene ebenfalls auf die Stammwähler der CDU, aber nicht signifikant auf die der SPD aus. Auffällig sind die Stammwähler bei den Kleinparteien, deren Anteil sich zwischen 2009 und 2012 dauerhaft am Höhepunkt (BTW 2009 – LTW 2010 bzw. LTW 2010 – LTW 2012)⁴⁷ befand. So wurden die Kleinparteien meistens bei Landtagswahlen ebenfalls von ihren ehemaligen Erststimmenwähler treu unterstützt.

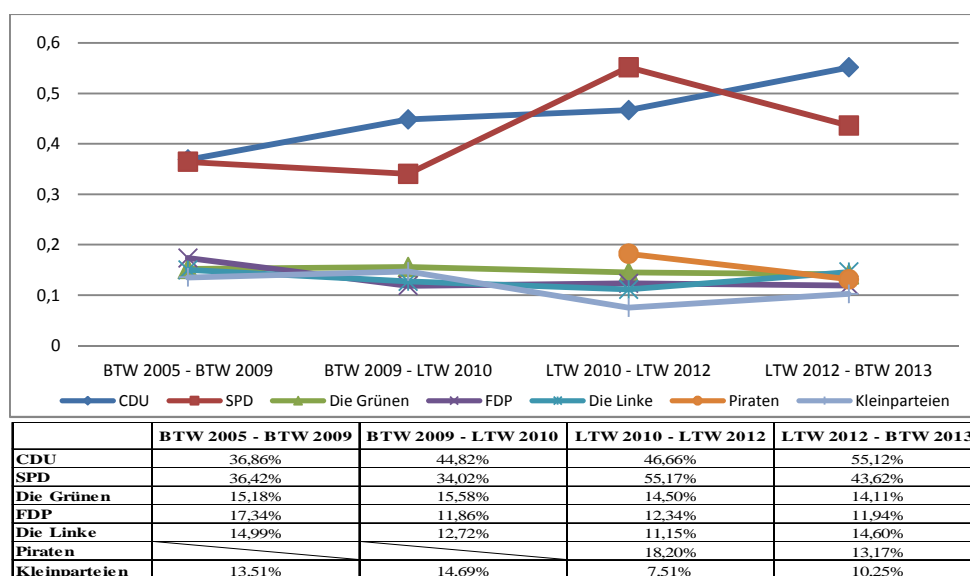
Abbildung 4.3: Das Modell „Zweitstimmen – Erststimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013



⁴⁷ Die Landtagswahl und Bundestagswahl sind hier als LTW und BTW bezeichnet.

Aus dem obenstehenden Diagramm gehen die sich ähnelnden Kurven von der SPD und der CDU hervor, wobei der Stammwähleranteil bei der CDU immer beständig bleibt, aber bei der SPD staucht die Kurve und ihr Stammwähleranteil ist nur im Fallbeispiel „Landtagswahl NRW 2010 und 2012 (LTW 2010 – LTW 2012)“ höher als bei der CDU. Die SPD ging nur zwischen 2010 und 2012 in Führung, sodass sie in diesem Zeitraum mehr von ihren ehemaligen Zweitstimmenwählern bei der Erststimmenabgabe gewählt wurde. Wie erwartet lässt sich aus dem niedrigen Stammwähleranteil bei den Grünen, der FDP, der Linkepartei und der Piratenpartei erkennen, dass die vier mittleren Parteien sowohl auf der Bundeswahlebene als auch auf Landeswahlebene einen kleinen Teil der Erststimmen von ihren ehemaligen Zweitstimmenwählern hinzugewonnen haben. Es fällt bei den Kleinparteien auf, dass sich ihr Stammwähleranteil beträchtlich zwischen 2010 und 2012 auf der Landeswahlebene erhöht hat. So wurden die Kandidaten der Kleinparteien inkl. rechtsextremer Kleinparteien wieder von ihren ehemaligen Zweitstimmenwählern bei der Erststimmenabgabe gewählt. Auf der Bundeswahlebene profitieren diese Kleinparteien aber hingegen ganz wenig von ihren Stammwählern.

Abbildung 4.4: Das Modell „Zweitstimmen – Zweitstimmen“ in vier Fallbeispielen zwischen 2005 und 2013



Im Diagramm steigt die Kurve der CDU beständig bis zum Höhepunkt in 2013 und dazwischen ist sie nur in 2012 auf der Landeswahlebene ein wenig gesunken, d.h. die ehemaligen Zweitstimmenwähler der CDU bei der Zweitstimmenabgabe hielten fast unverändert an der CDU fest. Die Kurve bei der SPD staucht zwischen 2005 und 2013 auf der Bundes- und Landeswahlebene, d.h., dass die Zweitstimmenwähler der SPD auf der Bundeswahlebene zu unterschiedlichen Parteien abwanderten. Daher wurde die SPD meistens erst auf der Landeswahlebene von einem noch größeren Teil ihrer ehemaligen Zweitstimmenwähler bei der Zweitstimmenabgabe unterstützt. Bei den Grünen, der FDP und der Linkepartei bleiben die Stammwähleranteile auf beiden Wahlebenen fast unverändert am Tiefpunkt, d.h. die Zweitstimmenwähler dieser drei mittleren Parteien hielten bei der Zweitstimmenabgabe nicht immer an ihren gewählten mittleren Parteien fest. Eine Ausnahme bilden die Zweitstimmenwähler der Piratenpartei, die bei der Zweitstimmenabgabe auf der Landtagswahlebene noch die Piratenpartei präferiert haben. Auffällig ist die Kurve der Stammwähler der Kleinparteien, die konstant nach unten bis zum Tiefpunkt bei der Landtagswahl NRW 2012 gesunken ist. Erst bei der Zweitstimmenabgabe auf der Bundeswahlebene wählten ihre Stammwähler sie meistens wieder.

Zuletzt werden die obigen Diagramme aufgrund der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ durch eine Gesamtbetrachtung zusammengefasst. Es ist zu erkennen, dass die ehemaligen Erststimmenwähler der CDU und SPD ihre Zweitstimmen zwischen 2005 und 2013 zwar weniger den beiden Großvolksparteien gaben, doch war es immer noch der größte Teil der Erststimmenwähler, der seine Erst- und Zweitstimmen auf beiden Wahlebenen beiden Großvolksparteien gab. Im Unterschied zur CDU-Wählerschaft haben viele der ehemaligen Erststimmenwähler der SPD einen noch größeren Teil ihrer Erst- und Zweitstimmen auf der Landeswahl-

ebene, d.h., bei der regionalen Nebenwahl, der SPD gegeben. Im Gegensatz zu den beiden Großvolksparteien haben sich die Erststimmenwähler bei den Grünen, der FDP, der Linkspartei und der Piratenpartei nicht immer treu und zugunsten ihrer ursprünglich gewählten mittleren Parteien verhalten, sodass die vier mittleren Parteien nur in geringem Maße von ihren ehemaligen Erststimmenwählern bei der Erst- und Zweitstimmenabgabe wiedergewählt wurden. Die vier mittleren Parteien haben sogar keine zusätzlichen Zweitstimmen von Zuwanderern aus beiden Großvolksparteien und den Kleinparteien hinzubekommen. Zuletzt schwankte das Wahlverhalten bei den ehemaligen Erststimmenwählern der Kleinparteien sehr. Ihre ehemaligen Erststimmenwähler haben ihre Zweitstimmen meistens zwischen 2009 und 2013 parallel auf der Bundes- und Landesebene Kleinparteien gegeben, aber meistens gaben sie ihre Erststimmen auf der Landesebene den Kandidaten dieser Kleinparteien.

In der Gesamtbetrachtung ist ersichtlich, dass die ehemaligen Erststimmenwähler beider Großvolksparteien und der Kleinparteien ihre Erststimmen erst nach Abwägung der Kandidaten und Einstufung der Wahlebene abstimmten (Dinkel 1977; Kropp/Sturm 1999). Hiergegen wurden die Grünen, die FDP, die Linkspartei und die Piratenpartei auf beiden Wahlebenen bei der Erst- und Zweitstimmenabgabe nur wenig von ihren ehemaligen Erststimmenwählern unterstützt. Bei der Zweitstimmenabgabe wägen Erststimmenwähler der CDU, der SPD und der Kleinparteien erst die Vorrangig- oder Nachrangigkeit der Wahlebene ab, sodass die CDU auf der Bundesebene mehr Zweitstimmen von ihren ehemaligen Erststimmenwählern erhalten hat als auf der Landesebene. Umgekehrt haben die SPD und die Kleinparteien die meisten Zweitstimmen auf der Landesebene erhalten. Der steigende Zweitstimmenanteil der Kleinparteien kann in diesem Falle als Experiment der Erststimmenwähler

mit den Potentialen der Kleinparteien angenommen werden (Dinkel 1977; Sturm 1999).

Weiterhin scheint das Wahlverhalten der ehemaligen Zweitstimmenwähler aus der Wählerschaft beider Großvolksparteien und der Kleinparteien aufgrund der Einstufung beider Wahlebenen ganz unterschiedlich zu sein. Bei der Erst- und Zweitstimmenabgabe wurde die SPD in den obigen vier Fällen auf der Bundeswahlebene weniger und auf der Landeswahlebene stärker von ihren ehemaligen Zweitstimmenwählern berücksichtigt. Unter dem Einfluss der Einstufung der Wahlebene verhielten sich die CDU-Wähler im Zweistimmensystem nicht gleich. Bei der Erststimmenabgabe haben die ehemaligen Zweitstimmenwähler der CDU meistens auf der Bundesebene erst an der CDU festgehalten, bei der Zweitstimmenabgabe hingegen wurde die CDU auf beiden Wahlebenen beständig von ihren ehemaligen Zweitstimmenwählern unterstützt. Die Wahlentscheidungen der ehemaligen Zweitstimmenwähler der Grünen, der FDP, der Linkspartei und der Piratenpartei sind bei der Erst- und Zweitstimmenabgabe nicht unterscheidbar. Der mögliche Grund dafür ist, dass ihre Zweitstimmenwähler auf beiden Wahlebenen die politischen Potentiale der mittleren Parteien weniger reflektiert haben. Davon abgesehen ist es auch wahrscheinlich, dass die Zweitstimmenwähler der vier genannten mittleren Parteien unzufrieden mit deren politischer Performanz waren und daher zu den Kleinparteien abwanderten.

Schließlich wird aus den oben erwähnten Beobachtungsergebnissen der Schluss gezogen, dass lediglich die Wahlentscheidungen bei Wählern beider Großvolksparteien und der Kleinparteien durch Vor- oder Nachrangigkeit der Wahlebene bei der Erst- und Zweitstimmenabgabe erheblich beeinflusst wurden. Dementgegen ist die Einstufung der Wahlebene bei Wählern mittlerer Parteien irrelevant, da die Erst- und Zweitstimmenwähler der mittleren Parteien bei der Erst- und Zweitstimmenabgabe nach

Abwägung der Bundes- und Landespolitik häufig nicht mehr an ihrer ursprünglich gewählten mittleren Parteien festhielten (Dinkel 1977; Kropp/Sturm 1999). Das offensichtlich veränderte Wahlverhalten aufgrund des elektoralen Wahlzyklus lässt sich bei beiden Großvolksparteien und den Kleinparteien in den Fallbeispielen „LTW 2010 und LTW 2012“ bzw. „LTW 2012 und BTW 2013“ feststellen, welche als Zwischenwahlen zu verstehen sind. Insbesondere änderte sich der Stammwähleranteil der Kleinparteien bei Zwischenwahlen sehr deutlich. Umgekehrt blieb der Wahlzyklus bei den übrigen vier mittleren Parteien wegen des niedrigen Stammwähleranteils ohne Auswirkungen, da sie als Opposition bei den Zwischenwahlen den kleinen Teil der Zuwanderer aus beiden Großvolksparteien und den Kleinparteien hinzugewonnen haben.

Kapitel 5: Wählerstromanalysen mit demografischen Faktoren bei Wahlen in NRW

1. Einleitung: Die Umwandlungsschritte im natürlichen Logarithmus

Bei den weiteren Wählerstromanalysen geht es darum, vor welchen sozialen Hintergründen die Wechselwähler, die ihre Wahlstimmen bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen absichtlich zwei unterschiedlichen Parteien abgegeben haben, mit einer höheren Eintrittswahrscheinlichkeit⁴⁸ bei aufeinanderfolgenden Wahlen auftauchen. Hinsichtlich der Sozialstruktur (als Einflussfaktor) lässt sich feststellen, dass sie das Wahlverhalten in unterschiedlichem Maße beeinflusst und zur Veränderung der Parteiidentifikation führt (Pappi 1973; Falter/Schumann 1987; Veen/Gluchowski 1988; Neu 2004; Tietze 2008; Ataman 2011). Anschließend werden in diesem Kapitel die sich aus Kings EI-Schätzung ergebenden Schätzergebnisse durch vier demografische Einflussfaktoren⁴⁹ – Geschlecht (männlich, weiblich), Altersgruppen (18 bis über 65 Jahre), Bildungsgrad (Grund-, Mittel- und Hochschulabschluss)⁵⁰ und Migrationshintergrund (mit oder ohne Migrationshintergrund) – weiter dahingehend überprüft, welche sozialen Hintergründe bei der Wahlentscheidung eines Wählers stark mitwirkten und bei welcher Wählerschaft die Stabilität in der Stimmenabgabe aufgrund solcher Hintergründe immer unbeständig blieb.

Die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell zwischen beiden Parteien sind kontinuierliche Variablen und liegen wesentlich zwischen null und eins in Form der Wahr-

⁴⁸ Eintrittswahrscheinlichkeit bezeichnet den statistischen Erwartungswert oder die geschätzte Wahrscheinlichkeit für das Eintreten eines bestimmten Ereignisses in einem bestimmten Zeitraum in der Zukunft.

⁴⁹ Die Daten des sozialen Hintergrunds stammten aus den Zensusdaten 2011 der Zensusdatenbank (unter <https://ergebnisse.zensus2011.de/>) und von den Daten der Bevölkerung aus der Landesdatenbank NRW (unter <https://www.landesdatenbank.nrw.de/ldb NRW/online/logon>). Da in beiden Datenbanken nur die Daten hinsichtlich „Geschlecht“, „Altersgruppen“, „Bildungsgrad“ und „Migrationshintergrund“ zugänglich und entsprechend dem Forschungsvorhaben zu differenzieren sind, wurden diese vier demografischen Einflussfaktoren als unabhängige Variablen für die Analysen verwendet.

⁵⁰ Die Kategorie „Grundschulabschluss“ umfasst die Wahlberechtigten ohne Schulabschluss einschließlich der 15- bis unter 18-jährigen Bürger, die nicht wahlberechtigt sind. Die 15- bis unter 18-jährigen Bürger wurden hier einbezogen, weil sie bereits zu den Rohdaten über die Kategorien „Grundschulabschluss“ und „Schulabschluss“ bei der Landesdatenbank NRW gerechnet wurden. Damit kann die Anzahl der 15- bis unter 18-jährigen Bürger nicht von den verfügbaren Rohdaten differenziert werden.

scheinlichkeit, sodass sich die multivariate Regression in diesem Falle für eine Analyse eignet. Dennoch muss man bei der Regressionsanalyse noch auf die Beschränkung (constraint) achten, dass die Schätzergebnisse für alle Parteien in einer Gemeinde insgesamt nicht eins überschreiten dürfen, da ansonsten der Bias entstehen könnte. Um die Schätzergebnisse in jeder Gemeinde entsprechend der Form der Wahrscheinlichkeit auf eins zu beschränken, müssen die tatsächlichen Schätzergebnisse in den Logarithmus (log ratios) umgewandelt werden (Aitchison 1983, 1986:158-160; Tsagris et al. 2011). Da es bei den beschriebenen Schätzergebnissen in Gemeinden um kompositionelle Daten (composition data) handelt, soll das Umwandeln des Logarithmus nach den folgenden Schritten durchgeführt werden (Aitchison 1986: 158-160; Backhaus et al. 2013):

- Bei allen Kategorien der Schätzergebnisse des King'schen EI-Modells⁵¹ muss zunächst eine Kategorie als Referenzkategorie ausgewählt werden. In den zuvor beschriebenen vier Fallbeispielen werden die Schätzergebnisse über die Stammwähler – die Wähler, die bei beiden Wahlen für dieselbe Partei votierten – von jeder Partei als Referenzkategorien gesetzt.
- Dann muss die Ratio zwischen jeder Kategorie und der Referenzkategorie berechnet werden.
- Demnach kann der berechnete Anteil in den Logarithmus umgewandelt werden (Log Transformation). Alle umgewandelten abhängigen Variablen sind in Form der Wahrscheinlichkeit darzulegen.
- Die in den Logarithmus umgewandelte Ratio soll als abhängige Variable gesetzt werden, die zugleich als multivariate Normalverteilung erachtet und durch die multivariate Regression analysiert wird. Die unabhängigen Variablen sind die de-

⁵¹ Mit „Kategorie“ ist hier das Schätzergebnis des King'schen EI-Modells gemeint, wobei die Wähler mit einem hohen oder niedrigen Stabilitäts- und Wechselgrad bei einer vorangegangenen Wahl eine bestimmte Partei und bei einer nachfolgenden Wahl dieselbe oder eine andere Partei wählen.

mografischen Hintergründe, welche die Geschlechter, Lebensalter, Migrationshintergründe und den Bildungsgrad umfassen.

Diese Analysemethode ist besser als die sog. „Multiple-Regression“, da mit dieser Methode mehrere abhängige und unabhängige Variablen gleichzeitig analysiert werden können und der Zusammenhang zwischen abhängigen und unabhängigen Variablen damit deutlich interpretiert werden kann. Bei weiteren Analysen wird ein Überblick über mögliche demografische Hintergründe des Wechselwählers durch die Verwendung der multivariaten Regression und der Schätzergebnisse des King'schen EI-Modells in den Tabellen erstellt. Die verwendeten Beobachtungen entsprechen 396 Gemeinden in Nordrhein-Westfalen bei den Bundestagswahlen der Jahre 2005, 2009 und 2013 sowie bei den Landtagswahlen 2010 und 2012.

2. Deskriptive Analyseergebnisse der demografischen Faktoren

2.1 Die Stabilität der Stimmenabgabe bei den Bundestagswahlen 2005 und 2009

Im Fallbeispiel „die Stabilität der Stimmenabgabe bei den Bundestagswahlen 2005 und 2009“ (s. unterstehende Tabellen 5-1 bis 5-4) wird zunächst gezeigt, dass die Männer im Gegensatz zu Frauen bei allen Parteien nicht loyal an ihren gewählten Parteien festhielten. Beim Faktor „ohne Migrationshintergrund“ verhalten sich die Nicht-Migranten bei allen Wählern im Vergleich zu den Migranten ebenfalls untreu gegenüber den ursprünglich gewählten Parteien. Beim Faktor „Bildungsgrad“ ist bei den Wechselwählern klar zu erkennen, dass sie einen Mittelschul- oder Hochschulabschluss besaßen und dass bei ihnen ebenfalls eine schwache Parteiloyalität bestand. Zwischen den Altersgruppen wird der Unterschied deutlich, dass sich die 18- bis 45-jährigen Wähler deutlich bei beiden Wahlen für unterschiedliche Parteien entschieden. Die 30- bis 35-jährigen Wähler bildeten eine Ausnahme; im Modell „Erststimmen (2005) – Erststimmen (2009)“ bleiben sie ihren ursprünglich gewählten Par-

teien noch treu, im Modell „Zweitstimmen (2005) – Zweitstimmen (2009)“ sind die 45- bis 50-jährigen Wähler dagegen gegenüber unterschiedlichen Parteien wechselbereit. Die 45- bis 50-jährigen Wähler unterstützen in den übrigen drei Modellen loyal ihre gewählten Parteien.

Des Weiteren lässt sich aus dem Modell „Erststimmen (2005) – Erststimmen (2009)“ ersehen, dass die Einflussfaktoren bei Wählern der FDP und der Kleinparteien sehr wichtig sind. Bei CDU-Wählern sind die Faktoren „Männer“ und „Altersgruppe 18 bis unter 30 Jahre“ signifikant, die CDU-Wähler mit diesen Hintergründen waren mit einer hohen Wahrscheinlichkeit Wechselwähler und damit gegenüber der ursprünglich gewählten Partei untreu. Bei Linke- und SPD-Wählern schienen meistens die Faktoren „Bildungsgrad“ und „Migrationshintergrund“ signifikant zu sein. So wanderten die Linke- und SPD-Wähler mit solchen sozialen Hintergründen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit als Wechselwähler bei einer nachfolgenden Wahl zu anderen Parteien ab. Eine Ausnahme bildete das Wahlverhalten der SPD-, FDP-, Grünen- und Linke-Wähler, denn die SPD-Wähler wählten bei einer nachfolgenden Wahl nicht die Grünen. Die FDP-Wähler entschieden sich ebenfalls nicht für die Grünen oder die Linkspartei und die Grünen-Wähler stimmen nicht für die FDP. Die Linke-Wähler änderten ihre Stimmen nicht zugunsten der SPD, der Grünen oder der Kleinparteien. Interessant ist hierbei, dass die SPD-Wähler ihre Wahlstimmen nicht auf die Grünen übertrugen, obwohl die beiden Parteien sich relativ nahestehen.

Das Modell „Erststimmen (2005) – Zweitstimmen (2009)“ zeigt, dass sich die obigen Einflussfaktoren auf die Wähler aller Parteien außer der Linkepartei ganz signifikant auswirkten, damit sind diese Wähler bei der nachfolgenden Wahl ziemlich wechselbereit und ohne bestimmte Parteiidentifikation gegenüber unterschiedlichen Parteien. Davon abgesehen stand die bestimmte politische Bindung der Wechselwähler der FDP,

der Grünen und der Linkspartei manchmal manchen Parteien entgegen. Die FDP-Wähler wanderten beispielsweise nicht zur Linkspartei oder Piratenpartei ab und die Grünen-Wähler wanderten nicht zur CDU ab. Die Linke-Wähler wanderten mit ihren Wahlstimmen nicht zu der CDU und der FDP ab. Im Modell „Zweitstimmen (2005) – Erststimmen (2009)“ sehen – mit Ausnahme der Grünen-Wähler – alle Wähler unter dem Einfluss der sozialen Faktoren sehr wechselhaft aus. Dennoch lässt sich bei den Linke- und SPD-Wählern feststellen, dass die Linke-Wähler selten die Grünen oder die SPD wählten und dass die Grünen oder die Linkspartei selten von ehemaligen SPD-Wählern ihre Wahlstimmen erhielten. Abschließend erkennt man im Modell „Zweitstimmen (2005) – Zweitstimmen (2009)“, dass die Wähler aller Parteien mit den zuvor beschriebenen sozialen Hintergründen sehr wahrscheinlich als potenzielle Wechselwähler erschienen. Auffällig ist, dass die Grünen-Wähler ohne Beschränkung ihrer ursprünglichen Parteitendenz zur Linkspartei abwanderten, aber die Linke-Wähler änderten ihre Wahlentscheidungen weniger zugunsten der SPD.

2.2 Die Stabilität der Stimmenabgabe bei der Bundestagswahl 2009 und bei der Landtagswahl 2010

Bei der deskriptiven Analyse wird das Fallbeispiel „die Stabilität der Stimmenabgabe bei der Bundestagswahl 2009 und bei der Landtagswahl 2010“ (s. unterstehende Tabellen 5-5 bis 5-8) weiter betrachtet. Aus den Analyseergebnissen der Tabelle lässt sich ersehen, dass die männlichen Wähler im Vergleich zu Frauen ein eher unbeständiges Wahlverhalten aufwiesen. Gegenüber den Migranten sind die Wähler ohne Migrationshintergrund sehr wechselbereit. Die Wähler mit einem Mittel- und Hochschulabschluss verhielten sich nicht loyaler gegenüber der jeweilig ursprünglich gewählten Partei als die Wähler mit einem niedrigen Bildungsgrad. Im Vergleich mit Wählern im Alter von über 65 Jahren scheinen die 35- bis 40- und 50- bis 60-jährigen

Wähler, d.h. die Wähler der CDU und der Kleinparteien, im Modell „Erststimmen (2009) – Erststimmen (2010)“, treuer gegenüber einer gewählten Partei zu sein. Dagegen verhalten sich die Wähler in den übrigen Altersgruppen sehr wechselhaft. Als Ausnahme sind die 35- bis 40-jährigen Wähler anzusehen, die mit ihren Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und ihren Erststimmen bei der Landtagswahl NRW 2012 durchgehend dieselbe Partei wählten. Auffällig sind die 60- bis unter 65-jährigen CDU-Wähler, die bei der Erst- und Zweitstimmenabgabe mit einer höheren Wahrscheinlichkeit zu anderen Parteien abwanderten. Aus den obigen Einflussfaktoren folgt, dass ein erheblicher Zusammenhang zwischen unabhängigen und abhängigen Variablen vorliegt und dass das Geschlecht (Männlichkeit), das Lebensalter, der Migrationshintergrund und der Bildungsgrad als soziale Hintergründe bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen zur Wechselwahl führen.

Im Folgenden werden die Analyseergebnisse der Parteien erläutert. Im Modell „Erststimmen (2009) – Erststimmen (2010)“ wird festgestellt, dass die erwähnten Einflussfaktoren die Wähler aller Parteien einschließlich der rechtsextremen Kleinparteien dazu veranlassen, ihre ursprünglichen Wahlentscheidungen zu ändern. Im Vergleich mit Stammwählern aller Parteien treten die Wechselwähler bei allen Parteien in diesem Modell mit einer höheren Wahrscheinlichkeit auf. Ungewöhnlich ist dabei, dass die Wähler, auf die die beschriebenen sozialen Hintergründe zutreffen, die Piratenpartei ablehnen. Im Modell „Erststimmen (2009) – Zweitstimmen (2010)“ wirken sich die oben stehenden Faktoren in unterschiedlichem Maße auf die Wählerschaft aller Parteien aus, sodass die Wechselwähler aller Parteien mit einer hohen Wahrscheinlichkeit auftauchen. Die FDP- und Grünen-Wählern bildeten eine Ausnahme, da sich die FDP-Wähler mit ihren Wahlstimmen bei der nachfolgenden Wahl nur selten für die Grünen und die Piratenpartei entschieden und die Linke-Wähler nicht die

FDP wählten.

Im Modell „Zweitstimmen (2009) – Erststimmen (2010)“ sind die Einflussfaktoren bei allen Parteien außer der Linkspartei und der Piratenpartei signifikant, sodass diese Wähler mit den beschriebenen Hintergründen sehr wahrscheinlich als Wechselwähler beim Wahlkampf erscheinen. Als Ausnahme sind die Wähler der Linkspartei anzusehen, die mit den obigen sozialen Hintergründen zu der CDU und der FDP abwanderten. Es fällt auf, dass die Wechselwähler der SPD, der CDU, der FDP, der Grünen und der Kleinparteien in diesem Falle weniger die Piratenpartei wählten. Ferner stimmen auch die Grünen-Wähler nicht für die FDP. Schließlich zeigt das Modell „Zweitstimmen (2009) – Zweitstimmen (2010)“, dass gegenüber Stammwählern die Wähler aller Parteien mit den beschriebenen Hintergründen auch sehr wahrscheinlich Wechselwähler wurden. Auffällig ist, dass die Grünen- und FDP-Wähler unmöglich als Wechselwähler die Piratenpartei unterstützten.

2.3 Die Stabilität der Stimmenabgabe bei den Landtagswahlen 2010 und 2012

Im Fallbeispiel „die Stabilität der Stimmenabgabe bei den Landtagswahlen 2010 und 2012“ (s. unterstehende Tabellen 5-9 bis 5-12) ist zu erkennen, dass zunächst die männlichen Wähler aller Parteien ihre Wahlentscheidungen oft zugunsten anderer Parteien veränderten. Zweitens ist aus den Altersgruppen erkennbar, dass die Wähler mit 18 bis 29 Jahren und mit 60 bis 64 Jahren sehr wechselbereit waren. Eine Ausnahme bildeten die 50- bis 55-jährigen Wähler, deren Wahlverhalten beständig blieb, bei den übrigen Altersgruppen verhielten sich die Wähler zum Teil beständig und zum Teil instabil. Im Modell „Erststimmen (2010) – Erststimmen (2012)“ wechselten die 40- bis 55-jährigen Wähler ihre Erststimmen oft zugunsten anderer Parteien.

Im Modell „Erststimmen (2010) – Zweitstimmen (2012)“ stimmten die 35- bis

45-jährigen Wähler häufig bei beiden Wahlen für unterschiedliche Parteien. Im Modell „Zweitstimmen (2010) – Erststimmen (2010)“ unterstützten die 40- bis 55-jährigen Wähler bei beiden Wahlen verschiedene Parteien. Im Modell „Zweitstimmen (2010) – Zweitstimmen (2012)“ entschieden sich die Wähler mit 35 bis 45 Jahren bei beiden Wahlen für unterschiedliche Parteien. Der Faktor „ohne Migrationshintergrund“ scheint bei allen Wählern ebenfalls ganz signifikant zu sein, sodass im Unterschied zu Migranten die Nicht-Migranten oft ihre Wahlstimmen zugunsten unterschiedlicher Parteien veränderten. Weiterhin wird aus dem Faktor „Bildungsgrad“ geschlussfolgert, dass die Wähler mit einem Mittelschul- oder Hochschulabschluss eine unbeständigere Parteiloyalität besitzen und damit eher als Wechselwähler bei Wahlen auftauchten.

Weiterhin beschreibt das Modell „Erststimmen (2010) – Erststimmen (2012)“, dass sich die beschriebenen Einflussfaktoren auf das Wahlverhalten der Wählerschaft bei fast allen Parteien auswirkten, während die sozialen Faktoren bei der Piratenpartei nur wenig signifikant waren. Zugleich scheinen die Faktoren „Bildungsgrad“ und „Migrationshintergrund“ bei Linke-Wählern signifikant zu sein, damit sind die Altersgruppen bei Linke-Wählern unerheblich. Überdies wechselten die Grünen-Wähler mit ihren Wahlentscheidungen mit nur niedriger Wahrscheinlichkeit zu der FDP und der Piratenpartei. Im Modell „Erststimmen (2010) – Zweitstimmen (2012)“ sind die obenstehenden Einflussfaktoren bei allen Parteien außer der Linkspartei und der Piratenpartei ganz signifikant. So wanderten ihre Wähler mit höherer Wahrscheinlichkeit bei der nachfolgenden Wahl zu anderen Parteien ab. Bemerkenswert sind manche Grünen-Wähler, die trotz des Einflusses der obigen Hintergründe ihre Wahlstimmen nicht der Piratenpartei gaben.

Im Modell „Zweitstimmen (2010) – Erststimmen (2012)“ sehen die Einflussfaktoren

bei allen Parteien ebenfalls signifikant aus, aber bei den Grünen- und Linke-Wählern bleiben lediglich Altersgruppen passiv beeinflusst. So sind die Grünen- und Linke-Wähler mit den genannten Lebensaltern als potenzielle Wechselwähler anzusehen. Die Wähler der übrigen Parteien, die über alle obenstehenden sozialen Hintergründe verfügen, erscheinen sehr wahrscheinlich als potenzielle Wechselwähler bei der nachfolgenden Wahl. Eine Ausnahme dabei ist, dass die Piraten-Wähler fast unmöglich zu den Grünen abwandern konnten. Im letzten Modell „Zweitstimmen (2010) – Zweitstimmen (2012)“ tauchten die Wechselwähler immer mit höherer Wahrscheinlichkeit bei Wählern aller Parteien außer der Linkspartei auf. Bei Grünen-Wählern haben meistens die Faktoren „Bildungsgrad“ und „Migrationshintergrund“ einen signifikanten Einfluss gezeigt, sodass die Wähler mit den genannten Lebensaltern sehr wechselbereit waren. Außerdem lässt sich unterschiedliches Wahlverhalten bei den FDP- und Grünen-Wählern beobachten. Die FDP-Wähler wechselten mit ihren Wahlstimmen nicht zu der CDU und der Piratenpartei, die Grünen-Wähler änderten ihre politische Bindung ebenfalls nicht zugunsten der Piratenpartei.

2.4 Die Stabilität der Stimmenabgabe bei der Landtagswahl 2012 und bei der Bundestagswahl 2013

Im Fallbeispiel „die Stabilität der Stimmenabgabe bei der Landtagswahl 2012 und bei der Bundestagswahl 2013“ (s. unterstehende Tabellen 5-13 bis 5-16) findet man anhand des Geschlechts heraus, dass die Männer zugleich bei allen Parteien immer mit einer niedrigen Parteiloyalität ihre Wahlentscheidung zugunsten anderer Parteien änderten. Zweitens ist anhand der Altersgruppen zu sehen, dass sich die Wähler mit 18 bis 49 Jahren und mit 55 bis 64 Jahren sehr wechselhaft und nicht loyal verhielten. Das Wahlverhalten blieb nur bei den 50- bis 55-jährigen Wählern beständig. Der Faktor „ohne Migrationshintergrund“ sieht bei allen Parteien signifikant aus, sodass die

Nicht-Migranten im Unterschied zu Migranten ihre Wahlstimmen oft bei beiden Wahlen unterschiedlichen Parteien gaben. Die Variable „Bildungsgrad“ hatte bei allen Parteien erhebliche Auswirkungen, wobei der Mittelschulabschluss sich als signifikanter als der Hochschulabschluss erwies. Daraus geht hervor, dass die Wähler, die keinen Migrationshintergrund und mindestens einen Mittelschulabschluss besitzen, oft als Wechselwähler erschienen sind.

Im Folgenden sind die Analyseergebnisse in allen Modellen nach Parteien nochmals beschrieben. Aus dem Modell „Erststimmen (2012) – Erststimmen (2013)“ folgt, dass im Vergleich mit Stammwählern die Wähler mit obigen Hintergründen oft sehr wahrscheinlich als Wechselwähler bei der nachfolgenden Wahl erschienen und die obigen Einflussfaktoren sich stärker auf die Veränderung des Wahlverhaltens der Wähler der SPD, der CDU, der FDP, der Grünen und der Kleinparteien auswirkten. Auf die Linkspartei und Piratenpartei wirkten sie sich eher schwach aus, dabei gaben die CDU-Wähler mit den genannten sozialen Hintergründen ihre Wahlstimmen nicht der SPD. Die FDP-Wähler unterstützen nicht die Linkspartei und die Piratenpartei, wohingegen die Linke-Wähler nicht für die Piratenpartei stimmten. Von den Piraten-Wählern wurden die Grünen nicht gewählt. Im Modell „Erststimmen (2012) – Zweitstimmen (2013)“ geht es bei allen Parteien deutlich um die Wechselwähler. Die Wählerschaften aller Parteien, die ebenfalls die obenstehenden sozialen Hintergründe besitzen, traten stets mit höherer Wahrscheinlichkeit als Wechselwähler bei der nachfolgenden Wahl auf. Ausnahmen bildeten die FDP-, Grünen-, und Linke-Wähler. FDP-Wähler gaben ihre Wahlstimmen bei der nachfolgenden Wahl nur selten den Grünen, der Linkspartei und der Piratenpartei. Auch die Linke-Wähler lehnten die FDP ab und die Grünen-Wähler nahmen die FDP nicht an. Im Modell „Zweitstimmen (2012) – Erststimmen (2013)“ sind die Wechselwähler gegenüber Stammwählern bei

allen Parteien signifikant, aber die Tendenz zum potenziellen Wechselwähler ist teils bei der Linkspartei und teils bei der Piratenpartei schwächer als bei anderen Parteien ausgeprägt. Zuletzt lässt sich aus dem Modell „Zweitstimmen (2012) – Zweitstimmen (2013)“ entnehmen, dass die Wähler, die über die genannten demografischen Hintergründen verfügen, bei allen Parteien außer der Piratenpartei ebenfalls mit höherer Wahrscheinlichkeit zu Wechselwählern werden konnten. Bei Linke-Wählern blieben die sozialen Hintergründe zwar signifikant, aber schwach.

3. Fazit

Bei der Variable „Geschlecht“ scheinen die männlichen Wähler gegenüber weiblichen Wählern teils aktive Wechselwähler und teils normale Stammwähler zu sein. In allen Fällen hat die Variable „Geschlecht“ eine schwache Auswirkung auf männliche Grünen-, Linke- und Piraten-Wähler, sodass sie sich bei nachfolgenden Wahlen relativ loyal gegenüber der jeweils gewählten Partei verhielten und wenig zu anderen Parteien abwanderten. Dementgegen sind die männlichen SPD- und CDU-Wähler sowie die Wähler der Kleinparteien mit höherer Wahrscheinlichkeit als Abwanderer erschienen. So befanden sich die beiden Großvolksparteien und die Kleinparteien mehr unter dem Einfluss der Wechselbewegungen von Wählern, die mittleren Parteien hingegen nicht. Bei verschiedenen Altersgruppen kann das unbeständige Wahlverhalten differenziert werden. Die Wähler jeder Partei sind nach ihrem Lebensalter den zehn Altersgruppen zugeordnet worden (18 bis über 65 Jahre).

Im Vergleich mit den Wählern mit über 65 Jahren wanderten die 18- bis 30-jährigen CDU- und SPD-Wähler sowie Wähler der Kleinparteien mit höherer Wahrscheinlichkeit ohne bestimmte Parteiidentifikation zu anderen Parteien ab, z.B. die Linke-Wähler näherten sich nicht der CDU. Trotzdem veränderten sie ihre Wahlentscheidungen zugunsten der CDU. Ansonsten blieben die Wahlentscheidungen der 18-

bis 30-jährigen Grünen- und Linke-Wählern unverändert. Auffällig ist, dass sich die 18- bis 30-jährigen FDP-Wähler unbeständig verhielten und größtenteils zu der CDU und der Linkepartei abwanderten. Hier stellt sich heraus, dass die Wahlentscheidungen der 18- bis 30-jährigen FDP-Wähler nicht durch ihre politische Situation beeinflusst wurden. Zuletzt ist die Veränderung des Wahlverhaltens bei Piraten-Wählern lediglich im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ signifikant erschienen, weil sie nur auf der Landeswahlebene ihre Wahlentscheidungen zugunsten sonstiger Parteien änderten.

Weiterhin wird festgestellt, dass das Wahlverhalten der 30- bis 40-jährigen CDU-Wähler im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ und im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ ganz wechselhaft zu sein scheint. Dieselben Wähler verhielten sich in den zwei übrigen Fällen jedoch beständig. Interessant ist, dass sich diese CDU-Wähler in keinem Fall ihre Wahlstimmen der FDP gaben, obwohl sich die FDP und die CDU in derselben politischen Situation befanden. Die 30- bis 40-jährigen SPD-Wähler wanderten in allen Fällen deutlich zu unterschiedlichen Parteien ab, jedoch blieben diese Altersgruppen bei ihnen im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ schwach beeinflusst.

Auffallend ist in allen Fällen zu erkennen, dass die 30- bis 40-jährigen SPD-Wähler nur mit niedriger Wahrscheinlichkeit die Kleinparteien wählen, diese Kleinparteien gewannen keine Zuwanderer aus der SPD hinzu. Die 30- bis 40-jährigen FDP- und Grünen-Wähler hielten in allen Fällen noch an den jeweils ursprünglich gewählten

Parteien fest, da sie nicht unter Einfluss beider Altersgruppen ihr Wahlverhalten änderten. Das Wahlverhalten der Linke-Wähler ist in allen Fällen meistens relativ stabil. In Ausnahmefällen wechselten sie trotz der enormen Differenzierung der politischen Situation noch mit einer höheren Wahrscheinlichkeit zur CDU. Die 30- bis 40-jährigen Wähler der Kleinparteien waren nur im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ wechselbereit. Auffallend dabei ist, dass diese Wähler ihre Wahlstimmen nicht an die SPD abgaben.

Die meisten 40- bis 50-jährigen CDU- und SPD-Wähler sowie Wähler der Kleinparteien tauchten mit höherer Wahrscheinlichkeit als Wechselwähler in allen Fällen auf. Die 40- bis 50-jährigen FDP-Wähler wanderten in allen Fällen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit zu der SPD und der Linkspartei ab, aber nicht zu den übrigen Parteien. Die 40- bis 50-jährigen Grünen-Wähler wechselten in allen Fällen meistens zu der CDU und der SPD. Die Linkspartei ist dem instabilen wechselhaften Verhältnis mit ihren 40- bis 50-jährigen Linke-Wählern ausgesetzt, da sie mit einer höheren Wahrscheinlichkeit die CDU wählten. So widerspricht das Wahlverhalten der FDP-, Grünen- und Linke-Wähler der jeweiligen Parteiidentifikation. Bei Piraten-Wählern haben diese Altersgruppen keine Auswirkung auf ihre Wechselbewegungen. In den letzten Altersgruppen sind die Wähler mit 50 bis über 65 Jahren einbezogen, wobei sich die Schätzergebnisse aller Parteien in allen Fällen lediglich als schwach signifikant erwiesen. Die 50- bis unter 65-jährigen CDU-Wähler änderten ihre Wahlentscheidungen im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ und im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“ offensichtlich zugunsten anderer Par-

teilen, in den übrigen zwei Fällen haben diese Altersgruppen nur einen schwachen Einfluss auf das Wahlverhalten.

Das Wahlverhalten der FDP-, Grünen-, Linke- und Piraten-Wähler ist in dieser Altersgruppe nur wenig instabil gegenüber den gewählten Parteien. Bei diesen vier mittleren Parteien kam lediglich eine kleine Wechselbewegung innerhalb ihrer ehemaligen Wähler vor. Im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“ und im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ wanderten die 50- bis unter 65-jährigen SPD-Wähler in beträchtlichem Maße zu der FDP und der Piratenpartei ab. Schließlich scheinen die 50- bis unter 65-jährigen Wähler der Kleinparteien lediglich im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ signifikant zu sein, sodass sie nur auf der Landeswahlebene entgegen ihrer ursprünglichen Parteiidentifikation wählten, ansonsten hielten sie immer an ihren ursprünglichen gewählten Parteien fest. Aus den gesamten Betrachtungen geht hervor, dass je älter die Wähler waren, sie umso weniger zu anderen Parteien abwanderten. So erscheinen die Wechselwähler den Altersgruppen nach weniger bei älteren Wählern. Die Wechselbewegung tauchte meistens bei aktiven jüngeren Wählerschaften auf.

Im Vergleich zu den Wählern, die lediglich über einen Grundschulabschluss verfügten oder keinen Schulabschluss hatten, handelt es sich bei den Analysen zum „Bildungsgrad“ um die Wähler mit Mittel- und Hochschulabschluss, welche differenziert betrachtet werden müssen. Zunächst wanderten die Wähler der SPD, der CDU und der anderen Parteien mit Mittelschulabschlüssen in allen Fällen mit einer höheren Wahrscheinlichkeit zu unterschiedlichen Parteien ab, deren politische Lagen sich möglich-

erweise an zwei Polen befanden. Die Linke-Wähler verhielten sich im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“ beständig, aber in den übrigen drei Fällen verhielten sie sich sehr instabil. Die Grünen-Wähler mit einem Mittelschulabschluss erschienen fast in allen Fällen als sehr wechselbereit. Trotzdem hielten sie im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010“ hingegen ganz stark an den gewählten Parteien fest.

Auffällig sind die FDP-Wähler, die sich als Abwanderer ganz aktiv der SPD, der Linkspartei und den Kleinparteien näherten, obwohl die politischen Positionen dieser Parteien den FDP-Wählern eigentlich nicht nahestanden. Weiterhin lässt sich mit dem Faktor „Hochschulabschluss“ feststellen, dass die CDU-, SPD-, Linke- und Piraten-Wähler sowie die Wähler der Kleinparteien mit einem Hochschulabschluss deutlich als Wechselwähler in allen Fällen in Erscheinung traten. Einzig das Wahlverhalten bei den Grünen-Wählern im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ und bei den Linke-Wählern im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009“ blieb stabil. Die Wähler dieser zwei mittleren Parteien verfügten zwar über einen Hochschulabschluss, jedoch wanderten sie in beiden Fällen nicht zu verschiedenen Parteien ab. Auffällig sind die Piraten-Wähler mit einem Hochschulabschluss, die in allen Fällen noch deutlicher wechselbereit waren als die mit Mittelschulabschlüssen. Aus den dargestellten Fällen folgt, dass sich das Wählerverhalten zwischen den Wählern mit Mittel- bzw. Hochschulabschlüssen bei allen Parteien außer der Piratenpartei nicht deutlich unterschieden werden kann.

Durch eine genauere Betrachtung der Variable „ohne Migrationshintergrund“ bei verfügbaren Parteien, können die Abwanderer bei beiden Wahlen identifiziert werden. In allen Fällen sind die CDU-Wähler und die Wähler der Kleinparteien als signifikant zu bewerten, sodass bei diesen Wählern die Wechselbewegungen klar eingetreten sind. Abgesehen vom Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2013“ blieb bei SPD-Wählern ohne Migrationshintergrund die Wahrscheinlichkeit zur Abwanderung niedrig. Die FDP, die Grünen und die Piratenpartei profitierten in allen Fällen von den Nicht-Migranten, da deren Wähler ohne Migrationshintergrund relativ beständig an den drei Parteien festhielten. Die Linke-Wähler bildeten eine Ausnahme. Bei ihr erwies sich die Variable „ohne Migrationshintergrund“ im Fallbeispiel „Die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010 und die Erst- und Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2012“ als signifikant. Damit ist der Migrationshintergrund ein effektiver Einflussfaktor.

Tabelle 5.1: Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009

Ratio	ln(PCF/PCC)**	ln(PCG/PCC)*	ln(PLC/PCC)**	ln(PRC/PCC)**	ln(PSC/PCC)**	ln(PCC/PFC)**	ln(PFG/PFF)	ln(PLF/PFF)	ln(PRF/PFF)**	ln(PFS/PFF)**	ln(PGC/PGG)**	ln(PGF/PGG)	ln(PGL/PGG)	ln(PGR/PGG)**	ln(PGS/PGG)**
Männlich	-1,274267* (0,5874551)	-4,754656* (2,3014870)	-2,054365 (1,8395830)	-1,086089 (0,7996096)	0,7730295 (0,3964286)	-2,525563* (1,0140080)	-0,8943393 (2,6056080)	-0,6164309 (1,4672847)	-5,289493*** (1,4432980)	-5,758635*** (1,4674960)	-0,6835108 (0,8913377)	2,310396 (3,7038140)	0,3873155 (0,6562489)	-4,133527 (2,3225940)	7,878668* (3,4574250)
18 bis unter 25 Jahre	-1,996184** (0,5775827)	-1,540493 (2,2628100)	-5,658849** (1,8086690)	-2,1226** (0,7861720)	-0,032765 (0,3897665)	-2,454570* (0,9969677)	-0,205805 (2,5618200)	-0,6252982 (0,6718019)	1,907756 (1,4083270)	-1,108291 (1,4428350)	-0,6282955 (0,8765586)	-2,622326 (3,6415700)	1,0369435 (0,6452205)	2,368504 (2,2835620)	-0,612348 (3,3993220)
25 bis unter 30 Jahre	2,381469* (0,9949239)	8,595844** (3,8978380)	6,791388* (3,1155500)	3,650123** (1,3542330)	-1,481568* (0,6713983)	0,6944059 (1,7173420)	6,561419 (4,4129030)	1,054344 (1,1572230)	3,471758 (2,4259340)	7,99445** (2,4853770)	-3,021598* (1,5095850)	-6,374163 (6,2728430)	-1,760336 (1,1114340)	3,14282 (3,9335850)	-5,883404 (5,8555500)
30 bis unter 35 Jahre	1,798668 (1,2239980)	-9,103129 (4,7952890)	-6,760146 (3,8328840)	3,131395 (1,6660350)	0,2350021 (0,8259831)	-5,610633** (2,1127480)	-7,646527 (5,4289440)	-1,257319 (1,4236650)	4,793779 (2,9844890)	1,717529 (3,0576180)	-2,020209 (1,8571560)	6,0717015 (7,7171220)	0,8907535 (1,3673350)	-0,911578 (4,8392660)	10,91958 (7,2037560)
35 bis unter 40 Jahre	-2,922623** (1,0982300)	5,238357 (4,3025620)	1,091257 (3,4390460)	-4,301147** (1,4948460)	0,8966175 (0,7411115)	2,785480 (1,8956580)	5,802683 (4,8711070)	1,645854 (1,2773800)	0,4092750 (2,6778260)	3,742182* (2,7434400)	-6,355579 (1,6663290)	0,3959133 (6,9241700)	3,834941 (1,2268380)	0,3959133 (1,2683800)	-7,466352 (4,3420200)
40 bis unter 45 Jahre	0,9281024 (0,9648343)	6,419406 (3,7799550)	-5,539677 (3,0213260)	-5,119233** (1,3132760)	0,4671259 (0,6510931)	2,70531 (1,6654040)	7,660003 (4,2794430)	-0,7570713 (1,1222550)	-2,18164 (2,3525670)	-6,161871* (2,4102110)	-1,127276 (1,4639300)	-7,052593 (6,0831320)	1,127276 (1,0778210)	1,565201 (3,8146210)	-6,325244 (5,6784640)
45 bis unter 50 Jahre	1,203196 (0,8752544)	-2,291778 (3,4290060)	-2,433748 (2,7408110)	-0,728834 (1,1913450)	0,3740703 (0,5906424)	-1,198737 (1,1913450)	-5,394349 (3,8821190)	-0,8153452 (1,0180320)	-2,348154 (2,1341430)	-0,839523 (2,1864350)	-0,5706239 (1,3280120)	5,787773 (5,5183450)	0,8513175 (0,9777509)	-4,272751 (3,4604530)	11,44483 (5,1512480)
50 bis unter 55 Jahre	-1,029743 (1,0298530)	0,7405178 (4,0346820)	2,434669 (3,2249290)	-0,5253156 (1,4017760)	-1,639376* (0,6949695)	0,1418741 (1,7776340)	1,271137 (4,5678290)	-0,2112431 (1,1978500)	-0,4576206 (2,5111030)	1,329857 (2,5726320)	-0,6573814 (1,5625830)	-4,185911 (6,4930670)	-1,007433 (1,1504540)	0,806616 (4,0716840)	-2,360733 (6,0611290)
55 bis unter 60 Jahre	-1,044257 (1,0278000)	5,491434 (4,0266360)	5,347227 (3,2184980)	-2,202104 (1,3989810)	-0,8701922 (0,6935836)	1,138725 (1,7740890)	4,734249 (4,5587200)	-0,346367 (1,1954610)	-1,669716 (2,5675020)	-1,669716 (1,5594760)	0,1354105 (6,4801190)	-7,273362 (1,4811600)	-2,011114 (4,0635640)	-2,758722 (1,4811600)	-1,56559 (6,0490420)
60 bis unter 65 Jahre	2,105829* (1,0467930)	-0,2863822 (4,1010450)	-1,343843 (3,2779740)	0,2369244 (1,4248330)	0,2911885 (0,764005)	1,386882 (1,8068730)	-2,403616 (4,6429620)	0,0731682 (1,2175530)	-1,328889 (2,5524060)	3,730282 (2,6149470)	1,404706 (1,5882840)	2,979863 (6,5998670)	1,29996 (1,1693770)	-1,026925 (4,1386550)	3,137024 (6,1608240)
Ohne Migrationshintergrund	0,0796104 (0,1083742)	-0,1725446 (0,4245802)	0,749393 (0,3393678)	-0,359377 (0,1475126)	0,0359377 (0,0731335)	-0,3986185* (0,1870651)	-0,2747303 (0,4806847)	-1,27012** (0,1260529)	-2,1702798 (0,2642500)	-0,412327** (0,2707249)	-0,5878445 (1,644347)	-8890223* (0,6832825)	-0,1833073 (0,1210653)	-0,6282777 (4,284740)	6,1628277 (0,6378286)
Mittelschulabschluss	-0,0737105 (0,0954148)	0,0670579 (0,3738088)	-0,533184 (0,2987861)	8,56099** (0,1298730)	-0,10483 (0,0643881)	-5,821804*** (0,1646958)	0,321903 (0,4232043)	-0,209962 (0,1109795)	1,646278*** (0,2326509)	1,382905*** (0,2383515)	-6,143315*** (0,1447115)	0,2858975 (0,6015754)	-0,1211852 (1,0658883)	1,368623*** (0,3772369)	2,263648 (0,5615568)
Hochschulabschluss	-0,1267588 (0,1107741)	0,3570156 (0,4339827)	-1,209216 (0,3468832)	-0,2287606 (0,1507793)	0,1337968 (0,0747530)	-0,2850308 (0,1912077)	-0,2891003 (0,4913296)	-0,1741552 (0,1288444)	-62,39818** (0,2701019)	0,2365876 (0,2767201)	1,284552 (0,1680761)	-0,153879* (0,6984140)	0,2365876 (0,1237463)	-8,855349 (0,4379626)	1,638055* (0,6519535)
Konstante	-0,1333248 (0,2840734)	0,4354761 (1,1129210)	-0,4254515 (0,8895603)	0,9152778 (0,3866642)	-2,237777 (0,1916995)	0,9309478 (0,4903401)	-1,329103 (1,2599840)	-0,6439381 (0,3304134)	1,068876 (0,6926594)	0,9955968 (0,7096315)	0,4509967 (0,4310208)	1,58318 (1,7910390)	0,1745344 (0,3173398)	1,301624 (1,1231280)	-2,245113 (1,6718940)
Anzahl der Beobachtungen	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
R²	0,1605	0,0568	0,1576	0,0832	0,1375	0,0342	0,0497	0,0281	0,4257	0,4965	0,3059	0,048	0,0527	0,2172	0,0655
*p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001															
Ratio	ln(PLC/PLL)**	ln(PLF/PLL)	ln(PLG/PLL)	ln(PLR/PLL)	ln(PLS/PLL)	ln(PRC/PRL)**	ln(PRF/PRL)**	ln(PRG/PRL)**	ln(PRL/PRL)**	ln(PRS/PRL)**	ln(PSC/PSS)**	ln(PSE/PSS)**	ln(PSG/PSS)	ln(PSL/PSS)	ln(PSR/PSS)**
Männlich	-3,484028* (1,3955920)	0,0750588 (0,0779724)	-1,742823 (3,2818170)	-0,1291092 (0,0835333)	-0,0168523 (0,0790781)	8,664191*** (1,9600320)	9,473548*** (1,9814890)	5,291398 (3,2935370)	5,759751** (1,6584970)	4,914416*** (1,2674060)	1,032505 (0,8163689)	1,532719 (1,4619590)	-3,1405 (4,3892470)	-0,164854 (0,7105807)	-2,672967* (1,0914980)
18 bis unter 25 Jahre	-2,341962 (1,3721390)	0,0291194 (0,0291194)	-0,4503794 (3,2266650)	-0,0347523 (0,0821295)	-0,0244775 (0,0774922)	1,433613 (1,9270930)	1,512138 (1,9481890)	0,2952411 (3,2381800)	1,0504582 (0,8026260)	1,007202 (1,2461070)	-0,5579732 (1,4337900)	-1,702989 (4,3154850)	-0,7662217 (0,6986392)	-0,9955225 (1,0731297)	-1,671297 (1,0731297)
25 bis unter 30 Jahre	0,9870303 (2,3635990)	-0,0942734 (0,1320554)	8,221343 (5,5581410)	0,0213165 (0,1414734)	-0,0593256 (0,1339281)	-11,39204** (3,3195430)	-12,03911*** (3,3558830)	1,054989 (5,5779900)	-7,627465** (2,8088590)	-5,565456* (2,1465000)	-2,590291 (1,3826160)	0,1023614 (2,4759980)	14,06854 (7,4337040)	2,008965 (1,2034520)	7,120682*** (1,8485800)
30 bis unter 35 Jahre	-8,122704 (2,9078010)	0,0869041 (0,1624603)	-10,30064 (6,8378650)	0,0291294 (0,1740467)	0,1528296 (0,1647641)	-6,094415 (4,0838460)	-4,076685 (4,1285520)	-1,352535 (6,8622850)	-8,519014* (3,4555790)	-3,844147 (2,6407170)	3,195907 (1,7009540)	6,364821* (3,0460800)	-15,03731 (9,1452360)	1,359487 (1,4805380)	3,994877 (2,2742040)
35 bis unter 40 Jahre	6,634967* (2,6090180)	-0,0867286 (0,1457671)	7,630373 (6,1352590)	-0,04727 (0,1561630)	0,1221542 (0,1478342)	9,018363* (3,6642210)	7,530914* (3,7043340)	13,45938* (6,1571690)	9,137844** (3,1005110)	5,375026* (2,3693780)	4,176604** (1,5261770)	-4,611118 (2,7330880)	11,23572 (8,2055670)	-6,847413** (1,3284090)	-6,847413** (2,0405240)
40 bis unter 45 Jahre	0,8409125 (2,2921160)	0,0819912 (0,1280616)	8,553671 (5,3900450)	-0,086853 (0,1371948)	-0,0837258 (0,1298777)	9,8905004 (3,2191500)	9,889133** (3,2543900)	12,43474* (5,4092950)	5,774741* (2,7239100)	5,439023** (2,0815830)	2,532509 (1,3408020)	3,935055 (2,4011160)	11,98922 (7,208850)	-2,651379* (1,1670550)	-3,462826 (1,7926740)
45 bis unter 50 Jahre	-2,835376 (2,0793050)	0,165926 (0,1161718)	-7,315717 (4,8896070)	0,133858 (0,1244570)	0,0973761 (0,1178192)	1,08004 (2,9202690)	2,844822 (2,9522370)	-0,0671463 (4,9076090)	-0,2191869 (2,6710090)	0,1975481 (1,8883190)	1,780392 (1,2163150)	5,505415* (2,1781850)	-5,152897 (6,5395770)	1,434082 (1,0587000)	1,72625 (1,6262330)
50 bis unter 55 Jahre	-2,197858 (2,4465790)	0,0023489 (0,1366916)	-0,1605565 (5,7532740)	0,0332786 (0,1464402)	0,0208534 (0,1386300)	-0,9650533 (3,4360850)	-2,379806 (3,4737000)	0,5847058 (5,7738210)	0,6517225 (2,9074710)	-1,0663207 (2,2218590)	0,0315716 (1,4311570)	-1,209373 (2,5629250)	1,14006 (7,6946840)	2,256165 (1,2457020)	-0,040927 (1,9134800)
55 bis unter 60 Jahre	4,198753 (2,4417000)	-0,1780921 (0,1364190)	8,3721 (5,7418010)	-0,1431152 (0,1461482)	-0,1307291 (0,1383535)	0,5724372 (3,4292330)	-1,241912 (3,4667730)	4,958607 (5,7623060)	0,3834721 (2,9016730)	-0,1492213 (1,4283030)	-0,2583754 (2,5781420)	-4,683236 (7,6793390)	9,507778 (1,2432180)	0,1113091 (1,9096640)	-0,0508681 (1,9096640)
60 bis unter 65 Jahre	-0,3676477 (2,4868210)	0,1658378 (0,1389399)	-3,699944 (5,8479050)	0,0808359 (0,1488489)	0,0598638 (0,1409102)	-3,428684 (3,4926020)	-1,585852 (3,5308360)	-1,950818 (5,8687900)	-1,039683 (2,9552940)	-0,9826706 (2,584040)	0,7116765 (1,4546970)	5,350352* (2,6050800)	-0,5874597 (7,8212470)	1,256795 (1,2661910)	2,123982 (1,9449530)
Ohne Migrationshintergrund	6,349278* (0,2574600)	-0,317543* (0,0143844)	-0,1293828 (0,6054322)	-0,0215458 (0,0154103)	-0,0176451 (0,0145884)	1,350878*** (0,3615882)	1,353632*** (0,3655466)	0,7897632 (0,6075943)	1,19463*** (0,3059608)	7,249234** (0,2338120)	0,6088101*** (0,1506044)	0,4804621 (0,2697033)	-0,3125757 (0,8097318)	0,1337658 (0,1310885)	-0,3943279 (0,2013605)
Mittelschulabschluss	-7,782178** (0,2266728)	0,0219176 (0,0126643)	0,2979265 (0,5330344)	0,020935 (0,0135675)	0,014617 (0,0128439)	-2,035855*** (0,3183494)	-2,081973*** (0,3218344)	-1,526638** (0,5349380)	-1,736118** (0,2693739)	-1,095285*** (0,2058527)	-94,82985*** (0,1325951)	-66,30928** (0,2374521)	0,2112311 (0,7129038)	-0,0635167 (0,1154129)	-7,729883*** (0,1772817)
Hochschulabschluss	-0,0812449 (0,2631615)	0,049094** (0,0147030)	-0,6212299 (0,6188396)	0,0108499 (0,0157516)	0,0154526 (0,0149115)	1,013667** (0,3695957)	1,099424** (0,6216417)	1,531442* (0,6210497)	6,998376* (0,13217364)	5,578002* (0,2389899)	5,123606** (0,1539396)	0,1084094 (0,2756759)	0,38021		

Tabelle 5.3: Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009

Ratio	ln(PCF/PCC)**	ln(PCG/PCC)*	ln(PLC/PCC)**	ln(PRC/PCC)**	ln(PCS/PCC)**	ln(PRC/PRF)**	ln(PFG/PRF)**	ln(PLF/PRF)**	ln(PFR/PRF)**	ln(PSF/PRF)**	ln(PCG/PGG)*	ln(PGF/PGG)	ln(PLG/PGG)	ln(PGR/PGG)**	ln(PGS/PGG)
Männlich	-1,204746*	-4,685204*	-3,631565*	-1,790827	0,5720518	,7171771*	-2,988312**	-1,857714**	-6,617432**	0,0623219	-0,545861	1,080314	-0,090612	-1,875733	0,9728556
18 bis unter 25 Jahre	(0,5377912)	(2,3096800)	(1,7193130)	(0,9461978)	(0,3700060)	(0,3045630)	(0,8823811)	(0,5611908)	(1,3692160)	(0,4944794)	(2,2889640)	(1,9404200)	(0,4885185)	(2,2830110)	(2,0177170)
25 bis unter 30 Jahre	-1,903968***	-1,659372	-5,235355**	-2,097956*	0,4845147	-0,2938703	0,2780428	-1,246005*	2,558099	0,2129712	-0,8723896	0,2771135	-0,2561518	2,659006	0,1827514
30 bis unter 35 Jahre	(0,5287535)	(2,2708650)	(1,6904200)	(0,9302967)	(0,3637880)	(0,2994447)	(0,8675525)	(0,5517599)	(1,3462500)	(0,4861696)	(2,2504970)	(1,9078110)	(0,4803088)	(2,2446440)	(1,9838620)
35 bis unter 40 Jahre	2,138294*	8,466408*	7,857724**	5,102755**	-1,483575*	-0,9773762	2,283458*	3,747025**	4,04152	-0,5621314	2,529284	-5,892335	-0,0453538	2,420221	-5,06077
40 bis unter 45 Jahre	(0,9108124)	(3,9117130)	(2,9118580)	(1,6024970)	(0,6266485)	(0,5518131)	(1,4944160)	(0,9504424)	(2,3190040)	(0,8374588)	(3,8766280)	(3,2863280)	(0,8273632)	(3,8665460)	(3,4173320)
45 bis unter 50 Jahre	1,514608	-9,707974*	-6,591701	3,228412	1,920045*	-2,032192**	-3,820753*	-1,9259477	-1,008316	-0,008316	-8,327078	7,329078	0,1366655	-1,972019	6,762501
50 bis unter 55 Jahre	(1,1205210)	(4,8123590)	(3,5822940)	(1,9714610)	(0,7709300)	(0,6345755)	(1,8384950)	(1,1692250)	(2,8529390)	(1,0302780)	(4,7691950)	(4,0429830)	(1,0178580)	(4,7567920)	(4,2041490)
55 bis unter 60 Jahre	-2,506561*	5,634927	2,783421	-4,301899*	-0,2685671	0,5824009	3,838968*	0,5641734	4,490971	0,326335	7,228961	-4,850989	0,4350773	4,650517	-4,600490
60 bis unter 65 Jahre	(1,0053850)	(4,3178780)	(3,2142050)	(1,7688890)	(0,6917152)	(0,5693715)	(1,6495850)	(1,0491300)	(2,5597930)	(0,9244145)	(4,2791490)	(3,6275580)	(0,9132707)	(4,2680210)	(3,7721630)
Ohne Migrationshintergrund	1,09927	6,364893	-4,268101	-4,660147***	-0,2176404	-1,119594*	0,4088293	-3,097226**	-2,243294**	8,699473*	-5,566038	0,4021814	5,117917	-6,457349	
Mittelschulabschluss	(0,8832666)	(3,7934110)	(2,8237950)	(0,6076967)	(0,6076967)	(0,5002133)	(1,4492200)	(0,9216980)	(2,2488700)	(0,8121314)	(3,7593860)	(3,1869400)	(0,8023412)	(3,7496100)	(3,3139810)
Hochschulabschluss	1,351048	-1,615527	-2,905904	-1,571405	0,9063791	0,2307155	0,6292375	-0,6327859	-4,206203*	0,7657416	-6,112955	4,520289	-0,133738	-6,226319	5,011899
Konstante	(0,8012598)	(3,4412120)	(2,5616200)	(1,4097480)	(0,5512752)	(0,4537710)	(1,3146670)	(0,8361231)	(2,0400740)	(0,7367292)	(3,4103470)	(2,8910490)	(0,7278479)	(3,4014780)	(3,0062950)
Anzahl der Beobachtungen	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
R²	0,1849	0,0657	0,1797	0,5083	0,0959	0,2325	0,1966	0,3955	0,4426	0,1268	0,0773	0,0412	0,0229	0,2242	0,0463
*p < 0.05; **p < 0.01; ***p < 0.001															
Ratio	ln(PLC/PLL)**	ln(PLF/PLL)**	ln(PLG/PLL)	ln(PLR/PLL)**	ln(PLS/PLL)	ln(PRC/PRR)**	ln(PRF/PRR)**	ln(PRG/PRR)**	ln(PRL/PRR)**	ln(PRS/PRR)**	ln(PSF/PRR)**	ln(PSG/PRR)**	ln(PSL/PRR)**	ln(PGR/PRR)**	ln(PGS/PRR)**
Männlich	-1,579398	0,6264971*	-1,324022	-0,2046966**	0,0833872	9,566899***	9,632856***	8,283318***	6,15757*	5,46195***	0,419648	2,315444***	1,992042	0,1431404	-3,133353*
18 bis unter 25 Jahre	(1,3354830)	(0,2573527)	(3,3303760)	(0,0749888)	(0,0477156)	(2,2022620)	(2,1242530)	(2,2744800)	(1,7992500)	(1,3654790)	(0,7946810)	(0,5859101)	(1,9672890)	(0,7429811)	(1,2195690)
25 bis unter 30 Jahre	-1,464767	-0,0279385	-0,5689327	-0,0824073	-0,0124291	1,18566	1,352994	1,18566	-0,0781135	1,183163	-0,6075743	0,9104403	0,7375835	-1,14494	-1,262052
30 bis unter 35 Jahre	(1,3130400)	(0,2530278)	(3,2744090)	(0,0737286)	(0,0469137)	(2,1652530)	(2,0885550)	(2,2362560)	(1,7690130)	(1,3425320)	(0,7813262)	(0,5760638)	(1,9342280)	(0,7304951)	(1,1990740)
35 bis unter 40 Jahre	-0,4151842	-0,1219494	8,732623	-0,0609878*	-0,0464102	-12,5897**	-12,3222**	-12,3222**	-7,978588**	-7,013133**	-3,52206	-3,52206	2,225504	7,295407**	
40 bis unter 45 Jahre	(2,2617980)	(0,4358570)	(5,6403820)	(0,1270023)	(0,0808119)	(3,7297890)	(3,5976720)	(3,8520970)	(3,0472400)	(2,3125980)	(1,3458850)	(0,9923074)	(3,3318340)	(1,2583250)	(2,0654830)
45 bis unter 50 Jahre	-7,316913**	1,283962*	-11,03869	-0,1106563	0,1012153	-5,680513	-4,554866	-3,727919	-8,226934*	-2,867421	-2,667376	0,1634567	-3,356751	1,317123	4,639658
50 bis unter 55 Jahre	(2,7825610)	(0,5362101)	(6,9390420)	(0,1562437)	(0,0994183)	(4,5885470)	(4,4260110)	(4,7390170)	(3,7488470)	(2,8450580)	(1,6557660)	(1,2207790)	(4,0989660)	(1,5480460)	(2,5410470)
55 bis unter 60 Jahre	6,652136**	-1,225025*	8,034153	-0,1133536	-0,146246	9,248244*	8,556956*	6,945635	9,301693**	5,81179*	3,317455*	1,968843	3,669390	-1,241745	-8,040608**
60 bis unter 65 Jahre	(2,4966470)	(0,4811133)	(6,2260400)	(0,1401893)	(0,0892028)	(4,1170640)	(3,9712280)	(4,2520720)	(3,3636440)	(2,5527220)	(1,4856320)	(1,0953420)	(3,6777880)	(1,3889810)	(2,2799490)
Ohne Migrationshintergrund	0,7780175	0,4473554	9,983706	-0,0593159	0,0624297	10,28394*	10,26957**	4,380656	6,400353*	5,134464*	2,258784	1,716815	4,818395	-2,926128*	-3,738547
Mittelschulabschluss	(2,1933940)	(0,4226753)	(5,4698000)	(0,1231614)	(0,0783679)	(3,6169880)	(3,4888670)	(3,7355980)	(2,9550820)	(2,2426580)	(1,3051820)	(0,9629699)	(3,2310690)	(1,2202700)	(2,0030170)
Hochschulabschluss	-2,760322	8,040929*	-8,791265	0,0667778	-0,0121753	1,742985	3,339973	7,928331*	0,7359073	1,148988	0,7589731	2,834191	1,500482	1,500482	1,38232
Konstante	(1,9897480)	(0,3834320)	(4,9619570)	(0,1172655)	(0,0710918)	(3,2811690)	(3,1694430)	(3,3887670)	(2,6807180)	(2,0344390)	(1,1840020)	(0,8729526)	(2,9310810)	(1,1069740)	(1,8170470)
Anzahl der Beobachtungen	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
R²	0,1899	0,0969	0,0513	0,1503	0,0325	0,537	0,5592	0,5305	0,5145	0,4882	0,5011	0,4622	0,1131	0,1072	0,4341
*p < 0.05; **p < 0.01; ***p < 0.001															

Tabelle 5.4: Die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2005 und die Zweitstimmen bei der Bundestagswahl 2009

Ratio	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**	ln(Pcc/Pcc)**
Männlich	0,2145937	1,662788**	1,065345	-3,21618***	-1,75848	0,4638206	-3,289056***	0,34	-2,179521**	-1,755986***	-7,680633***	-0,3690204	-0,5642408	6,812574***	-0,1699709	-6,635611***	-1,98113	1,151047**
18 bis unter 25 Jahre	0,3267307	0,5864462	0,5436069	0,7021395	0,9768500	0,3628365	0,8704666	0,3441393	0,7200660	0,4132025	1,1380590	0,9342557	0,1792190	0,3532306	0,1676992	1,1250540	0,3534905**	0,5197371
25 bis unter 30 Jahre	0,3212399	0,5765908	0,5344714	0,6903398	0,9604338	0,3567586	0,8558382	0,3383559	0,7079651	0,4062585	1,1189340	0,4077148	0,9185553	1,7620720	0,3472944	1,0164810	0,3475290	0,3475290
30 bis unter 35 Jahre	0,5533567	0,9932152	0,9206619	1,1891550	1,6544100	0,6145400	1,4742370	0,5828401	1,2195160	0,6998068	1,9274370	0,7023154	1,5822710	3,0352830	0,5982373	0,2840183	1,9054110	0,5986414
35 bis unter 40 Jahre	0,0259394	-2,207316	0,8249344	-2,347387	2,539522	-1,711839	-6,663206***	1,24209	0,8332122	0,8685114	1,1358	1,490563	-7,865998***	10,32232**	-0,3997972	0,4831426	6,301754**	2,153016**
40 bis unter 45 Jahre	0,6807633	1,2218960	1,1326380	1,4629300	2,0353260	0,7560337	1,8136703	0,7170351	1,5003010	0,8609325	2,3712160	0,8640188	1,9465790	0,7359774	0,3491416	1,3441190	0,7364745	0,7364745
45 bis unter 50 Jahre	-1,26577	1,960823	-1,545663	-0,1534939	-4,99733	0,3705347	0,7072272	-0,5610937	-2,711624*	-2,13663**	3,688016	-1,070843	6,086646**	-10,06506**	-0,0189973	-8,148587*	-1,488932	-1,396552*
50 bis unter 55 Jahre	0,6108133	1,0963440	1,0162570	1,3126290	1,8261920	0,6783495	1,6273110	0,6433581	1,3461420	0,7724698	1,2127580	0,7752389	1,7465630	0,6603540	0,3150807	2,1032550	0,6608000	0,6608000
55 bis unter 60 Jahre	-0,6449219	1,026422	0,4953784	0,6376257	-4,764339**	0,320042	-0,8993643	0,1577957	-2,617519*	-1,627031*	-2,543436	-1,66341*	2,2378	-0,4924424	0,575397	-0,3608479	-2,39305	0,2228801
60 bis unter 65 Jahre	0,5366214	0,9631773	0,8928182	1,1531920	1,6043750	0,5959544	1,4296520	0,5652132	1,1826340	0,6786425	1,8691450	0,6810752	1,5344190	0,5801447	0,2754287	1,8477850	0,5805366	0,5805366
Ohne Migrationshintergrund	1,369564**	0,4701071	0,0522666	-1,114482	-0,3046235	0,4701071	0,130602	-0,8420083	0,6351411	-0,2321891	-5,416296**	1,3667850	-1,174519	-0,6598979	-0,3579922	-1,89655	1,933369***	1,933369***
Mittelschulabschluss	0,0697124	-3,765988***	3,766602***	4,218076***	9,670287***	0,0411433	0,1295844	0,0649401	0,2138471	0,0762279	0,2099501	0,0765012	1,1223522	0,3306246	0,0651643	0,0309373	0,2075099	0,0652080
Hochschulabschluss	3,182476***	-0,0296494	0,1888426	5,917734***	-4,222353*	1,660864*	5,816803***	0,0419346	-0,1474157	-0,0832939	-1,061761***	-0,685933*	5,983148**	1,168321**	0,0011635	-0,0573336	-1,034073***	2,416544***
Konstante	-0,4119235	-2,847318	-2,760731	-0,3731366	1,188891	-2,209468	1,555358	-1,69386	-0,9241893	-0,595279	1,781573	-2,20232	-1,403887	-4,214452	-1,347484	-0,6183187	-0,4330066	-0,8183963
Anzahl der Beobachtungen	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
R ²	0,42	0,3231	0,1044	0,3648	0,5145	0,0649	0,4637	0,052	0,4683	0,5259	0,5241	0,2328	0,444	0,1204	0,0304	0,5233	0,4782	0,2147
*p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001																		
Ratio	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**	ln(Plc/Plc)**
Männlich	-0,8131088	1,144715	0,1865816	0,3914446	-0,2436521***	-0,0336369	10,41094*	12,31143***	8,334486**	7,736116***	8,567921**	11,12544***	0,9412094	3,262493***	-6,372012***	-0,0158149	1,174439*	-2,54883*
18 bis unter 25 Jahre	0,8931752	1,1226720	0,1155568	0,2765374	0,0451746	0,0284566	2,5362200	2,5057200	2,4802440	2,1378060	2,6950080	2,2105200	0,6235522	0,7618335	1,3329720	0,4929185	0,5621677	1,0711760
25 bis unter 30 Jahre	-0,9519898	2,140372	-0,1763319	-0,885489	0,0218202	-0,0935765	-12,7643**	-13,79113**	-11,40782**	-8,604413*	-10,86385*	-11,68235**	-0,596533	-3,282992*	6,664594**	1,898652*	0,2308664	5,801245**
30 bis unter 35 Jahre	1,5126970	1,9013760	0,1957090	0,4683485	0,0765085	0,0481945	4,2953860	4,2437300	4,2630250	4,5643120	3,6206250	4,7347740	1,0560990	2,2575440	1,2902540	0,9520968	1,8141620	1,8141620
35 bis unter 40 Jahre	-6,773222***	5,859915*	0,1402115	0,5963698	-0,004831	0,0762218	-6,664384	-4,756699	-7,895379	-8,093425	-7,509141	-2,290535	-3,70347**	-1,494435	-4,95932	2,088517*	2,521986*	5,669247*
40 bis unter 45 Jahre	1,8609850	2,3391550	0,2407697	0,5761825	0,0592910	0,0941241	5,2843700	5,2808200	5,1689470	4,4542500	5,6152130	4,6057520	1,2992090	1,5873260	2,7732800	1,0270260	1,1713110	2,2318600
45 bis unter 50 Jahre	5,548105**	-6,797094**	-0,1130711	0,1587249	0,0779194	0,0167055	9,603623*	8,39092	10,27503*	8,915478*	11,78968*	6,686602	3,35925*	3,356023*	2,007954	-2,48806**	-1,455332	-7,55839***
50 bis unter 55 Jahre	1,6697640	2,098820*	0,2160300	0,5169785	0,0844526	0,0531987	4,7413890	4,6843690	4,6378260	3,9965650	5,0382370	4,1325010	1,1657120	1,4242250	2,4919510	0,9214964	1,0509560	2,0025310
55 bis unter 60 Jahre	3,335456*	-2,152187	0,0528001	2,159172**	-0,1288461	0,0170291	13,21923**	13,69327**	12,82778**	9,148422*	15,677**	11,80082**	1,751281	3,938136*	0,6390507	1,51177**	2,969367**	-3,723345*
60 bis unter 65 Jahre	1,4669480	1,8438730	0,1897902	0,4541842	0,0741946	0,0467370	4,1654800	4,1153860	4,0744970	3,5111260	4,4262730	3,6305510	1,0241200	1,2512330	2,1892690	0,8095677	0,9233025	1,7592960
Ohne Migrationshintergrund	-0,1483373	3,993098*	3,394857*	-0,002389	-0,0545703	-0,0303081	3,395291	5,389972	5,072411	2,583744	2,79837	6,100111	1,165414	2,23383	4,580159*	1,737276*	1,730241*	0,8111008
Mittelschulabschluss	1,3307490	1,6726790	0,1721691	0,4120155	0,0673061	0,0423977	3,7787370	3,7332940	3,6962010	3,1851360	4,0153160	3,2934720	0,9290358	1,1350620	1,9860000	0,7344035	0,8375786	1,5959540
Hochschulabschluss	0,3504737	0,2688572	-0,1273798	-0,0479615	0,0199646	-0,0238431	0,6519878	-0,7013787	0,7536712	2,324295	1,512476	0,9439851	1,336473	-0,2311185	-0,3374168	1,288879	0,8920372	-0,7865668
Konstante	1,5658040	1,9681290	0,2025799	0,4847911	0,0791945	0,0498865	4,4461870	4,3927170	4,3490730	3,7477370	4,7245540	3,8752090	1,0931340	1,3355520	2,3368010	0,8641235	0,9855272	1,8778530
Anzahl der Beobachtungen	2,660154	-3,624289	-0,2998529	-0,0314593	0,0385976	2,728059	1,321839	2,128851	1,878152	5,26426	2,058979	1,2058979	0,6341292	2,515693	-0,6341292	0,117208	0,0746569	0,0746569
60 bis unter 65 Jahre	1,5626810	1,9642040	0,2021759	0,4838243	0,0790366	0,0497870	4,4373200	4,3839570	4,3404000	3,7402630	4,7151320	3,8674810	1,0909540	1,3328890	2,3321410	0,8624002	0,9835574	1,8741080
Ohne Migrationshintergrund	1,387872	3,130875	0,1020066	-0,0779627	0,0300677	-0,0617525	-3,223441	-1,723209	-1,389146	-0,6777903	-2,182972	-1,955324	1,773306	1,25004	2,107408	0,8701026	0,6062676	0,9072670
Mittelschulabschluss	1,5915590	2,005010	0,2059120	0,4927650	0,0804971	0,0507071	4,5193190	4,4649700	4,4206070	3,8093810	4,022640	3,9389490	1,1111140	1,3575190	2,3752370	0,8783368	1,0017330	1,9087400
Hochschulabschluss	-3,461228*	-7,155541**	-0,059139*	-0,0845545	-0,0111861	-0,002622	1,709116**	1,633401**	1,499416**	1,540249**	1,553321**	1,415691**	0,1590583	4,843951**	-0,0276449	-2,62575**	-6,04457**	1,9087400
Konstante	0,1647737	0,2071114	0,0213180	0,0510158	0,0083338	0,0052497	0,4678839	0,4622572	0,4576643	0,4971772	0,4576643	0,4971772	0,1150334	0,1405436	0,2459067	0,0909340	0,1037091	0,1976114
Mittelschulabschluss	-6,344787***	7,304887***	0,0340976	-0,0054256	-0,105656*	0,0014153	-2,595795***	-2,590502***	-2,462567**	-2,265346**	-2,649378**	-2,244047**	-4,991093**	-7,579109**	0,0522061	0,0472959	0,0438276	9,59889***
Hochschulabschluss	0,1450700	0,1823449	0,0187688	0,0449153	0,0073373	0,0046219	0,1419342	0,4069803	0,4029367	0,3472236	0,4377246	0,3590338	0,1012777	0,1237374	0,2165020	0,0806061	0,0913076	0,1739809
Konstante	5,227371**	4,993581*	0,799459**	3,039467**	-0,0020554	0,0046032	1,242988*	1,482332**	1,62338**	1,864494**	1,62338**	1,337128**	8,214287**	1,970903**	-0,0195352	1,337128**	1,7474108**	-4,748008*
Anzahl der Beobachtungen	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
R ²	0,4567	0,1654	0,0812	0,3484	0,2102	0,0275	0,5405	0,5732	0,5524	0,5245	0,5403	0,5662	0,6047	0,5494	0,5025	0,1892	0,3384	0,4692
*p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001																		

Tabelle 5.5: Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Erststimmen bei der Landtagswahl 2010

Ratio	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***	ln(Pc/Pcc)***
Männlich	0,656141	-2,235634***	-2,670092***	7,491254	-0,3604921	1,538091***	-1,94905***	-2,829151***	-3,586757***	5,274823	-6,050566***	-1,799242***	-1,493872	0,624676	-0,828006	6,555414	-2,542621	-9,534318***
(0,6458791)	(-0,7355695)	(0,7357089)	(7,1737990)	(-0,3614921)	(0,3947593)	(0,4990813)	(-0,5839681)	(-0,9379485)	(5,4893750)	(-1,4452520)	(-1,799242***)	(-1,493872)	(0,624676)	(-0,828006)	(6,555414)	(-2,542621)	(-9,534318***)	
18 bis unter 25 Jahre	-1,72007**	-0,4447988	-3,729723***	-7,963659	-2,494672**	0,3861341	0,2043332	0,6799646	-1,837484*	-5,782596	1,186857	0,714086	-1,099878	-0,1606277	-2,347644*	-8,925546	1,162225	-3,887515*
(0,6350249)	(-0,5639305)	(0,7233451)	(7,0532410)	(-0,9035366)	(0,3881252)	(0,4906941)	(-0,5741543)	(0,9221860)	(-1,837484*)	(-5,782596)	(1,186857)	(0,714086)	(-1,099878)	(-0,1606277)	(-2,347644*)	(-8,925546)	(1,162225)	(-3,887515*)
25 bis unter 30 Jahre	1,91311	1,758212	6,904862***	11,22754	5,571059***	-0,3743766	0,674624	0,3816593	4,336898**	8,210550	5,583332*	0,1474495	3,695887	8,203218	1,474994	12,54207	9,64094	6,848649*
(1,0938720)	(0,9714071)	(1,2460090)	(-12,14967)	(1,564010)	(0,6685710)	(0,8452525)	(0,9890183)	(1,5885260)	(4,336898**)	(8,210550)	(5,583332*)	(0,1474495)	(3,695887)	(8,203218)	(1,474994)	(12,54207)	(9,64094)	(6,848649*)
30 bis unter 35 Jahre	-0,2538527	-2,606307*	-4,300447**	-12,49382	0,1533724	-0,6865775	0,0612735	-0,325893	-5,24291**	-9,936409	-6,495004*	0,6255802	-1,681368	-3,234568	-3,037886	-11,48346	-11,99408	-9,74491*
(1,3457280)	(-1,195670)	(1,5328940)	(-12,49382)	(0,1533724)	(-0,6865775)	(0,0612735)	(-0,325893)	(-5,24291**)	(-9,936409)	(-6,495004*)	(0,6255802)	(-1,681368)	(-3,234568)	(-3,037886)	(-11,48346)	(-11,99408)	(-9,74491*)	
35 bis unter 40 Jahre	-3,152524**	0,8370161	-0,5775776	-9,104854	-1,869379	0,8276047	1,824405	2,56411*	3,543432*	-5,527837	5,923429*	1,416836	11,48104	0,7888691	0,3700336	-12,12785	7,686192	2,606357
(1,2074520)	(1,0722710)	(1,3753860)	(-13,4112)	(-1,869379)	(0,7379907)	(0,9330176)	(1,0917110)	(1,7534670)	(3,543432*)	(-5,527837)	(5,923429*)	(1,416836)	(11,48104)	(0,7888691)	(0,3700336)	(-12,12785)	(7,686192)	(2,606357)
40 bis unter 45 Jahre	0,443696	-0,9473511	-4,051925**	-12,20468	-6,325895***	0,8432249	-0,5533626	-1,710063	-5,015094**	-9,010458	-6,749132**	-0,3263351	17,76544*	5,463544*	1,462318	-4,103235	9,58742	5,353402
(1,0607900)	(-0,9473511)	(-4,051925**)	(-12,20468)	(-6,325895***)	(0,8432249)	(-0,5533626)	(-1,710063)	(-5,015094**)	(-9,010458)	(-6,749132**)	(-0,3263351)	(17,76544*)	(5,463544*)	(1,462318)	(-4,103235)	(9,58742)	(5,353402)	
45 bis unter 50 Jahre	2,054877*	3,730075***	-0,3630766	-15,17373	0,2053123	0,7892096	-1,574573*	-0,4282222	-2,743034	11,18799	-4,785076*	-1,81119	-12,387	-3,395668	-5,211314***	12,38347	-11,74929*	-10,63819***
(0,9623009)	(3,730075***)	(-0,3630766)	(-15,17373)	(0,2053123)	(0,7892096)	(-1,574573*)	(-0,4282222)	(-2,743034)	(11,18799)	(-4,785076*)	(-1,81119)	(-12,387)	(-3,395668)	(-5,211314***)	(12,38347)	(-11,74929*)	(-10,63819***)	
50 bis unter 55 Jahre	-0,2214342	1,119543	3,882602**	3,272267	3,710877*	2,126326	3,710877*	2,126326	3,710877*	2,126326	3,710877*	2,126326	3,710877*	2,126326	3,710877*	2,126326	3,710877*	2,126326
(1,1322750)	(1,0055110)	(1,2897540)	(-12,57621)	(1,6110420)	(0,6920430)	(0,8749274)	(1,0237400)	(1,6442950)	(9,6232920)	(2,5336370)	(1,0832480)	(7,8394380)	(2,5774100)	(1,6591040)	(13,0669100)	(6,8752190)	(3,4512200)	
55 bis unter 60 Jahre	-0,3682526	-0,473832	-1,004291	6,573564	-3,785183*	-0,9543457	0,0479459	0,3139719	0,8326144	4,360354	1,72864	-0,5523281	11,53827	2,079109	2,420341	2,97646	7,86424	5,123772
(1,1300170)	(-0,473832)	(-1,004291)	(6,573564)	(-3,785183*)	(-0,9543457)	(0,0479459)	(0,3139719)	(0,8326144)	(4,360354)	(1,72864)	(-0,5523281)	(11,53827)	(2,079109)	(2,420341)	(2,97646)	(7,86424)	(5,123772)	
60 bis unter 65 Jahre	3,427824**	3,379245**	3,376435*	-15,72961	0,6591523	2,039937**	-1,060556	-0,9511464	0,003691	-13,33805	-4,529871	-1,160022	-3,422301	-1,882632	-1,599151	-21,30227	-8,115216	0,5446846
(1,1508990)	(3,379245**)	(3,376435*)	(-15,72961)	(0,6591523)	(2,039937**)	(-1,060556)	(-0,9511464)	(0,003691)	(-13,33805)	(-4,529871)	(-1,160022)	(-3,422301)	(-1,882632)	(-1,599151)	(-21,30227)	(-8,115216)	(0,5446846)	
Ohne Migrationshintergrund	-2,659198*	-2,531448*	-5,132239***	1,579	-9,983764***	-0,124245	0,0676369	-0,0001839	-0,2664367	1,230296	-6,532058*	0,2067625	0,2350195	-0,19572	-0,1489524	1,818772	-0,3998718	-0,283762
(0,1191523)	(-2,531448*)	(-5,132239***)	(1,579)	(-9,983764***)	(-0,124245)	(0,0676369)	(-0,0001839)	(-0,2664367)	(1,230296)	(-6,532058*)	(0,2067625)	(0,2350195)	(-0,19572)	(-0,1489524)	(1,818772)	(-0,3998718)	(-0,283762)	
Mittelschulabschluss	0,1693287	0,0896785	6,115446***	-1,302346	1,208764***	0,0178506	0,0471016	4,277799**	-0,972716	1,206093***	-0,1226001	0,8249647	0,2172276	0,1745919	1,3750660	0,7234974	0,3631809	0,326897
(0,1094040)	(0,0896785)	(6,115446***)	(-1,302346)	(1,208764***)	(0,0178506)	(0,0471016)	(4,277799**)	(-0,972716)	(1,206093***)	(-0,1226001)	(0,8249647)	(0,2172276)	(0,1745919)	(1,3750660)	(0,7234974)	(0,3631809)	(0,326897)	
Hochschulabschluss	3,941249**	6,931299**	0,0222929	-0,288895	-1,892162	0,0398899	-0,259944**	-0,0988559	-2,605013	-9,915872	-3,387717**	-0,3557925	-1,57824	-0,3317824	-3,367717**	-0,192255*	-0,6386239	0,3197516
(0,1217910)	(6,931299**)	(0,0222929)	(-0,288895)	(-1,892162)	(0,0398899)	(-0,259944**)	(-0,0988559)	(-2,605013)	(-9,915872)	(-3,387717**)	(-0,3557925)	(-1,57824)	(-0,3317824)	(-3,367717**)	(-0,192255*)	(-0,6386239)	(0,3197516)	
Konstante	-1,51441	-0,3846634	0,3441543	-3,118511	3,3751817	-0,066336	1,578644	1,250057	2,149856	2,564026	-0,5302529	-0,2488803	-0,9679497	0,513687	-2,990326	-0,316571	4,761485	0,2195
(0,3123253)	(-0,3846634)	(0,3441543)	(-3,118511)	(3,3751817)	(-0,066336)	(1,578644)	(1,250057)	(2,149856)	(2,564026)	(-0,5302529)	(-0,2488803)	(-0,9679497)	(0,513687)	(-2,990326)	(-0,316571)	(4,761485)	(0,2195)	
Anzahl der Beobachtungen	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
R²	0,186	0,4189	0,4758	0,04	0,4917	0,2298	0,1615	0,1371	0,3245	0,0401	0,4734	0,1097	0,0508	0,0824	0,2597	0,0467	0,1532	0,2195
*p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001																		
Ratio	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***	ln(Pc/PlL)***
Männlich	-2,337696	0,5503987	-1,067727	6,164364	-0,3202332	-0,1248515	2,331215	4,285936***	1,413238	0,5175471	9,701991	-0,3465042	-1,291593	3,288352***	2,8276273**	-9,500575**	8,617506	-1,175594
(1,2081000)	(0,8535179)	(-1,067727)	(6,164364)	(-0,3202332)	(-0,1248515)	(2,331215)	(4,285936***)	(1,413238)	(0,5175471)	(9,701991)	(-0,3465042)	(-1,291593)	(3,288352***)	(2,8276273**)	(-9,500575**)	(8,617506)	(-1,175594)	
18 bis unter 25 Jahre	-0,0662587	0,9765377	-0,4091093	-6,443166	0,4099001	0,437243	3,850844**	1,785179	1,928176	-0,1007935	6,65228	-0,598252	0,7057997	0,3594008	-0,2106667	-6,610257	-2,191432	0,326897
(1,1877900)	(0,8391743)	(-0,4091093)	(-6,443166)	(0,4099001)	(0,437243)	(3,850844**)	(1,785179)	(1,928176)	(-0,1007935)	(6,65228)	(-0,598252)	(0,7057997)	(0,3594008)	(-0,2106667)	(-6,610257)	(-2,191432)	(0,326897)	
25 bis unter 30 Jahre	-2,028951	-3,364148*	0,0342195	9,213348	0,0566047	-0,377468	-11,56292***	-7,244455***	-6,215047**	-5,26481*	8,313454	-4,354439**	-1,232775	-2,471139*	-6,061715***	1,365252	9,904949	7,606188***
(2,0460580)	(-3,364148*)	(0,0342195)	(9,213348)	(0,0566047)	(-0,377468)	(-11,56292***)	(-7,244455***)	(-6,215047**)	(-5,26481*)	(8,313454)	(-4,354439**)	(-1,232775)	(-2,471139*)	(-6,061715***)	(1,365252)	(9,904949)	(7,606188***)	
30 bis unter 35 Jahre	-7,112114**	-1,344216	0,5424233	-11,48942	0,2310021	0,4779702	-2,272584	-0,0058708	-2,528955	-3,656442*	-1,26661	-4,042482*	-3,699111*	2,267701	0,5484128	-12,49394	2,13565	0,326897
(2,5174190)	(-1,344216)	(0,5424233)	(-11,48942)	(0,2310021)	(0,4779702)	(-2,272584)	(-0,0058708)	(-2,528955)	(-3,656442*)	(-1,26661)	(-4,042482*)	(-3,699111*)	(2,267701)	(0,5484128)	(-12,49394)	(2,13565)	(0,326897)	
35 bis unter 40 Jahre	5,392051*	3,135641	0,8412431	-6,717081	-0,2795246	-0,2561359	5,441669*	0,2823607	4,158021*	3,24166*	-8,476775	3,846469*	2,257784	-1,091838	0,7869575	0,6666004	-8,710389	-3,886736
(2,2585070)	(3,135641)	(0,8412431)	(-6,717081)	(-0,2795246)	(-0,2561359)	(5,441669*)	(0,2823607)	(4,158021*)	(3,24166*)	(-8,476775)	(3,846469*)	(2,257784)	(-1,091838)	(0,7869575)	(0,6666004)	(-8,710389)	(-3,886736)	
40 bis unter 45 Jahre	4,396781*	3,444077*	-0,6793	-9,071092	1,259961*	1,31921*	7,269318**	4,669492*	1,250846	9,440983	3,880655**	2,809457*	2,851503**	5,638608**	-1,678437*	-10,1088	-4,720286*	0,326897
(1,9841790)	(3,444077*)	(-0,6793)	(-9,071092)	(1,259961*)	(1,31921*)	(7,269318**)	(4,669492*)	(1,250846)	(9,440983)	(3,880655**)	(2,809457*)	(2,851503**)	(5,638608**)	(-1,678437*)	(-10,1088)	(-4,720286*)	(0,326897)</	

Tabelle 5.6: Die Erststimmen bei der Bundestagswahl 2009 und die Zweitstimmen bei der Landtagswahl 2010

Ratio	ln(PCr/Pcc)***	ln(Pcc/Pcc)***	ln(Pcl/Pcc)***	ln(Pcr/Pcc)***	ln(Pcr/Pcc)***	ln(Pcs/Pcc)***	ln(Pcr/Pff)	ln(Pcr/Pff)	ln(Prl/Pff)***	ln(Prr/Pff)**	ln(Prr/Pff)***	ln(Prs/Pff)**	ln(Pgc/Pgc)	ln(Pgc/Pgc)	ln(Pgl/Pgc)***	ln(Pgr/Pgc)**	ln(Pgs/Pgc)***	
Männlich	0,5647167	-3,584305*	-3,09703***	-3,113739**	0,0281168	1,048764*	-0,0882945	0,2675294	-1,919985*	-0,4214791	-4,240534**	0,6890823	-1,454601	-0,6700767	-0,8331696	-0,5656825	-1,198492	-9,59694***
18 bis unter 25 Jahre	0,4096859	(1,556829)	(0,8062969)	(0,9053622)	(0,8881563)	(0,5240043)	(0,3323438)	(0,4583442)	(0,4882779)	(1,5111300)	(0,4901255)	(3,9677910)	(2,5638670)	(0,9321412)	(2,0640840)	(3,9177030)	(2,6052130)	(2,052130)
25 bis unter 30 Jahre	0,9759017	2,5698	6,953829***	6,459178***	5,931385***	-1,917387*	0,0423873	0,0689314	2,61229*	0,5413503	0,214063	-1,001362	8,111110	6,29251	3,304891*	5,67925	7,909056	8,418643
30 bis unter 35 Jahre	0,6938510	(2,6366720)	(1,3655580)	(1,5333370)	(1,5041970)	(0,8875236)	(0,5628631)	(0,7762596)	(1,2936430)	(0,8269473)	(2,5592760)	(0,8300849)	(6,7199180)	(4,3422090)	(1,5786900)	(3,4957690)	(6,6350890)	(4,4122340)
35 bis unter 40 Jahre	0,8892657	-0,763991*	-4,851534**	-5,959984**	0,2267631	-2,497387*	0,4102291	0,6359193	-3,439766*	-1,051311	-5,633002	-0,7363876	-1,272521*	-8,438066	-3,258453	-7,031177	-9,443968	-15,32138**
40 bis unter 45 Jahre	0,6587056	0,8635856	-4,463882**	0,3735453	(1,6925480)	(-6,091567**)	2,391212**	-1,42777	-4,831813***	-0,6441226	-6,417086*	0,3994079	14,52645*	8,636587*	0,8983275	9,081426	6,346289	(4,7073790)
45 bis unter 50 Jahre	2,368071***	9,659611***	-0,0307338	-0,6572966	0,3692643	0,2141972	1,006522*	0,8303746	0,1008102	0,1008102	-3,039459	1,400586	-8,926174	-6,567986	-4,391086*	-7,324371*	-12,48305*	-12,35831**
50 bis unter 55 Jahre	0,061183	2,604474	4,353491**	1,255609	3,026875	1,299698	-0,2276618	-0,1030776	2,890277*	-0,0708271	-0,5263609	-0,9926924	-1,731597	0,5866031	1,570466	-0,5316513	-0,9727784	-0,6672938
55 bis unter 60 Jahre	-1,642285*	-3,281234	-2,383992	2,046347	-3,512525*	-1,278901	-0,3502668	-0,1957772	-0,5713702	1,032807	2,339255	-0,6633867	11,60345	5,590745	1,433661	6,55513	5,765891	8,542303
60 bis unter 65 Jahre	0,7167782	(2,7237970)	(1,4106810)	(1,5840040)	(1,5539010)	(0,9168505)	(0,5814620)	(0,8019099)	(1,3363890)	(0,8542725)	(2,6438430)	(0,8575138)	(6,9419670)	(4,4856900)	(1,6308560)	(3,6112810)	(6,8543350)	(4,5580290)
Ohne Migrationshintergrund	-2,661139***	-9,265852**	-6,333843***	-0,3226146	-9,950021***	0,072824	0,0338265	-0,0493475	-3,435353*	0,0215516	-6,264328*	1,795123*	0,1864773	-0,2733093	-0,1984876	-0,1629566	-0,3709803	-0,2172669
Mittelschulabschluss	0,0957259	-0,0888359	,661072***	0,1583115	1,154049***	-2,884982**	-0,0186443	0,0590329	,394171**	-0,0520865	1,050301***	-2,363626**	-0,3057868	0,3673479	,3799604*	0,2835433	1,047852	0,5271312
Hochschulabschluss	,6024514	3,528151***	0,2690509	,6328061***	0,0366619	,5938422***	-0,0609557	0,0238885	0,0922696	0,1252005	-6,983178*	0,0387543	0,0142578	-0,3077084	-5,278506**	-0,428729	-1,993195**	-0,8505986
Konstante	(0,0772529)	(0,2935653)	(0,1520403)	(0,1702707)	(0,1674762)	(0,0988163)	(0,0626688)	(0,0864262)	(1,1440333)	(0,0920178)	(0,2849480)	(0,0924211)	(0,7481911)	(0,4834586)	(0,1757703)	(0,3892165)	(0,7387463)	(0,4912551)
Anzahl der Beobachtungen	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
R ²	0,497	0,6101	0,4784	0,3303	0,4918	0,4609	0,0216	0,0277	0,305	0,0847	0,3755	0,1723	0,0533	0,0515	0,1988	0,0653	0,1835	0,1537

*p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Ratio	ln(PLc/PLl)***	ln(PLf/PLl)***	ln(PLg/PLl)***	ln(PLr/PLl)***	ln(PLr/PLl)***	ln(PLs/PLl)***	ln(Prc/Prr)***	ln(Prc/Prr)***	ln(Prg/Prr)***	ln(Prl/Prr)***	ln(Prr/Prr)***	ln(Prs/Prr)***	ln(Psc/Pss)***	ln(Pse/Pss)***	ln(Psg/Pss)***	ln(Psr/Pss)***	ln(Pss/Pss)***	
Männlich	-2,416371*	0,0641053	0,596125	0,2296508	-1,934582*	0,1835219	1,177586	4,590117***	-5,299108***	0,4682238	0,9342044	0,3055967	-0,2601137	0,792008	-2,012643	0,224235	0,7421403	-1,546015
18 bis unter 25 Jahre	-0,3218334	0,4141302	0,7255687	0,5617179	0,0617831	0,5370982	3,066476**	1,340181	-0,5358362	-1,068506	0,5119789	0,3320944	0,1720805	1,165421	0,4525598	-8,908021*	0,7422618	-2,927635**
25 bis unter 30 Jahre	-1,394165	-0,376774	-0,9780721	-1,353431	4,761042***	-0,5272196	-7,498061***	-6,987212***	6,141487*	-1,107056	-2,719106	-3,655642**	-1,392542	-3,127208*	-0,0729996	1,751161*	0,5874444	6,984991***
30 bis unter 35 Jahre	0,20512540	(0,8224117)	(0,7104202)	(1,0015480)	(1,3539070)	(0,5352222)	(1,9320860)	(1,5735170)	(2,3928700)	(1,1428850)	(1,8425660)	(1,3349160)	(1,2489100)	(1,2788030)	(2,5861510)	(0,6903123)	(1,2192290)	(1,8436710)
35 bis unter 40 Jahre	-6,625716**	0,2939727	0,7263615	-0,7599365	1,172197	0,511794	-2,246478	0,7776825	-3,975912	-3,796753**	-2,877596	-3,27406	-5,232425**	-0,7220394	-5,104439	1,205664	0,4657633	9,626285
40 bis unter 45 Jahre	(2,5235410)	(1,0117660)	(0,8739896)	(1,2321470)	(1,6656350)	(0,6563260)	(2,3769350)	(1,9358090)	(2,9438120)	(1,4060260)	(2,2668040)	(1,6422710)	(1,5364630)	(1,5732390)	(3,1815950)	(0,8492520)	(1,4999480)	(2,2681640)
45 bis unter 50 Jahre	4,985576*	-0,166288	-0,1304255	1,397125	-1,813907	-0,3152827	3,221957	-0,2019377	2,416048	2,760435	3,323191	3,411663*	1,761655	3,498886*	4,167069	-1,293941	-0,7124998	-4,97771*
50 bis unter 55 Jahre	(2,2642410)	(0,9078051)	(0,7841852)	(1,1055410)	(1,4944880)	(0,5889193)	(2,1327000)	(1,7369000)	(2,6413290)	(1,2615540)	(2,0338850)	(1,4735240)	(1,3785880)	(1,4115850)	(2,8546790)	(0,7619895)	(1,3458250)	(0,2351050)
55 bis unter 60 Jahre	2,759829	1,299162	1,688192*	2,904523**	-1,203799	1,215978*	6,344268**	6,60232**	-0,9126735	0,647921	5,717765**	3,468857**	4,087265**	4,619776**	6,149051*	-1,715329*	2,687894*	-4,62346*
60 bis unter 65 Jahre	(1,9892170)	(0,7975394)	(0,6889349)	(0,9712576)	(1,3129610)	(0,5173868)	(1,8736530)	(1,5259020)	(1,1083200)	(1,7868410)	(1,2945440)	(1,2111390)	(1,2401280)	(2,5079380)	(0,6694351)	(1,1823560)	(1,7879130)	(1,7879130)
Ohne Migrationshintergrund	-0,9999368	-0,5315771	1,319708*	-0,8512886	0,0098394	0,0435871	-0,1749066	2,967213*	6,439773**	-0,3824307	-0,6852725	-1,266077	-0,5252235	-0,1543864	7,29326**	0,7883661	0,3825245	0,3401269
Mittelschulabschluss	(1,8045290)	(0,7234910)	(0,6249708)	(0,8810813)	(1,1910590)	(0,4693501)	(1,6996940)	(1,3842540)	(2,1050550)	(1,0054180)	(1,6209420)	(1,1743520)	(1,0986910)	(1,1249890)	(2,2750890)	(0,6072815)	(1,0725800)	(1,6219140)
Hochschulabschluss	-2,763136	-0,3257551	-0,9342632	-1,573677	-1,243263	-2,174615	-1,743629	3,991203	-1,492618	-1,492618	-1,799455	-0,0432901	-1,799455	-0,0432901	-1,799455	-0,0432901	-1,799455	-0,0432901
Konstante	(2,1232680)	(0,8512846)	(0,7353613)	(1,0367090)	(1,4014400)	(0,5522529)	(1,9999160)	(1,6287590)	(2,4768870)	(1,1830000)	(1,9072540)	(1,3817820)	(1,2927560)	(1,3236990)	(2,6769450)	(0,7145476)	(1,2603370)	(1,9083980)
Anzahl der Beobachtungen	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396	396
R ²	0,3252	0,0642	0,1954	0,2521	0,4898	0,1377	0,5454	0,6478	0,5666	0,4925	0,4956	0,4564	0,5247	0,4534	0,643	0,2099	0,2807	0,4983

*p < 0,05; **p < 0,01; ***p < 0,001

Kapitel 6: Schluss

1. Der theoretische Vergleich zwischen Kings EI Modell und dem bayesianischen Modell

In dieser Arbeit wurden zwei Methoden – das King'sche EI-Modell und das bayesianische Modell - bei der Analyse für die ökologische Inferenz angewandt. Die Anwendung beider Methoden basiert auf den Aggregatdaten in 396 Gemeinden in Nordrhein-Westfalen, denn je kleiner die Analyseeinheit ist, desto genauer werden die Schätzergebnisse (King 1997; Gschwend 2006). Und zwar hängt eine erfolgreiche Analyse der Wählerströme zwischen Parteien und der Stabilität der Stimmenabgabe jeder Partei von jeder $R \times C$ -Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix ab, die sich durch die aus der Simulation aller Parameter resultierenden Übergangswahrscheinlichkeiten rekonstruieren lässt. Trotz der gleichgestellten Aggregatdaten kommt es bei beiden Methoden zu unterschiedlichen Ergebnissen, da sich ihre theoretischen Annahmen für die Inferenzmethoden in zwei Dimensionen befinden. Zunächst wurde das King'sche EI-Modell durch die Kombination der Methode der Ränder mit dem Goodman-Regressionsansatz und einer weiteren Modellerweiterung strukturiert (King 1997; Gelman et al; 2001; Klima 2011). Überdies ist die sogenannte Ähnlichkeitsannahme, dass die einzelnen Beobachtungen in jedem Wahllokal⁵² verbunden werden, die Hauptannahme Kings Ansatzes.

Diese Hauptannahme basiert zwar auf der Goodman-Regression, aber bei Kings EI-Modell wird nicht gefordert, dass von einer absoluten Gleichheit der Parameter aller Gemeinden ausgegangen werden muss wie es beim Goodman-Modell der Fall ist, sondern dass alle Parameter der Gemeinden einfach mit einer gemeinsamen Normalverteilung übereinstimmen müssen (King 1997). Es liegen Kings EI-Modell zwei Modellannahmen zugrunde. Diese beschreiben, dass der zum Fehlschluss führende Aggregations-

⁵² Im Falle dieser Arbeit sind Gemeinden als Beobachtungen analysiert worden.

bias nicht entstehen darf und dass alle Wahllokale räumlich voneinander unabhängig sein müssen (King 1997). Seit 1999 ist der neue Ansatz für die ökologische Inferenz, das bayesianische Modell, dessen Simulationsverfahren aus dem hierarchischen Multinomial-Dirichlet-Modell und den Monte-Carlo-Markov-Ketten besteht (Cowles/Carlin; 1996; Rosel et al. 2001: 137-138), entwickelt worden. Das für RxC-Tabellen geeignete bayesianische Modell wurde durch das erweiterte – und eigentlich nur für 2x2-Tabellen geeignete – hierarchische Binomial-Beta-Modell sowie mithilfe einer zusätzlich hinzugefügten Kovariable auf der Parameterebene aufgestellt (King et al. 1999).

Das King'sche EI-Modell eignet sich insbesondere zur Einschätzung einer 2x2-Tabelle für eine Partei. Wenn beispielsweise die Wählerströme zwischen CDU-Wählern und Nicht-CDU-Wählern im einfachen 2x2-Falle rekonstruiert würden, sollte die Analyse nach den folgenden Schritten für den Wählerstrom in einer 2x2-Tabelle durchgeführt werden: Erstens sollte der Stimmenanteil einer Partei bei einer vorangegangenen Wahl als unabhängige Variable und der Stimmenanteil derselben oder anderen Partei bei der nachfolgenden Wahl als abhängige Variable gesetzt werden. Zweitens kann die Höhe der Wahlbeteiligung in Gemeinden als eine passende Kovariable in das Schätzverfahren hinzugefügt werden, insofern sich die Kovariable auf die abhängigen Variablen auswirkt. Da die Wählerströme in Nordrhein-Westfalen von 2005 bis 2013 bei allen Bundestags- und Landtagswahlen zwischen minimal sechs bzw. maximal sieben Parteien⁵³ beim Wahlkampf erschienen sind, müssen die oben beschriebene Schritte für alle Parteien in maximal 49 bzw. in mindestens 36 2x2-Tabellen abwechselnd zeilen- und spaltenweise durchgeführt werden, bis die möglichen Wählerströme in der RxC-Tabelle, z.B. in der 7x7-Tabelle komplett rekonstruiert werden. Eine 2x2-Tabelle zeigt die Stabilität der Stimmenabgabe zwischen zwei Parteien, doch ist der Aggregationsbias wegen der

⁵³ Gemeint sind die CDU, die SPD, die Grünen, die FDP, die Linke, die Piraten und alle Kleinparteien, wobei alle Kleinparteien als eine gemeinsame Partei begriffen werden.

Überschätzung der Parameterwerte manchmal unvermeidbar. Eine 2×2 -Tabelle ist unabhängig von anderen 2×2 -Tabellen, was nach sich zieht, dass die addierte Zeilenwahrscheinlichkeit möglicherweise über eins hinausgeht, sofern alle 2×2 -Tabellen zeilenweise in der $R \times C$ -Tabelle zusammenstehen. In diesem Falle müssen alle Zellenwerte zeilen- und spaltenweise durch Multiplikation mit einem geeigneten Faktor an den Wert eins angepasst werden, bis die abweichende Zeilenwahrscheinlichkeit eins ergibt. Die Anpassung erfolgt meistens nach 40 bis 50 Iterationsschritten des Algorithmus. Jede angepasste Zeilenwahrscheinlichkeit kann zwar eins ergeben, jedoch wurde der Aggregationsbias nicht von den tatsächlichen Zellenwerten behoben (Ambühl 2003). Kings Ansatz wird kritisiert, weil das EI-Modell möglicherweise in denselben Situationen und mit denselben Daten aufgrund des Vorliegens eines Aggregationsbias wie bei der einfachen Goodman-Regression zu abweichenden Ergebnissen führt (Palmquist 1999).

Bei der Anwendung des bayesianischen Modells handelt es sich nicht um die einfachen 2×2 -Tabellen, sondern um komplizierte $R \times C$ -Tabellen und um die Auswirkung einer hinzugefügten Kovariable, da unter den Annahmen des hierarchischen Multinomial-Dirichlet-Modells alle unabhängigen und abhängigen Variablen sowie eine Kovariable einmal komplett simuliert werden. Die unter Einfluss der Kovariable simulierten Übergangswahrscheinlichkeiten können somit direkt in einer $R \times C$ -Tabelle als Übergangswahrscheinlichkeitsmatrix rekonstruiert werden, ohne zwischen jeder Partei in einer 2×2 -Tabelle zu differenzieren (King et al. 1999; Rosen et al. 2001). So bedarf es einer wichtigen effektiven Kovariable das bayesianische Simulationsverfahren, damit sich alle Parameterwerte erst richtig auf den akzeptablen Umfang beschränken (King et al. 1999; Rosen et al. 2001). In dieser Arbeit wurde die Höhe der Wahlbeteiligung in 396 Gemeinden als eine effektive und passende Kovariable ausgewählt. Hier eignet sich die Wahlbeteiligung für das Simulationsverfahren, da die Höhe der Wahlbeteiligung bei

Bundestagswahlen größer als bei Landtagswahlen ist und die tatsächlichen Wahlergebnisse somit durch die steigende bzw. sinkende Höhe der Wahlbeteiligung beträchtlich beeinflusst wurden. Aus den Resultaten des bayesianischen Modells lässt sich feststellen, dass die simulierten Parameter- und Zellenwerte in den vier Fällen mittels der Wahlbeteiligung passend im plausiblen Bereich gefallen sind und damit akzeptabel sind. In vier Fällen zwischen 2005 und 2013 scheiden die falschen Schlussfolgerungen aber nicht aus, da der Stabilitätsgrad der mittleren Parteien wie bei den Grünen, der FDP, der Linkspartei und der Piratenpartei möglicherweise zum Teil unterschätzt wurde. Dennoch scheinen alle Zellenwerte in allen Übergangswahrscheinlichkeitsmatrizen zutreffend zu sein, wobei der Stabilitäts- und Wechselgrad den tatsächlichen Wahlergebnissen entsprechen wie im Fallbeispiel zu den Landtagswahlen NRW 2010 und 2012. Abschließend wurde deutlich, dass sich die Plausibilität der Ergebnisse des bayesianischen Modells auch auf die Spezifikation der Hyperprioris bezieht, da die Spezifikation der Hyperprioris stark auf die Ergebnisse der ökologischen Inferenz auswirkt (Tierney 1994). Wakefield (2004) geht daher davon aus, dass die Prioriverteilungen sorgfältig spezifiziert werden muss, damit die Abweichung von der Realität im Simulationsverfahren auf einen akzeptablen Bereich beschränkt werden kann. Auch reale Daten sollten darauf getestet werden, ob die Wahlen mit den Analyseergebnissen zusammenhängen (Wakefield 2004).

2. Die Grenzen beider Modelle für die ökologische Inferenz

Jeder Analyseansatz für die ökologische Inferenz hat seine Besonderheiten, die in bestimmten Fällen für die Betrachtung der Wählerströme zwischen Parteien auf beiden Wahlebenen geeignet sind. Durch das King'sche EI-Modell werden die Resultate über das systematisch veränderte Wahlverhalten bei der Wählerschaft der mittleren Parteien in vier Fällen mehr skizziert als bei beiden Großvolksparteien. Im Gegensatz zu Kings EI-Modell kann die Veränderung der Stabilität in ihrer Stimmenabgabe bei beiden

Großvolksparteien und den Kleinparteien inkl. der rechtsextremen Kleinparteien im Rahmen des bayesianischen Modells detaillierter betrachtet werden als bei mittleren Parteien. Trotzdem kann man mittels beider Ansätze für die ökologische Inferenz bereits auf der Aggregatebene die Wählerströme bei Wahlen rekonstruieren, da man durch beide Ansätze aufgrund ihrer theoretischen Grundlage die Wählerströme noch in unterschiedlichem Umfang betrachten und dadurch die Analysen miteinander vervollständigen kann. Nur mit der Einzelmethode kann man bei der ökologischen Inferenz die geringe Veränderung des Wahlverhaltens für alle Fallbeispiele übersehen. Obwohl beide Ansätze sich gegenseitig maximal kompensieren können, bringt jeder Ansatz auch eigene Nachteile mit sich, die nicht einfach behoben werden können. Das Problem mit dem Aggregationsbias taucht oft bei der Anwendung des King'schen EI-Modells auf. Eine einfache Lösung besteht darin, durch Hinzufügen einer geeigneten Kovariable in den oben genannten gewählten Fällen das Problem mit dem Auftreten des Aggregationsbias – wie bei der Anwendung des einfachen Regressionsmodells – zu lösen. Trotzdem kann der Aggregationsbias auch im erweiterten Modell auf beiden Wahlebenen nicht gänzlich ausgeschlossen werden (King et al. 1999; Ambühl 2003). Bei der Überprüfbarkeit der Verletzung der Modellannahmen tritt die Schwierigkeit auf, dass die Zeilenwahrscheinlichkeiten nicht einfach und direkt überprüft werden und damit ein umgekehrter Schluss unmöglich gezogen werden kann. Aus diesem Grund kann die Verletzung der Modellannahme nur beurteilt werden, wenn bei den simulierten Übergangswahrscheinlichkeiten in jeder Zeile überprüft wird, ob sie mehrheitlich und deutlich außerhalb des Einheitsintervalls $[0,1]$ liegen (Ambühl 2003). Werden die Modellannahmen nicht verletzt, so sind alle Modellkriterien erfüllt und danach werden die Wählerströme zwischen den meisten Parteien erst erwartungsgemäß geschätzt.

Des Weiteren kommt es bei der Anwendung des bayesianischen Simulationsverfahrens

zur Situation, dass die Schätzwerte (Zellenwerte) bei manchen mittleren Parteien teilweise durchschnittlich streuen, da der Metropolis-Algorithmus im für das bayesianische Modell grundlegende Binomial-Beta-Modell verwendet und die Markov-Ketten als Konvergenzkriterium im Binomial-Beta-Modell hinzugefügt wurden (King et al. 1999; Rosen et al. 2001: 137-138). Dies führt aber dazu, dass der Stabilitätsgrad bei diesen mittleren Parteien nicht festgestellt wird. Um das Fehlen des bayesianischen Modells zu lösen, muss man einerseits die kleinsten Analyseeinheiten und die tatsächlichen Aggregatdaten auswählen, die sich möglichst nahe den Individualdaten befinden. Andererseits sollte das King'sche EI-Modell parallel benutzt werden.

Für die Betrachtung des Einflusses der demographischen Hintergründe auf die Stammwähler eignet sich das King'sche EI-Modell, da alle 2×2 -Tabellen nicht voneinander abhängen und keine 2×2 -Tabelle Einfluss auf andere 2×2 -Tabellen hat. Demnach kann man durch eine bestimmte 2×2 -Tabelle die Wechselbewegungen von Wählern zwischen zwei Parteien darstellen. Hiergegen trifft das bayesianischen Modell hinsichtlich der Analysen zu sozialen Hintergründen nicht zu, sondern auf die Wählerströme. Der Grund dafür ist der, dass alle Übergangswahrscheinlichkeiten bei allen betreffenden Parteien⁵⁴ durch das bayesianische Verfahren in einer 7×7 -Tabelle simuliert werden und damit alle Schätzwerte (Zellewerte) in derselben Zeile also voneinander abhängig sind. Damit die Werte in jeder Zeile innerhalb des Einheitsintervalls $[0,1]$ liegen, müssen die Werte zeilenweise gemeinsam berechnet werden (King et al. 1999; Rosen at al. 2001). Demnach ist das bayesianische Modell für Wählerstromanalysen in $R \times C$ -Fällen sehr geeignet, aber dieser Vorteil des bayesianischen Modells führt bei der Anwendung der multivariaten Regression zu dem unvermeidbaren Problem, dass nur manche Schätzwerte für die Parteien, die beim Simulationsverfahren in bestimmten Zeilen in der $R \times C$ -Tabelle hoch

⁵⁴ Im Falle dieser Arbeit sind 7 Parteien inkl. den Kleinparteien und Nichtwähler einbezogen.

berechnet wurden, einheitlich bei bestimmten sozialen Hintergründen signifikant erscheinen. Für diesen Fall ist das King'sche EI-Modell zwar geeigneter als das bayesianische Modell, allerdings sollten diejenigen Schätzwerte ebenfalls beachtet werden, die aufgrund des Aggregationsbias von den realen Daten abweichen, da diese abweichenden Werte möglicherweise un plausible Schlussfolgerung verursachen.

Schließlich lässt sich aus den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ erkennen, dass diese Annahmen zum Großteil den tatsächlichen Wahlergebnissen entsprechen und damit durch sie beurteilt werden kann, wie sich die Wähler unter dem Einfluss des Wahlzyklus bei vorrangigen nationalen Hauptwahlen und nachrangigen regionalen Wahlen zu bestimmten Parteien verhalten (Lehmbruch 1976; Dinkel 1977; Fabritius 1978; Decker 2006; Detterbeck 2006). Im Unterscheid zu den tatsächlichen Wahldaten stimmen die Schätzergebnisse aus Kings EI-Modell und dem bayesianische Modell hingegen in manchen Fällen zwischen 2005 und 2013 mit den Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“ nicht überein, da sich die Analyse der Wählerströme und der Stabilität der Stimmenabgabe hauptsächlich auf die Veränderung des Stabilitäts- und Wechselgrads konzentriert, aber nicht auf die Veränderung der tatsächlichen Wahlergebnisse. Der Stabilitäts- und Wechselgrad ist nicht mit den tatsächlichen Wahlergebnissen gleichzustellen, denn bei manchen Wählerschaften der Parteien wurde der Stabilitätsgrad zwar relativ niedrig geschätzt, was einen relativ hohen Wechselgrad und eine unbeständige Tendenz im Wahlverhalten bedeutet. Allerdings stellt sich das Wahlverhalten derselben Wählerschaften trotz starker Wechselbewegung bei aufeinanderfolgenden Wahlen durch die tatsächlichen Wahlergebnisse immer als stabil und treu dar.

Des Weiteren zeigen die Ergebnisse des King'schen EI-Modells und des bayesianischen Modells nach der Überprüfung der Annahmen der „Second-Order-Election-Theorie“, dass interessanterweise zwei widersprüchliche Annahmen im denselben Falle gleichzei-

tig erfüllt wurden. In den Fallbeispielen „Bundestagswahl 2009 und Landtagswahl NRW 2010“ bzw. „Landeswahl NRW 2012 und Bundestagswahl 2013“, die unter Berücksichtigung des Wahlzyklus gesondert als zwei in zeitlicher Nähe und zwei in zeitlicher Distanz stattgefundenen Wahlen festgelegt werden, wird dies ersichtlich (Dinkel 1977; Decker 2006; Detterbeck 2006). Bei zwei in zeitlicher Nähe liegenden Wahlen hätten die Wähler im „Schatten“ der Bundestagswahl noch zu den Regierungsparteien neigen sollen (Persson/Tabellini 2003; Detterbeck 2006), aber den Schätzergebnissen beider Ansätze zufolge haben die beiden Großvolksparteien erneut den höchsten Erst- und Zweitstimmenanteil von ehemaligen Wählern aller Parteien erhalten. Deswegen hat die größte Oppositionspartei SPD ihre Wahlstimmen nicht eingebüßt. Bei zwei in zeitlicher Distanz liegenden Wahlen befinden sich die Regierungsparteien in der Zwischenwahl, sodass sie wegen des Amtsmalus den Stimmenverlust hätten hinnehmen müssen. Allerdings zeigen die Schätzergebnisse beider Ansätze, dass nur die FDP-Wähler wegen der Unzufriedenheit mit Regierungsparteien oder der Bundespolitik aktiv zu unterschiedlichen Parteien abgewandert haben. Die CDU als größte Regierungspartei und die SPD als größte Oppositionspartei haben sogar mittlerweile gesondert den Amtsbonus und Oppositionsbonus hinzugewonnen, d.h., dass beide Großvolksparteien gleichzeitig erfolgreich die Zuwanderer aus den übrigen Parteien absorbiert haben.

Weiterhin kann man aus den Wahlen, die auf denselben Ebenen in zeitlicher Entfernung herum stattfanden, davon ausgehen, dass sich die Schätzergebnisse beider Ansätze im Fallbeispiel zu den Bundestagswahlen 2005 und 2009 auch den Resultaten der obigen Fälle nähern. Der Unterschied zwischen beiden Ansätzen in den oben erwähnten drei Fällen liegt darin, dass die Übergangswahrscheinlichkeiten der CDU gegenüber der SPD bei Kings EI-Modell immer niedriger geschätzt wurden als beim bayesianischen Modell. Im Vergleich der beiden Ansätze erkennt man, dass sich die Übergangswahrscheinlich-

keiten der CDU beim bayesianischen Modell in den obigen drei Fällen näher zu den realen Wahlergebnissen befinden. Daher eignet sich das bayesianische Modell zu Wählerstromanalysen für Großvolksparteien. Als Ausnahme ist bei Wählerstromanalysen im Fallbeispiel „Landtagswahlen NRW 2010 und 2012“ zu sehen, dass die Resultate beider Großvolksparteien bei beiden Ansätzen zugleich einer der obigen Annahmen – die größte Oppositionspartei profitiert von ehemaligen Wählern der Regierungsparteien bei der Zwischenwahl – entsprechen, da der Stabilitätsgrad bei der SPD deutlich höher war als bei der CDU.

Es wird trotzdem klargestellt, dass die Werte für die SPD aus Kings EI-Modell für alle Fallbeispiele meistens höher ausfiel als für die CDU. Aus diesem Grund kann man nicht endgültig feststellen, ob die berechneten Werte der SPD im Fallbeispiel „Landtagswahlen NRW 2010 und 2012“ tatsächlich höher als die der CDU waren. Beim bayesianischen Modell hingegen bleiben die Schätzwerte immer zuverlässig und statistisch konsistent, weil die Schätzwerte beider Großvolksparteien in allen Fällen erkennbar darlegen können, wie sich das Wahlverhalten der CDU- und SPD-Wähler auf der Bundeswahl- oder Landeswahlebene verändert hat. Abgesehen von den Resultaten beider Großvolksparteien müssen die Wechselbewegungen von Wählern bei mittleren Parteien und den Kleinparteien ebenso betrachtet werden. So haben die Bewegungen von Wählern der Kleinparteien und von Nichtwählern bei zwei aufeinanderfolgenden Wahlen einen starken Einfluss auf die Stabilität der Stimmenabgabe. So sollte man bei der Betrachtung der Wählerströme bei mittleren Parteien und den Kleinparteien am besten das King'sche EI-Modell anwenden, damit die Bewegungen von Wählern bei allen Parteien erst richtig und vollständig analysiert werden kann.

3. Perspektiven beider Modelle für Wählerströme

Die zwei vorgestellten Ansätze für die ökologische Inferenz sind auf komplette aggre-

gierte Wahldaten gestützt, sodass die Beobachtungseinheiten kleinstmöglich sein sollen und die geschlussfolgerten Wahlverhalten dadurch auf die Individuen zurückgeführt werden können. Durch die beiden Methoden lassen sich die Wählerströme im langen Zeitraum ohne Individualdaten rekonstruieren. Damit sind die Schwierigkeiten bei der Sammlung der Individualdaten durch Meinungsumfragen vermeidbar (Schaffer/Schneider 2005). Trotz der positiven Bewertung sind die Methoden für die ökologische Inferenz in der Praxis manchmal auch kritisch, so macht das King'sche EI-Modell manchmal bei der praktischen Verwendung keine Unterschiede beim einfachen Goodman-Modell und die mögliche fundamentale Unbestimmtheit kommt auf das bayesianische Modell bei der ökologischen Inferenz zu (Coombs 1976; King et al. 1999; Rosen et al. 2001). Tatsächlich sollen die Schätzergebnisse aber eine erhebliche Beweiskraft innehaben, insofern die Schätzergebnisse entsprechend aller Modellvoraussetzungen durch eine fundierte theoretische Grundlage des Modells ohne Abweichungen erklärt werden und eine effektive Kovariable bei der Simulation angewandt wird.

Indessen ist die problemlose Verwendung einer Methode aber bisher unmöglich. Bei den zuvor erläuterten Fallbeispielen scheiden vorliegende Probleme mit der ökologischen Inferenz nicht aus. Bereits seit 20 Jahren ist die ökologische Inferenz Bestandteil der wissenschaftlichen Diskussion und die Methode für die ökologische Inferenz in der Praxis verbessert sich ständig, obwohl das methodologische Problem noch nicht gänzlich gelöst wurde (Liu 2001, 2007). Dennoch kann die ökologische Inferenz noch als ein sehr nützlicher Ansatz zur Analyse der Wählerströme eingesetzt werden. Der Vorteil, die Wählerströme in einer RxC-Tabelle entsprechend der Realität zu rekonstruieren, lässt sich bisher nicht durch Meinungsumfragen ersetzen. Als zukünftige Perspektive wird noch der neue ähnliche Ansatz vorgeschlagen, die aggregierten Daten mit Befragungsdaten in einem Modell zu kombinieren, wenn nutzbare Befragungsdaten verfügbar und

zugänglich sind. Durch Verbindung mit Vorteilen beider Datenerhebungsarten könnten die Nachteile möglichst verringert werden. Mithilfe der zusätzlich zusammengesetzten Befragungsdaten könnten sich fundamentale Unbestimmtheiten in den aggregierten Daten reduzieren (Coombs 1976; Cho 1998; Gay 2001; Gschwend 2006). Letztlich ist die Entwicklung neuer Methoden und die Verbesserung der jetzigen Modelle für die ökologische Inferenz noch nicht abgeschlossen, denn durch die ökologische Inferenz wird die Meinungsumfrage nicht ersetzt. Alle Methoden auf der Individual- und Aggregatebene könnten gemeinsam einander ergänzen. Wird die Methode auf der Aggregatebene vervollständigt, so könnte die auf das individuelle Wahlverhalten zurückführende Beweiskraft der Ansätze der ökologischen Inferenz beständig verstärkt werden.

Literatur – und Softwareverzeichnis

1. Literatur

Achen, Christopher H., and W. Phillips Shively (1995). *Cross-level Inference*. Chicago : The University of Chicago Press.

Adolph, Christopher, King, Gary, Shotts, Kenneth W. and Michael C. Herron (2003). A Consensus on Second Stage Analyses in Ecological Inference Models. *Political Analysis*, 11: 86-94.

Aitchison, J., (1983), Principal component analysis of compositional data. *Biometrika*, 70(1): 57-65.

Aitchison, J., (1986). *The Statistical Analysis of Compositional Data*. New York: Chapman & Hall

Alker, Hayward (1969). *A Typology of Ecological Fallacies*. *Quantitative Ecological Analysis in the Social Sciences*. In Dogan, Mattei and Stein Rokkan (Eds.), *Quantitative Ecological Analysis in the Social Sciences*. Cambridge (pp. 69-86). MA: MIT Press.

Ambuhl, Mathias (2003). *Methoden zur Rekonstruktion von Wahlerstromen aus Aggregatdaten*. Neuenburg: Bundesamt für Statistik, Neuchâtel: Bundesamt für Statistik.
<http://www.bfs.admin.ch/bfs/portal/de/index/themen/17/22/publ.html?publicationID=510>, accessed 27.3. 2012

Anselin, Luc and Wendy K. Tam Cho (2002a). Spatial Effects and Ecological Inference. *Political Analysis*, 10(3): 276- 297.

Anselin, Luc and Wendy K. Tam Cho (2002b). Conceptualizing Space. Reply. *Political Analysis*, 10(3):301- 303.

Ataman, Ferda (2011). Migranten, Medien und die Politik: Neu im Mittelfeld oder immer noch im Abseits?. In: Oppong, Marvin (Eds.), *Migranten in der deutschen Politik* (pp.127-133). Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.

Backhaus, Klaus, Erichson, Bernd and Rolf Weiber (2013). *Fortgeschrittene Multivariate Analysemethoden: Eine anwendungsorientierte Einführung*. Berlin et al.: Springer.

Benoit, Kenneth and Gary King (1996). A Preview of EI and EzI: Programs for Ecological Inference. *Social Science Computer Review*, 14: 433–438,

Benoit, Kenneth and Gary King (1999). EzI: An Easy Program for Ecological Inference. <http://gking.harvard.edu/EzI>, accessed 28.11.2011.

Benz, Arthur (1999). Rediscovering regional economic policy: new opportunities for the Länder in the 1990s. In: Jeffery, Charlie (Eds.), *Recasting German federalism: the legacies of unification* (pp. 177-196). London: Pinter.

- Bernstein, F. (1932). Über eine Methode, die Soziologische und Bevölkerungsstatistische Gliederung von Abstimmungen bei Geheimen Wahlverfahren Statistisch zu ermitteln. *Allgemeines Statistisches Archiv*, 22: 253-256.
- Beyme, Klaus von (1992), Zusammenlegung von Wahlterminen: Entlastung der Wähler – Entlastung der Politiker. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 23(2): 339-353.
- Burden, Barry C. and David C. Kimball (1998). A New Approach to the Study of Ticket Splitting. *American Political Science Review*, 92(3): 533-544.
- Burden, Barry C., and David C. Kimball (2002). *Why Americans Split Their Tickets: Campaigns, Competition, and Divided Government*. Ann Arbor: Michigan University Press.
- Box-Steffensmeier, Janet M. and Renee M. Smith (1996). The Dynamics of Aggregate Partisanship. *American Political Science Review*, 90(3): 567-580.
- Browne, William J. and David Draper (2000). Implementation and Performance issues in the Bayesian and Likelihood Fitting of Multilevel Models. *Computational Statistics*, 15:391-420.
- Burkhart, Simone (2004). *Partei politikverflechtung. Der Einfluss der Bundespolitik auf Landtagswahlentscheidungen von 1976 bis 2002*. Discussion Paper 04/1. Köln: Max-Planck-Institut für Gesellschaftsforschung.
http://www.mpi-fg-koeln.mpg.de/pu/mpifg_dp/dp04-1.pdf, accessed 6.7.2012.
- Calvo, Ernesto and Marcelo Escolar (2003). The Local Voter: A Geographically Weighted Approach to Ecological Inference. *American Journal of Political Science*, 47 (1): 189-204.
- Cho, Wendy K. Tam (1998). Iff the Assumption Fits...: A Comment on the King Ecological Inference Solution. *Political Analysis* 7: 143-163.
<http://cho.pol.illinois.edu/wendy/papers/iff.pdf>, accessed 16.05.2013.
- Cho, Wendy K. Tam and Brian J. Gaines (2004). The Limits of Ecological Inference. The Case of Split-Ticket Voting. *American Journal of Political Science*, 48(1): 152-171.
- Claggett, William, and John Van Wingen (1993). An Application of Linear Programming to Ecological Inference: An Extension of an Old Procedure. *American Journal of Political Science*, 37(2): 633-661.
- Cleave, N., P. J. and Brown C. D. Payne (1995). Evaluation of Methods for Ecological Inference. *Journal of the Royal Statistical Society*, 158 (1):55-72.
- Convers, Philip E. (1976). *The Dynamics of Party Support: Cohort-Analyzing Party Identification*. Beverly Hills, Calif.: Sage Publications.
- Coombs, Clyde (1976). *A Theory of Data*. Ann Arbor: Mathesis Press.

- Cowles, M. K. and B. Carlin (1996). Markov Chain Monte Carlo Diagnostics: A Comparative Review. *Journal of the American Statistical Association*, 91(434):883-904.
- Decker, Frank and Julia von Blumenthal (2002). Die bundespolitische Durchdringung der Landtagswahlen. Eine empirische Analyse von 1970 bis 2001. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 12(1), 144-165.
- Deschouwer, Kris (2003). Political Parties in Mutli-Layered Systems. *European Urban and Regional Studies*, 10(3): 213-226.
- Detterbeck, Klaus and Wolfgang Renzsch (2003). Multi-level electoral competition: the German case. *European Urban and Regional Studies*, 10(3): 257-269.
- Detterbeck, Klaus (2006). *Zusammenlegung von Bundes- und Landtagswahlen? Die Terminierung von Wahlen und ihre Konsequenzen im europäischen Vergleich. Zukunft Regieren*. Beiträge für eine gestaltungsfähige Politik. Heft 1/2006. Gütersloh: Bertelsmann Stiftung.
http://www.bertelsmann-stiftung.de/bst/de/media/xcms_bst_dms_16911_16912_2.pdf, accessed 20.2.2012.
- Dinkel, Reiner H. (1977). Der Zusammenhang zwischen Bundes- und Landtagswahlergebnissen. *Politische Vierteljahresschrift*, 18(3): 348-360.
- Dinkel, Reiner H. (1980). Die Interdependenz von Wahlen und ihre wirtschaftspolitischen Konsequenzen. In: Erik Boettcher, Philipp Herder-Dorneich und Karl-Ernst Schenk (Eds.). *Neue Politische Ökonomie als Ordnungstheorie* (pp. 66-81). Tübingen: J.C.B. Mohr.
- Dinkel, Reiner H. (1989). Landtagswahlen unter dem Einfluß der Bundespolitik. Die Erfahrungen der letzten Legislaturperioden. In: Falter, Jürgen W. et al. (Eds.), *Wahlen und politische Einstellungen in der Bundesrepublik Deutschland* (pp. 253-262). Frankfurt a. M.: Peter Lang.
- Duncan, O.D. and B. Davis (1953). An Alternative to Ecological Correlation. *American Sociological Review*, (18): 665-666.
- Deming, W.E. (1943). *Statistical Adjustment of Data*. New York: John Wiley.
- Deville, J.C., Särndal and O. C. E. Sautory, (1993). Generalized Raking Procedures. Survey Sampling. *Journal of the American Statistical Association*, 88: 1013-1020.
- de Leeuw, Jan, and Ita Kreft (1998). *Introducing Multilevel Modeling*. London: Sage.
- Eagles, Munroe. Ed. (1995). *Spatial and Contextual Models in Political Research*. London: Taylor & Francis.
- Elff, Martin, Gschwend, Thomas and Ron Johnston (2008). Ignoramus, Ignorabimus? On Uncertainty in Ecological Inference. *Political Analysis*, 16(1): 70-92.
<http://methods.sowi.uni-mannheim.de/publications/>, accessed 22.8.2013.

- Fabritius, Georg (1978). *Wechselwirkungen zwischen Landtagswahlen und Bundespolitik*. Meisenheim am Glan: Hain Verlag.
- Fabritius, Georg (1979). Sind Landtagswahlen Bundesteilwahlen?. Beilage zur Wochenzeitung Das Parlament. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, 29: 23-38.
- Falter, Jürgen W. (1991). *Hitlers Wähler*. München: Beck.
- Ferree, Karen E. (2004). Iterative Approaches to R x C Ecological Inference Problems. Where They Can Go Wrong and One Quick Fix. *Political Analysis*, 12 (2): 143-159.
- Freedman, D.A., Klein, S.P., Ostland, M. and M. Roberts (1998). Review of "A Solutions to the Ecological Inference Problem by Gary King". *Journal of the American Statistical Association* (93): 1518-1522.
- Franklin, Mark N., van der Eijk, Cees and Erik V. Oppenhuis (1996). The Institutional Context: Turnout. In: van der Eijk, Cees, Mark N. Franklin et al. (Eds.), *Choosing Europe? The European Electorate and National Politics in the Face of Union*(pp. 306-331). Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Franzmann, Simon and André Kaiser (2006). Locating Political Parties in Policy Space. A Reanalysis of Manifesto Data. *Party Politics*, 12(2): 163-88.
- Franzmann, Simon (2009). *Der Wandel der Ideologien: Die Transformation des Links-Rechts-Gegensatzes in einen themenbasierten Parteienwettbewerb. Eine Analyse von Parteiensystemen auf der Basis von Wahlprogrammdateien*. Dissertation am Lehrstuhl für Vergleichende Politikwissenschaft, Universität zu Köln.
- Gay, Claudine (2001). The Effect of Black Congressional Representation on Political Participation. *American Political Science Review*, 95 (3):589-602.
- Gehlke, C. E. (1917). On the correlation between the vote for suffrage and the vote on the liquor question. A preliminary study. *Quarterly publications of the American Statistical Association*, 15 (117): 524-532.
- Gehlke, C.E. and Biehl, H. (1934). Certain effects of grouping upon the size of the correlation coefficient in census tract material. *Journal of the American Statistical Association, Supplement*, 29:169-170.
- Gelman, Andrew, David K. Park Stephen Ansolabehere Phillip N. Price, and Lorraine C. Minnite (2001). Models, Assumptions and Model Checking in Ecological Regressions. *Journal of the Royal Statistical Society*, 164 (1): 101-118.
- Gluchowski, Peter and Ulrich von Wilamowitz-Moellendorff (2001). Sozialstrukturelle Grundlagen des Parteienwettbewerbs in der Bundesrepublik Deutschland. In: Gabriel, Oscar W. et al. (Eds.), *Parteiendemokratie in Deutschland* (pp. 179-208). Bonn: Bundeszentrale für Politische Bildung.
- Goodman, L. (1953). Ecological Regressions and the Behavior of Individuals. *American Sociological Review*, 18: 663-664.

- Goodman, L. (1959). Some Alternatives to Ecological Correlation. *American Journal of Sociology*, 64: 610-624.
- Goldstein, Harvey (1986). Multilevel Mixed Linear-Model Analysis Using Iterative Generalized Least-Squares. *Biometrika*, 1986: 73(1):43-56.
- Goldstein, Harvey (2003). *Multilevel Statistical Models*, 3rd edition. London: Arnold.
- Gschwend, Thomas (2003). Iterative EI-Schätzungen und das interne Konsistenzproblem. *Wirtschaft und Statistik*, 2003(3): 262-267.
https://www.destatis.de/DE/Publikationen/WirtschaftStatistik/Monatsausgaben/WistaMaerz03.pdf?__blob=publicationFile, accessed 10.03.2010.
- Gschwend, Thomas (2006). Ökologische Inferenz. In: Joachim Behnke, Thomas Gschwend, Schindler, Delia and Kai-Uwe Schnapp (Eds.), *Methoden der Politikwissenschaft: Neuere qualitative und quantitative Analyseverfahren* (pp. 227-237). Baden-Baden: Nomos.
- Hannan, Michael T. (1991). *Aggregation and Disaggregation in the Social Sciences, revised edition*. Lexington, MA: Lexington Books.
- Herron, Michael C. et al. (2003a). Using EI in Second-Stage Regressions. *Political Analysis*, 11(1): 44-94.
- Herron, Michael C. and Kenneth W. Shotts (2003b). Cross-Contamination in EI-R: Reply. *Political Analysis*, 11(1): 77-85.
- Herron, Michael and Kenneth W. Shotts (2004). Logical Inconsistency in EI-Based Second-Stage Regressions. *American Journal of Political Science*, 48(1): 172-183.
- Imai, Kosuke and King, Gary (2004). Did Illegal Overseas Absentee Ballots Decide the 2000 U.S. Presidential Election?. *Perspectives on Politics*, 2: 537-549.
- Imai, Kosuke, King, Gary and Olivia Lau (2007). *Zelig: Everyone's Statistical Software*. <http://zeligproject.org/>, accessed 3.4.2011.
- Imai, Kosuke, Lu, Ying and Aaron Strauss (2008a). Bayesian and Likelihood Inference for 2x2 Ecological Tables: An Incomplete Data approach. *Political Analysis*, 16(1):41-69.
- Imai, Kosuke, King, Gary, and Olivia Lau. (2008b). Toward A Common Framework for Statistical Analysis and Development. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 17(4): 892-913.
- Jeffery, Charlie (1999). Party politics and territorial representation in the Federal Republic of Germany. *West European Politics*, 22(2): 130-166.
- Jeffery, Charlie and Hough, Dan (2003). Regional elections in multi-level systems. *European Urban and Regional Studies*, 10(3): 199-212.

- Johnston, Ronald J. and Charles J. Pattie (2000). Ecological Inference and Entropy-Maximizing: An Alternative Estimation Procedure for Split-Ticket Voting. *Political Analysis*, 8: 333-345.
- Jun, Uwe (1994). *Koalitionsbildungen in den deutschen Bundesländern. Theoretische Betrachtungen, Dokumentation und Analyse*. Opladen: Leske & Budrich.
- Jusko, Karen Long and W. Phillips Shively (2005). Applying a Two-Step Strategy To the Analysis of Cross-National Public Opinion Data. *Political Analysis*, 13(4): 327-344.
- Reif, Karlheinz (1984), Ten Second-Order National Elections. In: Reif, Karlheinz (Eds.), *European Elections 1979/81 and 1984*(pp. 18-23). Berlin: Quorum. 18-23.
- Kedar, Orit and W. Phillips Shively (2005). Introduction to the Special Issue. *Political Analysis*, 13(4): 297-300.
- King, G. (1997). *A Solution to the Ecological Inference Problem. Reconstructing Individual Behavior from Aggregate Data*. Princeton, New Jersey: Princeton University Press.
- King, G., Rosen, O., Tanner, M.A. (1999). Binomial-Beta Hierarchical Models for Ecological Inference. *Sociological Methods & Research*, 28 (1): 61-90.
- King, Gary, Rosen, Ori and Martin A Tanner (2004). *Ecological Inference: New Methodological Strategies*. New York: Cambridge University Press.
- Klima, A. (2011). *Analysen von Wahlergebnissen in Deutschland 1924-1933: Räumlichzeitliche Analyse und ökologische Inferenz*. Master's thesis, Ludwig-Maximilians-Universität München.
<https://epub.ub.uni-muenchen.de/12703/>, accessed 2.5.2012.
- Klos, Daniela (2003). Motivtransfer bei Nebenwahlen. Ein Vergleich wahlspezifischer und bundespolitischer Einflußfaktoren auf die Wahlentscheidung bei der hessischen Landtagswahl und der Europawahl in Deutschland. In Frank Brettschneider, Jan van Deth und Edeltraud Roller (Eds.), *Europäische Integration in der öffentlichen Meinung* (335-359). Opladen: Leske + Budrich
- Kousser, J. Morgan (1973). Ecological Regression and the Analysis of past Politics. *Journal of Interdisciplinary History*, 4 (2): 237-262.
- Kropp, Sabine and Sturm, Roland (1999). Politische Willensbildung im Föderalismus. Parteienwettbewerb, Regierungsbildungen und Bundesratsverhalten in den Ländern. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, B 13(1999): 37-46.
- Landesdatenbank NRW (2012): Allgemeine Landeswahlstatistik.
<https://www.landesdatenbank.nrw.de/ldbnrw/online/data;jsessionid=7538C556729CEC4DB6407BC0FB963CB4?operation=statistikAbruftabellen&levelindex=0&levelid=1464859109340&index=2>, accessed 7.9. 2012.

- Landesdatenbank NRW (2013): Allgemeine Bundestagswahlstatistik.
<https://www.landesdatenbank.nrw.de/ldb NRW/online/data;jsessionid=0D8D127E6264FFF1CA4F4184ADCDC07E?operation=previous&levelindex=2&step=1&title=Tabellen&levelid=1464858869706&levelid=1464858861491>, accessed 16.10.2013.
- Liu, Baodong (2001). The Positive Effect of Black Density on White Crossover Voting: Reconsidering the Social Interaction Theory. *Social Science Quarterly*, 82 (3): 602-615.
- Liu, Baodong (2007). EI Extended Model and the Fear of Ecological Fallacy. *Sociological Methods Research*, 36 (3): 3-25.
- Langbein, Laura Irwin, and Allan J. Lichtman (1978). *Ecological Inference*. Beverly Hills: Sage.
- Lancaster, Gillian A., Mick Green, and Steven Lane (2006). Reducing bias in ecological studies: an evaluation of different methodologies. *Journal of the Royal Statistical Society*, 169 (4): 681-700.
- Leemann, Lucas, and Leimgruber, Philipp (2009). *Ecological Inference and 113 Votes*. Prepared for the Annual Conference of the Swiss Political Science Association, St. Gallen.
http://www.assh.ch/dms/svpw/Kongress/Papiers/untitled3/StGall09_Leemann_Leimgruber.pdf, accessed 2.8.2013.
- Lehmbruch, Gerhard (1976). *Parteienwettbewerb im Bundesstaat*. Stuttgart: Kohlhammer.
- Manow, P. (2005). Germany: Cooperative Federalism and the Overgrazing of the Fiscal Commons. In H. Obinger, S. Leibfried, & F. G. Castles (Eds.), *Federalism and the Welfare State* (pp. 222-262). Cambridge et al.: Cambridge University Press.
- Marsh, Michael (1998). Testing the Second-Order Election Model after Four European Elections. *British Journal of Political Science*, 28: 591-607.
- McCue, K.F. (2001). The Statistical Foundation of the EI Method. *The American Statistician*, 55: 106-110.
- Metropolis, N., A. W. Rosenbluth, M. N. Rosenbluth, A. H. Teller and E. Teller (1953). *Equation of state calculations by fast computing machines*, *Journal of Chemical Physics*, 21: 1087-1092.
- Moser, Peter (2007a). *Die zürcherischen Ständeratswahlen 2007: eine Analyse des ersten Wahlgangs*. (statistik.flash 08/2007). Zürich: Statistisches Amt des Kantons Zürich.
http://www.statistik.zh.ch/content/dam/justiz_innern/statistik/Publikationen/statistik_info/si_2007_08_staenderatswahlen.pdf, accessed 2.2.2010.

- Moser, Peter und Regula Gysel (2007b). *Ständeratswahlen und Flughafenabstimmungen im Kanton Zürich - Eine Kurzanalyse der Resultate*. (statistik.flash 11/2007). Zürich: Statistisches Amt des Kantons Zürich.
http://www.statistik.zh.ch/dam/justiz_innern/statistik/Publikationen/statistik_info/si_2007_11%20analyse%20abstimmungen%202007_11-25.pdf.spooler.download.1326986334990.pdf/si_2007_11+analyse+abstimmungen+2007_11-25.pdf, accessed 28.01.2010.
- Moser, Peter (2008). *Die Zürcher Ständeratswahlen 2007 – eine Nachlese. Aggregats- und Befragungsdaten im Vergleich*. (statistik.info 2008/04). Zürich: Statistisches Amt des Kantons Zürich.
(http://www.statistik.zh.ch/dam/justiz_innern/statistik/Publikationen/statistik_info/si_2008_04_staenderatswahlen.pdf.spooler.download.1326986360850.pdf/si_2008_04_staenderatswahlen.pdf), accessed 2.2.2010.
- Moser, Peter (2011a). *Wie eine Regierungsratswahl funktioniert: Eine Analyse der Zürcher Regierungsratswahlen vom 3. 4. 2011*. statistik.info (2011/03). Zürich: Statistisches Amt des Kantons Zürich.
http://www.statistik.zh.ch/content/dam/justiz_innern/statistik/Publikationen/statistik_info/si_2011_03_waehlverhalten_regierungsratswahlen_2011.pdf, accessed 6.4.2010.
- Moser, Peter (2011b). *Partei oder Persönlichkeit? Eine Analyse des ersten Wahlgangs der Zürcher Ständeratswahlen 2011*. (statistik.info 2011/13). Zürich: Statistisches Amt des Kantons Zürich.
http://www.statistik.zh.ch/internet/justiz_innere/statistik/de/aktuell/mitteilungen/2011/analyse_staenderat_2011_1_wahlgang.html, accessed 8.5.2012.
- Moser, Peter (2011c). *Flexibles Wahlverhalten prägt Ständeratswahlen. Eine Analyse des zweiten Wahlgangs der Zürcher Ständeratswahlen 2011*. (statistik.info 2011/14). Zürich: Statistisches Amt des Kantons Zürich.
http://www.statistik.zh.ch/internet/justiz_innere/statistik/de/aktuell/mitteilungen/2011/analyse_staenderat_2011_2_wahlgang.html, accessed 10.5.2012.
- Neu, Viola (2004). *Alter gegen Geschlecht: Was bestimmt die Wahlentscheidung?*. Arbeitspapier (Nr. 123/2004) Sankt Augustin: Konrad-Adenauer-Stiftung.
http://www.kas.de/wf/doc/kas_4505-544-1-30.pdf?041110081623, accessed 8.6.2014.
- Norris, Pippa (1997). Second-Order Elections Revisited. *European Journal of Political Research*, 31:109-114.
- O'Loughlin., John (2000). an King's Ecological Inference Method Answer a Social Scientific Puzzle: Who voted for the Nazi party in Weimar Germany?. *Annals, Association of American Geographers*, 90: 592-601.
- Ogburn, William F. and Inez Goltra (1919). How Women Vote: A Study of an Election in Portland, Oregon. *Political Science Quarterly*, 34: 413-433.

- Oppenhuis, Erik V., Cees van der Eijk and Mark N. Franklin (1996). The Party Context: Outcomes. In: van der Eijk, Cees, Mark N. Franklin et al. (Eds.), *Choosing Europe? The European Electorate and National Politics in the Face of Union* (pp. 287-305). Ann Arbor: University of Michigan Press.
- Palmquist, B. (1999). *Ecological Inference in Practice*. April 15-17, 1999. Annual Meeting of the Midwest Political Sciences Association. Chicago, Ill.
- Pappi, Franz Urban (1973). Parteiensystem und Sozialstruktur in der Bundesrepublik. *Politische Vierteljahresschrift*, 14: 191-213.
- Pappi, Franz Urban (1977). Aggregatdatenanalyse. In Kolwijk, Jürgen van und Wicken-Mayser, Maria (Eds.), *Techniken der empirischen Sozialforschung* (Bd. 7, pp. 78-110). München: Oldenbourg Verlag.
- Persson, Torsten and Guido Tabellini (2003). *Economic policy in representative democracies*. Cambridge: MIT Press.
- Plischke, Thomas und Michael Bergmann (2010). *Entscheidet der Kopf, das Herz oder das Bauchgefühl? Die Präferenzbildung unentschlossener Wähler bei der Bundestagswahl 2009*. Prepared for Autorentagung PVS-Sonderheft 2011 "Wählen in Deutschland", Mannheim, 16. bis 17. September 2010.
- Raudenbush, Stephen W. and Anthony S. Byrk (2002). *Hierarchical Linear Models Applications and Data Analysis Methods Second Edition*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications
- Reif, Karlheinz and Hermann Schmitt (1980). Nine Second-order National Elections: A Conceptual Framework for the Analysis of European Election Results. *European Journal of Political Research*, 8(1):3-44.
- Reif, Karlheinz (1984). National Electoral Cycles and European Elections 1979 and 1984. *Electoral Studies*, 3: 244-255.
- Richmond, J. (1976). Aggregation and Identification. *International Economic Review*, 17: 47-56.
- Robinson, W.S. (1950). Ecological Correlation and the Behavior of Individuals. *American Sociological Review*, 15:351-357.
- Roth, Dieter (2008). *Empirische Wahlforschung. Ursprung, Theorien, Instrumente und Methoden*. Wiesbaden: VS Verlag für Sozialwissenschaften.
- Scharpf, Fritz W. (1994). *Optionen des Föderalismus in Deutschland und Europa*. Frankfurt a. M.: Campus.
- Schaffer, Lena-Maria and Gerald Schneider (2005). Die Prognosegüte von Wahlbörsen und Meinungsumfragen zur Bundestagswahl 2005. *Politische Vierteljahresschrift* 46(4): 674-681. <http://www.ub.uni-konstanz.de/kops/volltexte/2006/1961/>, accessed 2.5.2012.

- Schmitt, Hermann (1996). Wahlen. In: Beate Kohler-Koch/Dieter Nohlen (Eds.), *die Europäische Union*. München: C.H.Beck.
- Schmitt, Hermann (2005). The European Parliament Elections of June 2004: Still Second-Order?. *West European Politics*, 28(3): 650-679.
- Schubert, Thomas (2011). *Wahlkampf in Sachsen. Eine qualitative Längsschnittanalyse der Landtagswahlkämpfe 1990-2004*. Wiesbaden: VS Verlag.
- Schoen, Harald (2008). Mir san mir an der weiß-blauen Wahlurne? Eine Analyse des Einflusses der Bundespolitik auf das Wahlverhalten bei bayerischen Landtagswahlen 1966 bis 2003. In Kerstin Völk, Kai-Uwe Schnapp, Everhard Holtmann und Oscar W. Gabriel (Eds.), *Wähler und Landtagswahlen in der Bundesrepublik Deutschland. Studien zur Wahl- und Einstellungsforschung* (Bd. 10, pp. 63-92). Baden-Baden: Nomos.
- Schoen, Harald (2011). Merely a Referendum on Chancellor Merkel? Parties, Issues and Candidates in the 2009 German Federal Election. *German Politics*, 20: 92-106.
- Shively, W. Phillips (1982). The Electoral Impact of Party Loyalist and the "Floating vote": A New Measure and a New Perspective. *The Journal of Politics*, 44 (03):679-691.
- Shively, W. Phillips (1991). A General Extension of the Methods of Bounds, with Special Application to Studies of Electoral Transition. *Historical Methods*, 24: 81-94.
- Shively, W. Phillips (1992). From Differential Abstention to Conversion: A Change in Electoral Change 1864-1988. *American Political Science Review*, 36 (2):309-330.
- Steinbrecher, Markus, und Eva Wenzel (2008). Wählen für Berlin oder wählen für Schwerin? Der Einfluss der Bundespolitik auf Landtagswahlen in Mecklenburg-Vorpommern. In Kerstin Völk et al. (Eds.), *Wähler und Landtagswahlen in der Bundesrepublik Deutschland* (335-360). Baden-Baden: Nomos Verlagsgesellschaft.
- Stoker, Thomas M. (1993). Empirical Approaches to the Problem of Aggregation Over Individuals. *Journal of Economic Literature*, 31(December): 1827-1874.
- Sturm, Roland (1999). Party competition and the federal system: the Lehmbruch hypothesis revisited. In Jeffery, Charlie (Eds.), *Recasting German federalism. The legacies of unification* (pp. 197-216). London: Pinter.
- Sturm, Roland (2001). *Föderalismus in Deutschland*, Opladen: Leske & Budrich.
- Tanner, Martin A (1996). *Tools for Statistical Inference Methods for the Exploration of Posterior Distributions and Likelihood Functions*. New York: Springer.
- Tenscher, Jens (2005). Mit halber Kraft voraus! Parteienkampagnen im Europawahlkampf 2004. In: Jens Tenscher (Eds.), *Wahl-Kampf um Europa. Analysen aus Anlass der Wahlen zum Europäischen Parlament* (pp. 30 - 55). Wiesbaden: VS Verlag.

- Thomsen, Soren Risbjerg, Berglund, Sten and Ingemar Wölund (1991). Assessing the validity of the logit method for ecological inference. *European Journal of Political Research*, 19: 441-477.
- Tierney, L. (1994). Markov Chains for Exploring Posterior Distributions. *Annals of Statistics*, 22(4): 1701-1728.
- Tietze, Klaudia (2008). *Einwanderung und die deutschen Parteien. Akzeptanz und Abwehr von Migranten im Widerstreit in der Programmatik von SPD, FDP, den Grünen und CDU/CSU*. Reihe: Studien zu Migration und Minderheiten. Bd. 19. Berlin et al.: LIT Verlag.
- Tsagris, Michail T., Preston, Simon and Andrew T.A. Wood (2011). *A data-based power transformation for compositional data*. Published in: Proceedings of the 4th international workshop on Compositional Data Analysis (May 2011), Girona, Spain.
- Upton 1978, G. J. G. (1978). A Note on Voter Transition Probabilities. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*. 141:507-512.
- Veen, Hans-Joachim /Peter Gluchowski (1988). Sozialstrukturelle Nivellierung bei politischer Polarisierung – Wandlungen und Konstanten in den Wählerstrukturen der Parteien 1953- 1987. *Zeitschrift für Parlamentsfragen*, 2: 225-248.
- Wakefield, Jonathan C. (2004). Ecological Inference for 2x2 Tables. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 167(3): 385- 455.
- Wattenberg, Martin P. (1994). *The Decline of American Political Parties, 1952-1994*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Wilson, Jonathan L. and Kristin A. Duncan (2008). A Multinomial-Dirichlet Model for Analysis of Competing Hypotheses. *Risk Analysis*, 28(6):1699-709.
- Wittenberg, Jason Ferdinand Alimadhi, Badri Narayan Bhaskar, and Olivia Lau. (2007). ei.RxC: Hierarchical Multinomial-Dirichlet Ecological Inference Model for R x C Tables. In Kosuke Imai, Gary King, and Olivia Lau (Eds.), *Zelig: Everyone's Statistical Software*, <http://zeligproject.org/>, accessed 3.4.2011.
- Wüst, Andreas M. and Dieter Roth (2005). Parteien, Programme und Wahlverhalten. In: Jens Tenscher (Eds.), *Wahl-Kampf um Europa. Analysen aus Anlass der Wahlen zum Europäischen Parlament* (pp. 56-85). Wiesbaden: VS Verlag.
- Wüst, Andreas M. and Markus Tausendpfund (2009). 30 Jahre Europawahlen. *Aus Politik und Zeitgeschichte*, B23-24(2009): 3-9.

2. Software

- King, Gary. EzI: A(n Easy) Program for Ecological Inference, Version 2.7, 2003, URL <http://gking.harvard.edu/EzI>
- King, Gary. Zelig: Everyone's Statistical Software, Version 5.0-12, 2012, URL http://docs.zeligproject.org/en/latest/installation_quickstart.html#installing-r-and-zelig