

Entwicklung des Leasinggeschäfts in Deutschland

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

2025

vorgelegt

von

M.Sc. Hendrik Kußmaul

aus

Rodenbach

Referent: Univ.-Prof. Dr. Thomas Hartmann-Wendels

Korreferent: Univ.-Prof. Dr. Dieter Hess

Tag der Promotion: 12.08.2025

Inhaltsverzeichnis

| | |
|--|-------------|
| Tabellenverzeichnis | V |
| Abbildungsverzeichnis | VIII |
| 1 Einleitung..... | 1 |
| 2 Geschäftsaktivitäten und Performance deutscher Leasing-Gesellschaften¹ | 12 |
| 2.1 Einleitung | 12 |
| 2.2 Überblick über den aktuellen Stand der Forschung | 13 |
| 2.3 Datenbank..... | 16 |
| 2.3.1 Aufbau der Datenbank..... | 16 |
| 2.3.2 Repräsentativität der Datenbank..... | 19 |
| 2.4 Deskriptive Statistiken | 22 |
| 2.4.1 Wachstum der Leasing-Gesellschaften | 22 |
| 2.4.2 Leasing und Mietkauf..... | 25 |
| 2.4.3 Finanzstruktur..... | 26 |
| 2.4.4 Performance der deutschen Leasing-Gesellschaften | 30 |

¹Dieses Kapitel basiert auf Hartmann-Wendels/Kußmaul (2025).

| | | |
|----------|---|-----------|
| 2.5 | Einflussfaktoren auf die Performance von Leasing-Gesellschaften..... | 37 |
| 2.5.1 | Eigentümerhintergrund..... | 37 |
| 2.5.2 | Diversifizierung vs. Spezialisierung..... | 38 |
| 2.5.3 | Unternehmensgröße..... | 39 |
| 2.5.4 | Leasing und Mietkauf..... | 40 |
| 2.5.5 | Refinanzierungsstrategie..... | 40 |
| 2.5.6 | Marktzinssätze..... | 41 |
| 2.5.7 | Regressionsanalyse..... | 42 |
| 2.6 | Fazit..... | 45 |
| 3 | Der Leasing-Substanzwert als alternative Leistungskennzahl – Effekte und Einflussfaktoren²..... | 47 |
| 3.1 | Einleitung..... | 47 |
| 3.2 | Gründe für freiwillige Publizität und insbesondere alternative Leistungskennzahlen auch im Kontext des Substanzwerts..... | 49 |
| 3.2.1 | Rechtlicher Hintergrund und Verbreitung..... | 49 |
| 3.2.2 | Theorien und empirische Befunde..... | 51 |
| 3.2.2.1 | Agenturtheorie..... | 51 |
| 3.2.2.2 | Signalling-Theorie..... | 52 |
| 3.2.2.3 | Stakeholder-Theorie/Legitimations-Theorie/Theorie der politischen Ökonomie..... | 54 |
| 3.2.2.4 | Theorie der proprietären Kosten („proprietary costs“)..... | 56 |

²Dieses Kapitel basiert auf Kußmaul (2023).

| | | |
|----------|--|-----------|
| 3.2.3 | Der Substanzwert bei Leasing-Gesellschaften als alternative Leistungskennzahl | 57 |
| 3.3 | Nutzung und Auswirkungen des Substanzwerts | 60 |
| 3.3.1 | Datensatz | 60 |
| 3.3.2 | Zusammensetzung und Entwicklung der Leasingbranche | 62 |
| 3.3.3 | Geschäftsaktivitäten und Refinanzierung | 64 |
| 3.3.4 | Ermittlung, Veröffentlichung und Höhe des Substanzwerts | 64 |
| 3.3.5 | Auswirkungen des Substanzwerts auf Ertrags- und Vermögenskennzahlen | 67 |
| 3.4 | Einflussfaktoren auf die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe..... | 74 |
| 3.4.1 | Variablen und Hypothesen | 74 |
| 3.4.2 | Methodik..... | 76 |
| 3.4.3 | Ergebnisse und Diskussion..... | 78 |
| 3.4.4 | Robustheitstests | 80 |
| 3.5 | Fazit..... | 82 |
| 4 | Leasing vs. Debt: The Impact of IFRS 16 on Firm Financing Decisions and Managerial Incentives³ | 83 |
| 4.1 | Introduction | 83 |
| 4.2 | Institutional Background – ASC 842 and IFRS 16 | 96 |
| 4.3 | Research Design | 99 |
| 4.3.1 | Sample Selection | 99 |

³Dieses Kapitel basiert auf Hartmann-Wendels/Hendriock/Kußmaul (2025).

| | | |
|--|--|------------|
| 4.3.2 | Descriptive Statistics | 100 |
| 4.4 | Impact of IFRS 16 on Lease Intensity | 102 |
| 4.4.1 | Main Result..... | 103 |
| 4.4.2 | Economic Mechanism – Managerial Incentives and Cross-Sectional Heterogeneity in Terms of Pre-Existing Leasing Intensity | 110 |
| 4.5 | Substitution Effects – Leasing vs. Buying and Leasing vs. Debt Financing.. | 115 |
| 4.6 | Real Market Implications – Investment Efficiency..... | 118 |
| 4.7 | Conclusion..... | 121 |
| Anhang zu Kapitel 2..... | | 123 |
| Anhang zu Kapitel 3..... | | 130 |
| Literaturverzeichnis | | 133 |
| Lebenslauf | | 152 |
| Eidesstattliche Erklärung | | 153 |

Tabellenverzeichnis

| | | |
|------|---|----|
| 2.1 | Neugeschäftsvolumen Leasing und Mietkauf (Mrd. Euro)..... | 20 |
| 2.2 | Leasing-Gesellschaften unterteilt nach Eigentümerhintergrund | 21 |
| 2.3 | Anzahl der verleaste Assetklassen | 21 |
| 2.4 | Leasing-Objektarten | 22 |
| 2.5 | Summe des Neugeschäftsvolumens und durchschnittliche Bilanzsumme (Median der Bilanzsumme), unterteilt nach Eigentümerhintergrund (Mio. Euro)..... | 23 |
| 2.6 | Relative Bedeutung von Leasing und Mietkauf..... | 26 |
| 2.7 | Eigenkapitalquoten von Leasing-Gesellschaften und Banken..... | 28 |
| 2.8 | Kreditfinanzierung versus Forfaitierung | 29 |
| 2.9 | Gesamtkapital-Rentabilität von Leasing-Gesellschaften und Banken..... | 31 |
| 2.10 | Eigenkapital-Rentabilität von Leasing-Gesellschaften und Banken..... | 33 |
| 2.11 | Cost Income Ratio von Leasing-Gesellschaften und Banken | 35 |
| 2.12 | Verwaltungskosten in Prozent des Geschäftsvolumens und Zinsaufwand in Prozent der Verbindlichkeiten gegenüber Kreditinstituten..... | 37 |
| 2.13 | Ergebnisse des RE-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio..... | 44 |
| 3.1 | Neugeschäftsvolumen von Mobilien-Leasing und Mietkauf in Mrd. Euro sowie Abdeckung der FIL-Datenbank in Prozent | 62 |
| 3.2 | Mittelwert und Median der Bilanzsumme aller Gesellschaften in Mio. Euro | 63 |

| | | |
|------|---|-----|
| 3.3 | Verhältnis von Leasing und Mietkauf sowie von Bankkrediten und Forfaitierung jeweils gemessen an der Summe..... | 64 |
| 3.4 | Anteil der Gruppen mitsamt Untergruppen mit verschiedenen Angaben zum Substanzwert | 65 |
| 3.5 | Der Substanzwert und seine Bestandteile | 66 |
| 3.6 | Mittelwert (Median) der Gesamtkapitalrentabilität | 69 |
| 3.7 | Mittelwert (Median) der Eigenkapitalquote..... | 71 |
| 3.8 | Mittelwert (Median) der Zinsaufwandsquote..... | 73 |
| 3.9 | Ergebnisse der logistischen Random Effects-Regression mit abhängiger Variable Substanzwertangabe | 78 |
| 3.10 | Erklärung der verwendeten Datensätze..... | 80 |
| 3.11 | Ergebnisse der logistischen Regression mit abhängiger Variable Substanzwertangabe für Datensatz:Ermittler und Datensatz:NichtDauerhaft..... | 81 |
| 4.1 | Descriptive Statistics | 101 |
| 4.2 | Lease Intensity – Difference-In-Differences around IFRS 16..... | 105 |
| 4.3 | Lease Intensity – Time Pattern around IFRS 16 | 107 |
| 4.4 | Lease Intensity – Propensity Score Matching and Entropy Balancing | 109 |
| 4.5 | Lease Intensity – Managerial EBIT- and EBITDA-Incentives..... | 112 |
| 4.6 | Lease Intensity – Heterogeneity Based on Pre-Existing Lease Intensity..... | 114 |
| 4.7 | Capital Expenditures – Difference-In-Differences around IFRS 16..... | 116 |
| 4.8 | Credit Intensity – Difference-In-Differences around IFRS 16 | 117 |
| 4.9 | Investment Efficiency – Difference-In-Differences around IFRS 16..... | 120 |

| | |
|--|-----|
| A2.1 Ergebnisse des RE-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio (Modell 2.2)..... | 124 |
| A2.2 Ergebnisse des RE-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio (Modell 2.3)..... | 125 |
| A2.3 Ergebnisse des REWB-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio (Modell 2.1.1).. | 127 |
| A2.4 Ergebnisse des REWB-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio (Modell 2.2.1).. | 128 |
| A2.5 Ergebnisse des REWB-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio (Modell 2.3.1).. | 129 |
| | |
| A3.1 Ergebnisse der logistischen Random Effects-Regression mit abhängiger Variable Substanzwertangabe (Modell 3.2)..... | 131 |
| A3.2 Ergebnisse der logistischen Random Effects-Regression mit abhängiger Variable Substanzwertangabe (Modell 3.3)..... | 132 |

Abbildungsverzeichnis

| | | |
|-----|---|-----|
| 2.1 | Lorenzkurve des Leasing- und Mietkaufvolumens..... | 25 |
| 3.1 | Berechnung des Substanzwerts | 59 |
| 4.1 | Timeline ASC 842/IFRS 16..... | 99 |
| 4.2 | Annual Mean Lease Intensity – HGB versus IFRS | 103 |
| 4.3 | Lease Intensity – Time Pattern around IFRS 16..... | 108 |

Kapitel 1

Einleitung

Leasing hat sich im Laufe der Zeit zu einem wichtigen Instrument der Investitionsfinanzierung entwickelt. Dennoch wird es in der Forschung nur nebensächlich betrachtet und ist selten zentraler Gegenstand von Untersuchungen. Dementsprechend sind weder die Leasinggeberseite als Anbieter noch die Leasingnehmerseite als Nachfrager im Detail beleuchtet worden. Die Beiträge dieser Dissertation untersuchen die Entwicklung des Leasinggeschäfts in Deutschland und beschäftigen sich dabei mit folgenden Fragestellungen: Welche Geschäftsaktivitäten verfolgen deutsche Leasing-Gesellschaften und wie gut ist ihre Performance? Wie nutzen deutsche Leasing-Gesellschaften freiwillige Publizität, um ihre durch die Besonderheiten der Leasing-Bilanzierung beeinflussten Erträge darzustellen? Wie sehr hängt die Leasingnutzung von der Bilanzierung beim Leasingnehmer ab?

Der erste Beitrag „Hartmann-Wendels, Thomas/Kußmaul, Hendrik (2025): Geschäftsaktivitäten und Performance deutscher Leasing-Gesellschaften“ beleuchtet erstmals den deutschen Leasing-Markt umfassend anhand der Jahresabschlüsse der Leasing-Gesellschaften. Die bisherige Leasingforschung hat sich hauptsächlich mit Motiven für die Nutzung von Leasing beschäftigt und herausgefunden, dass steuerliche Motive (Graham/Lemmon/Schallheim 1998) und eine Erhöhung der Fremdfinanzierungskapazität (Ang/Peterson 1984; Eisfeldt/Rampini 2009) für die Entscheidung zu leasen, relevant sind. Dagegen scheint die Art der Bilanzierung (off-

balance-sheet) kein eindeutiges Motiv für die Leasingentscheidung zu sein (Caskey/Ozel 2019).

Der Leasing-Markt aus der Perspektive der Anbieter wird bislang lediglich von Leasing-Institutionen betrachtet. Leaseurope stellt für den europäischen Leasing-Markt auf Basis der Angaben der nationalen Leasingverbände jährlich Übersichten zum Neugeschäft und zum Bestand des Leasing-Volumens vor. Für eine kleine Stichprobe von ca. 20 großen europäischen Leasing-Gesellschaften veröffentlicht Leaseurope zudem jedes Jahr, wie sich ausgewählte Performance-Kennzahlen entwickelt haben. Jedoch wird die Situation in den einzelnen Ländern nicht gesondert betrachtet. Zudem müssen die deutschen Leasing-Gesellschaften ihre Geschäftszahlen – anders als Banken – nicht an die Deutsche Bundesbank melden, weswegen diese in ihren jährlichen Berichten keine Auswertungen zu deren Performance vornimmt. Lediglich der Bundesverband Deutscher Leasing-Gesellschaften (BDL) veröffentlicht jedes Jahr einen Überblick zu Neugeschäft, Anteil der verschiedenen Leasingarten, Anteil von Leasing an der Fremdfinanzierung, Leasingobjekten, Kunden und Vertriebskanälen. Jedoch wird die Performance der deutschen Leasing-Gesellschaften vom BDL nicht betrachtet und auch lassen sich aus den Übersichten keine Schlüsse zu deren Geschäftsaktivitäten, ihrer Refinanzierung und zu Unterschieden durch verschiedene Merkmale der einzelnen Gesellschaften ziehen.

Um diese Fragestellungen erstmals detailliert zu untersuchen, wurde am Forschungsinstitut für Leasing an der Universität zu Köln (FIL) eine auf Jahresabschlussdaten basierende Datenbank aller von der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) für das Finanzierungsleasing zugelassener Unternehmen erstellt. Insgesamt sind in der Datenbank 252 Mobilien-Leasing-Gesellschaften mit Jahresabschlüssen im Zeitraum 2009 bis 2022 erfasst. Der Beginn wurde aus Gründen der Vergleichbarkeit im Jahr 2009 gewählt, da sich in diesem Jahr die Rechnungslegungsvorschriften im HGB, welches von allen deutschen Leasing-Gesellschaften herangezogen wird, geändert haben. Die Datenbank ist gemessen am Neugeschäftsvolumen im Verhältnis zur Benchmark des BDL repräsentativ. Die meisten Leasing-Gesellschaften verleasen eine oder zwei Assetklassen, am häufigsten werden

Fahrzeuge als Leasingobjekt angeboten. Im Beobachtungszeitraum lässt sich sowohl anhand des Neugeschäfts als auch anhand der Bilanzsumme ein Wachstum der Leasingbranche erkennen. Die Geschäftsaktivitäten von Leasing-Gesellschaften lassen sich in Leasing und Mietkauf unterteilen. Leasing ist stets die überwiegende Geschäftsaktivität, jedoch hat sich der Anteil des Mietkaufs in der betrachteten Zeitperiode erhöht. Bezüglich der Finanzierung lässt sich beobachten, dass die Eigenkapitalquote zwar gestiegen ist, aber dennoch eine eher untergeordnete Bedeutung hat. Vielmehr refinanzieren sich Leasing-Gesellschaften über Kredite oder die Forfaitierung der Leasingforderungen. Das Verhältnis dieser Instrumente war zu Beginn des Beobachtungszeitraums nahezu ausgeglichen, jedoch zeigt sich eine deutliche Entwicklung zugunsten der Kreditfinanzierung.

Die Performance der deutschen Leasing-Gesellschaften wird – basierend auf den Erhebungen der Deutschen Bundesbank für Banken – anhand der Gesamtkapital-Rentabilität, der Eigenkapital-Rentabilität und der Cost Income Ratio gemessen und mit den deutschen Banken verglichen. Es ist zu beobachten, dass sich im Zeitverlauf alle Kennzahlen – wie bei den deutschen Banken – eher negativ entwickelt haben. Leasing-Gesellschaften weisen bei allen Kennzahlen nahezu durchgängig bessere Werte als Banken auf. Zudem lassen sich signifikante Unterschiede zwischen Leasing-Gesellschaften mit verschiedenem Eigentümerhintergrund (bankennah, herstellernah oder unabhängig) bei der Gesamtkapital-Rentabilität und der Cost Income Ratio feststellen. Als Einflussfaktoren auf die Performance werden der Eigentümerhintergrund, die Anzahl der verleasteten Assetklassen als Indiz der Spezialisierung oder Differenzierung, die Größe, der Anteil von Leasing bzw. Mietkauf, der Anteil von Bankkrediten bzw. Forfaitierung und als Kontrollvariable die Marktzinssätze untersucht. Die Ergebnisse zum Eigentümerhintergrund sind nicht eindeutig und nie signifikant. Eine Spezialisierung auf wenige Assetklassen scheint sich im Vergleich zur Differenzierung positiv auszuwirken. Eine zunehmende Unternehmensgröße sowie ein höheres Verhältnis von Leasing zu Mietkauf verschlechtern die Kennzahlen, bei der Gesamtkapital-Rentabilität jeweils signifikant. Ein höheres Verhältnis von Bankkrediten zu

Forfaitierung verschlechtert ebenfalls sämtliche Kennzahlen, jedoch liegt keine Signifikanz vor. Höhere Marktzinsen verbessern alle Kennzahlen signifikant.

Der zweite Beitrag „Kußmaul, Hendrik (2023): Der Leasing-Substanzwert als alternative Leistungskennzahl – Effekte und Einflussfaktoren“ beleuchtet erstmals den leasingspezifischen Substanzwert als Form der freiwilligen Publizität. Die weit verbreitete freiwillige Publizität ist sowohl theoretisch als auch empirisch eingehend untersucht worden. Dabei werden die Agency-Theorie, die Signalling-Theorie, die Stakeholder-Theorie/Legitimations-Theorie/Theorie der politischen Ökonomie als Gründe für und die Theorie der proprietären Kosten als Grund gegen freiwillige Publizität genannt (Cotter/Lokman/Najah 2011; Jana/McMeeking 2021; Shehata 2014). Empirisch wurde im Zusammenhang mit der Agency-Theorie eine steigende Unternehmensgröße als Motiv für freiwillige Publizität festgestellt (stellvertretend Meek/Roberts/Gray 1995; Watson/Shrives/Marston 2002). Im Kontext der Signalling-Theorie wurde herausgefunden, dass mehr freiwillige Publizität mit geringeren Kapitalkosten einhergeht (Francis/Nanda/Olsson 2008) und dass ein höherer Liquiditätsbedarf zu mehr freiwilliger Publizität führt (Francis/Khurana/Pereira 2005), während der Zusammenhang zwischen Performance und freiwilliger Publizität nicht eindeutig ist (Campbell/Gee/Wiebe 2021; Marques 2010; Skinner 1994). Im Rahmen der Stakeholder-Theorie, der Legitimations-Theorie und der Theorie der politischen Ökonomie wird empirisch dargelegt, dass Art der Stakeholder, Börsennotierung und Herkunftsland die Wahrscheinlichkeit für freiwillige Publizität beeinflussen (Eng/Mak 2003; Morris/Tronnes 2018). Passend zur Theorie der proprietären Kosten wird festgestellt, dass Unternehmen weniger freiwillige Publizität betreiben, wenn sie hohe Kosten dieser Art erwarten (Depoers/Jeanjean 2012), wobei die Ergebnisse nicht immer eindeutig sind (Heitzman/Wasley/Zimmerman 2010). Der leasingspezifische Substanzwert wird in der Literatur bislang lediglich in der Theorie als Instrument der Rechnungslegung beschrieben, jedoch werden seine tatsächliche Nutzung und die Einflussfaktoren auf die Wahrscheinlichkeit einer Veröffentlichung nicht untersucht.

Der vom BDL entwickelte Substanzwert als alternative Leistungskennzahl bei Leasing-Gesellschaften hat seinen Hintergrund in der vom Vorsichtsprinzip geprägten handelsrechtlichen Rechnungslegung. Er wird auch als erweitertes betriebswirtschaftliches Eigenkapital bezeichnet und enthält das bilanzielle Eigenkapital sowie die barwertigen zukünftigen Einzahlungsüberschüsse aus dem Leasing-Vertragsbestand. Damit wird der Totalerfolg eines Leasingvertrags als Barwert in der Periode, in der dieser Vertrag zum ersten Mal bilanziert wird, als Erfolg abgebildet. Addiert man die Änderung des Substanzwerts zwischen zwei Perioden zum Ergebnis der normalen Geschäftstätigkeit aus der GuV, erhält man das sog. Wirtschaftliche Ergebnis für Leasing-Gesellschaften. Die oben skizzierte FIL-Datenbank über Leasing-Gesellschaften wird als Datengrundlage genutzt. Teilweise unterscheiden sich die Zahlen zwischen den ersten beiden Beiträgen in den Kapiteln 2 und 3 leicht, was damit zu erklären ist, dass die FIL-Datenbank zwischen der Erstellung der beiden Beiträge weiter aktualisiert und erweitert wurde.¹ Der Substanzwert ist eine freiwillige Angabe in der Rechnungslegung. Die Leasing-Gesellschaften lassen sich in zwei bzw. drei Gruppen unterteilen: Ca. 40 % machen keine Angabe zum Substanzwert, ca. 60 % erwähnen den Substanzwert im Jahresabschluss, was bedeutet, dass sie ihn ermitteln. Von diesen 60 % veröffentlicht ca. die Hälfte (insgesamt also ca. 30 %) den Substanzwert als konkrete Zahl. Der Substanzwert als erweitertes betriebswirtschaftliches Eigenkapital ist im Mittel knapp dreimal so groß wie das bilanzielle Eigenkapital.

Die Gesellschaften, die den Substanzwert veröffentlichen (Substanzwert-Gesellschaften), weisen bei bilanzieller Berechnung deutlich schlechtere Kennzahlen (Gesamtkapital-Rentabilität und Eigenkapitalquote) auf als die Gesellschaften, die ihn nicht veröffentlichen (Nicht-Substanzwert-Gesellschaften). Nutzt man jedoch den

¹Insbesondere können seit dem Jahr 2022 Tochtergesellschaften nicht mehr von § 264 Abs. 3 HGB Gebrauch machen und müssen einen Einzelabschluss veröffentlichen, was die Datengrundlage der FIL-Datenbank deutlich erhöht hat. Dies ist in Kapitel 2 bereits berücksichtigt, in Kapitel 3 noch nicht. Zudem wurden im Laufe der Zeit mithilfe aktueller Listen der BaFin weitere Leasing-Gesellschaften gefunden, weswegen auch in den ersten Jahren der Datenbank zusätzliche Abschlüsse vorhanden und die Zahlen somit leicht unterschiedlich sind.

Substanzwert bzw. das Wirtschaftliche Ergebnis statt dem bilanziellen Eigenkapital bzw. dem Ergebnis der normalen Geschäftstätigkeit zur Berechnung, können die Substanzwert-Gesellschaften deutlich bessere Kennzahlen als bei bilanzieller Berechnung aufweisen. Diese modifizierten Kennzahlen bewegen sich ca. auf dem Niveau der bilanziellen Kennzahlen der Nicht-Substanzwert-Gesellschaften. Die Zinsaufwandsquote ist bei beiden Gruppen ca. gleich hoch. Als Einflussfaktoren auf die Wahrscheinlichkeit der Veröffentlichung des Substanzwerts werden der Eigentümerhintergrund, die Größe, das Verhältnis von Leasing zu Mietkauf, das Verhältnis von Kreditrefinanzierung zu Forfaitierung, die Höhe der bilanziellen Gesamtkapital-Rentabilität und die Höhe der bilanziellen Eigenkapitalquote getestet. Es zeigt sich insbesondere, dass eine niedrige bilanzielle Eigenkapitalquote die Wahrscheinlichkeit für eine Veröffentlichung des Substanzwerts signifikant erhöht, was mit der Verbesserung dieser Kennzahl bei Nutzung des Substanzwerts konsistent ist.

Der erste und der zweite Beitrag tragen in doppelter Hinsicht zur Literatur bei. Zum ersten Mal wird ein Datensatz der gesamten deutschen Leasing-Branche über mehr als ein Jahrzehnt hinweg betrachtet, womit die Branche detailliert analysiert wird. Die bislang auf Leasingnehmer fokussierte Literatur wird dadurch um bislang nicht vorhandene und eingehende Untersuchungen der Leasinggeberseite erweitert. Zudem wird die Literatur zur freiwilligen Publizität bzw. zu alternativen Leistungskennzahlen um eine Untersuchung zum bislang nicht betrachteten Substanzwert ergänzt. Die Ergebnisse tragen nicht nur zum theoretischen Erkenntnisgewinn bei, sondern können auch sowohl von den Leasing-Gesellschaften als auch von deren Stakeholdern in der Praxis unmittelbar genutzt werden, da keine vergleichbaren Analysen verfügbar sind.

Der dritte Beitrag „Hartmann-Wendels, Thomas/Hendriock, Mario/Kußmaul, Hendrik (2025): Leasing vs. Debt: The Impact of IFRS 16 on Firm Financing Decisions and Managerial Incentives“ betrachtet die Leasingnehmerseite und untersucht die Auswirkungen des neuen Leasing-Bilanzierungsstandards IFRS 16 auf deren Verhalten. Durch IFRS 16 werden erstmals nahezu alle Leasingverträge beim Leasingnehmer bilanzwirksam erfasst. Die Literatur hat sich mit potenziellen Auswirkungen einer

solchen Kapitalisierung ausführlich befasst und stellt fest, dass eine Erhöhung von Vermögensgegenständen und Schulden sowie eine Verschlechterung von Profitabilitäts- und Finanzierungskennzahlen zu erwarten ist (Fülbier/Fehr 2013; Barone/Birt/Moya 2014). Dagegen sind die Erwartungen bezüglich potenzieller Reaktionen von Bilanzadressaten und Bilanzierenden nicht eindeutig (stellvertretend Abdel-Khalik 1981; Bausch/Fülbier 2015; Europe Economics 2017). Insbesondere wurde in diesem Kontext die Frage, wie die Attraktivität von Leasing und Krediten als Finanzierungsinstrumente von der Bilanzierung beeinflusst wird, nicht beleuchtet. Die Auswirkungen von IFRS 16 wurden – anders als die des korrespondierenden US-amerikanischen Standards ASC 842 – bislang nicht mit tatsächlichen und umfassenden Jahresabschlussdaten, die einen Vergleich vor und nach der Umstellung ermöglichen, untersucht.

Um diese Fragestellungen erstmals umfassend zu untersuchen, wurde am FIL eine auf Jahresabschlussdaten basierende und insbesondere die bilanziellen und außerbilanziellen Leasing-Verpflichtungen beinhaltende Datenbank von allen nach IFRS bilanzierenden deutschen Unternehmen erfasst (IFRS-Datenbank). Als Kontrollgruppe wurde zusätzlich eine Datenbank mit nach HGB bilanzierenden Unternehmen aufgebaut, welche bei den Kriterien Größe und Branche der Zusammensetzung der IFRS-Datenbank möglichst nahekommt (HGB-Datenbank) und keine Änderung der Bilanzierung erfahren hat. Es wurden die Abschlüsse der Jahre 2013 bis 2022 der jeweils ca. 400 Unternehmen erfasst, um einen möglichst umfangreichen Zeitrahmen vor und nach der Umstellung auf IFRS 16 zu gewährleisten. Durch die Behandlungs- (IFRS) und Kontroll- (HGB) Gruppen ist es möglich, Difference-in-Differences-Regressionen (DiD-Regressionen) durchzuführen.

Zunächst wird die Nutzung von Leasing, definiert als Leasingverpflichtungen (bilanziell und außerbilanziell) im Verhältnis zu Sachanlagen, betrachtet. Dabei werden die Sachanlagen um die außerbilanziellen Leasing-Verpflichtungen ergänzt, um eine Vergleichbarkeit vor und nach der Einführung von IFRS 16 herzustellen. Die DiD-Regression ergibt, dass die von der Neuerung betroffenen IFRS-Unternehmen ihre Leasingnutzung infolge der Umstellung auf IFRS 16 im Vergleich zur Kontrollgruppe

HGB-Unternehmen signifikant erhöht haben. Robustheitstests bestätigen dieses Ergebnis.

Auf Basis dieser Ergebnisse wird untersucht, warum die Leasingnutzung zugenommen hat. Es zeigt sich, dass Vergütungssysteme eine zentrale Rolle bei der Erklärung spielen. Durch die Kapitalisierung der Leasingverträge ist ein Anstieg von EBIT und in noch größerem Maße EBITDA zu erwarten, da die bislang als operative Aufwendungen verbuchten Leasingraten nun in einen Zins- und Tilgungsanteil unterteilt und da die Nutzungsrechte bilanziert und abgeschrieben werden. Vor diesem Hintergrund könnten Manager, die EBIT oder insbesondere EBITDA als Teil ihres variablen Vergütungssystems haben, die Leasingnutzung steigern, um die Kennzahlen und somit ihr variables Gehalt zu erhöhen. Eine DiD-Regression bestätigt diese Vermutung und zeigt einen signifikanten Anstieg der Leasingnutzung bei Unternehmen, bei denen EBIT und/oder EBITDA Teil des variablen Vergütungssystems sind.

Ebenfalls wird beleuchtet, ob dieser Effekt bei Unternehmen, die bereits vor der Umstellung auf IFRS 16 in hohem Maße Leasing genutzt haben, noch stärker ausgeprägt ist als bei den Unternehmen, die Leasing bislang weniger genutzt haben. Dabei zeigt sich, dass Unternehmen, die bereits vor der Umstellung eine hohe Leasingnutzung hatten, ihre Leasingnutzung stärker erhöht haben als Unternehmen, die zuvor wenig Leasing genutzt haben, wenn EBIT oder EBITDA Teil des variablen Vergütungssystems sind. Eine Erklärung ist, dass die positiven Vergütungsanreize für diese Unternehmen früher deutlich wurden und die entsprechende stärkere Reaktion nach sich zogen.

Nachdem der Anstieg der Leasingnutzung und mögliche Gründe erörtert wurden, wird im nächsten Schritt untersucht, ob der neue Bilanzierungsstandard Einfluss auf die Wahl zwischen Leasing und (kreditfinanziertem) Kauf von Investitionsgütern hat. Dafür werden die Investitionsausgaben der IFRS- und HGB-Unternehmen mithilfe einer DiD-Regression verglichen. Es zeigt sich, dass die Investitionsausgaben der IFRS-Unternehmen signifikant im Vergleich zur Kontrollgruppe gesunken sind. Dies legt nahe,

dass bisherige Käufe infolge der Umstellung auf IFRS 16 durch Leasing substituiert wurden.

Darauf aufbauend wird der Effekt der Umstellung auf IFRS 16 auf die Wahl zwischen Leasing und Krediten als Fremdfinanzierungsinstrumenten untersucht. In diesem Zusammenhang wird somit auch die Frage, ob Leasing und Kredit Substitute oder Komplemente sind, betrachtet. Die Ergebnisse deuten eindeutig darauf hin, dass Kredite durch Leasing ersetzt wurden, da die Kreditnutzung bei den IFRS-Unternehmen infolge der Umstellung gesunken ist. Durch die bilanziell nun sehr ähnliche Behandlung von Leasing und Krediten werden beide Finanzierungsinstrumente als austauschbar angesehen, wovon Leasing profitiert. Die Ergebnisse legen insgesamt nahe, dass die Attraktivität von Leasing durch die neue Bilanzierung gestiegen ist.

Im letzten Schritt wird untersucht, ob die beobachteten Effekte mit einem Zuwachs oder einem Rückgang der Investitionseffizienz einhergehen. Die erhöhte Leasingnutzung durch Vergütungsanreize könnte auf Opportunismus der Manager hindeuten, die Leasing nicht wegen der besseren Eignung als Finanzierungsinstrument, sondern wegen der positiven Vergütungseffekte wählen könnten. Allerdings könnte die bilanzielle Gleichbehandlung von Leasing und Krediten eine verbesserte Effizienz zur Folge haben, da bilanzpolitische Überlegungen weniger relevant sind. Die Ergebnisse zeigen eine erhöhte Investitionseffizienz infolge der Umstellung auf IFRS 16 und legen somit nahe, dass Kapital nun besser allokiert wird als zuvor.

Der dritte Beitrag reiht sich in mehrfacher Hinsicht in die bisherige Literatur ein. Zunächst wird die Diskussion um Leasing und Kredit als Substitute oder Komplemente ergänzt, insbesondere in Hinsicht auf die Frage, inwiefern die Bilanzierung der Finanzierungsinstrumente diese Entscheidung beeinflusst. Weiterhin ergänzt der Beitrag die Literatur bezüglich des Verhaltens von Unternehmen als Reaktion auf die Änderung von Bilanzierungsvorschriften. Auch die Literatur, welche sich mit Vergütungsanreizen und dem Verhalten von Managern in diesem Zusammenhang befasst, wird durch den Beitrag erweitert. Es wird gezeigt, dass Manager Leasing nutzen, um ihre auf bestimmte

Kennzahlen gestützte variable Vergütung zu erhöhen. Der Beitrag ist zudem in der Literatur zu Bilanzierungsänderungen und deren „realen“ ökonomischen Effekten einzuordnen, da er zeigt, dass die bilanzielle Gleichbehandlung von Leasing und Krediten zu einer verbesserten Investitionseffizienz führt.

Diese Dissertation enthält einen als Alleinautor verfassten Beitrag, einen mit meinem Koautor Professor Dr. Thomas Hartmann-Wendels und einen mit meinen Koautoren Professor Dr. Thomas Hartmann-Wendels und Dr. Mario Hendriock verfassten Beitrag. Die Idee sowie der strukturelle Aufbau der Datenbank zum Beitrag „Hartmann-Wendels, Thomas/Kußmaul, Hendrik (2025): Geschäftsaktivitäten und Performance deutscher Leasing-Gesellschaften“ stammen von Herrn Professor Dr. Hartmann-Wendels. Von meiner Seite wurde ca. die Hälfte der Datenbank erfasst. Zudem wurden von mir der Datensatz für die Berechnung präpariert sowie die Statistiken berechnet und aufbereitet. Die Auswertung der Ergebnisse und die konzeptionelle Ausarbeitung des Beitrags wurden gemeinsam vorgenommen; auch wurden gemeinsam Anmerkungen des Gutachters eingearbeitet. Für den von mir konzipierten Beitrag „Kußmaul, Hendrik (2023): Der Leasing-Substanzwert als alternative Leistungskennzahl – Effekte und Einflussfaktoren“ habe ich den oben genannten Datensatz um zahlreiche Angaben ergänzt und die Statistiken berechnet, ausgewertet und gemeinsam mit dem Literature Review zu Text gebracht sowie Anmerkungen des Gutachters eingearbeitet. Die Idee für den Beitrag „Hartmann-Wendels, Thomas/Hendriock, Mario/Kußmaul, Hendrik (2025): Leasing vs. Debt: The Impact of IFRS 16 on Firm Financing Decisions and Managerial Incentives“ stammt von Herrn Professor Dr. Hartmann-Wendels. Ich habe auf Basis der von Professor Dr. Hartmann-Wendels erstellten IFRS-Datenbank die HGB-Datenbank als Kontrollgruppe konzipiert und komplett erstellt. Dafür habe ich geeignete Unternehmen systematisch gesucht, deren Abschlüsse erfasst und die Vergleichbarkeit der beiden Datenbanken sichergestellt. Auch wurden von mir zusätzliche Erhebungen bei der IFRS-Datenbank vorgenommen. Die Datensätze für die Berechnung wurden von mir vollumfänglich aufbereitet. Die relevanten Statistiken wurden von Herrn Dr. Hendriock berechnet. Die Auswertungen der Ergebnisse und die konzeptionelle Ausarbeitung des

Beitrags wurden gemeinsam vorgenommen. Eine erste Version des Textes wurde von mir entworfen. Nach zahlreichen Diskussionen wurde der finale Text von Herrn Dr. Hendriock gestaltet und dann gemeinsam angepasst.

Die drei Beiträge dieser Dissertation sind durch die komplett neuen und bislang in dieser Form nicht vorhandenen Datensätze einzigartig und schließen damit Forschungslücken im Bereich Leasing. Der Leasing-Markt wird erstmals detailliert aus Sicht der Anbieter – auch im Kontext der freiwilligen Publizität – beschrieben und analysiert. Zudem wird die Bedeutung der Bilanzierung für Leasing erstmals auf Basis des neu eingeführten IFRS 16 umfangreich untersucht. Hier werden Daten der Leasingnehmerseite analysiert, jedoch können durch die Ergebnisse umfangreiche Schlüsse sowohl für Leasingnehmer als auch für Leasinggeber gezogen werden.

Kapitel 2

Geschäftsaktivitäten und Performance deutscher Leasing-Gesellschaften¹

2.1 Einleitung

Seit Gründung der ersten Leasing-Gesellschaften in Deutschland im Jahr 1962 hat Leasing als Finanzierungsinstrument immer mehr an Bedeutung gewonnen. Im Zeitraum von 2009 bis 2023 stieg – gemäß den Angaben des BDL – das Neugeschäftsvolumen der dem Verband angeschlossenen Unternehmen im Mobilien-Leasing und Mietkauf von 44,6 Milliarden Euro auf 82,7 Milliarden Euro an.² Dieser Anstieg um 85 % übertrifft deutlich den Anstieg der gesamtwirtschaftlichen Ausrüstungsinvestitionen von 72 %.

Trotz dieser Bedeutung von Leasing ist wenig über die Geschäftstätigkeit und die Performance von Leasing-Gesellschaften bekannt. Im Gegensatz zu Banken melden Leasing-Gesellschaften keine Daten über ihre Geschäftstätigkeit an die Deutsche Bundesbank, so dass im jährlichen Bericht der Deutschen Bundesbank über die Entwicklung der deutschen Kreditinstitute Leasing-Gesellschaften nicht berücksichtigt werden. Der BDL stellt zwar umfassende Informationen über das Leasing-Volumen, die durch Leasing finanzierten Objektarten, die Branchen der Leasing-Nehmer, die

¹Dieses Kapitel basiert auf Hartmann-Wendels/Kußmaul (2025). Für hilfreiche Anmerkungen danken wir einem anonymen Gutachter der BFuP.

²Vgl. BDL (2024a).

Vertragsarten und die Vertriebswege zur Verfügung, veröffentlicht aber keine Daten über die Geschäftstätigkeit und die Performance seiner Mitgliedsunternehmen. Um diese Lücke zu schließen, hat das Forschungsinstitut für Leasing eine Datenbank (FIL-Datenbank) aufgebaut, in der Informationen aus den Jahresabschlüssen von mehr als 200 deutschen Leasing-Gesellschaften enthalten sind. Dies ermöglicht es erstmals, ein repräsentatives Bild der Geschäftsaktivitäten und der Performance von Leasinggebern zu zeichnen. Beleuchtet werden die angebotenen Vertragsarten, die Finanzierungsstrategie und die wichtigsten Leistungsindikatoren wie Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio, und zwar sowohl für die Gesamtheit der Leasing-Gesellschaften als auch differenziert nach dem Eigentümerhintergrund. Darüber hinaus wird untersucht, welche Faktoren die Performance von Leasing-Gesellschaften beeinflussen. Im Untersuchungszeitraum zugenommen hat die Refinanzierung des Vermietvermögens über Kredite gegenüber der Forfaitierung sowie Mietkauf gegenüber Leasing. Leasing-Gesellschaften arbeiten – gemessen an der Gesamtkapital- und Eigenkapital-Rentabilität sowie an der Cost Income Ratio – effizienter als Banken.

Kapitel 2.2 beinhaltet einen Überblick über die bisherige Literatur. In Kapitel 2.3 werden Art und Umfang der in der FIL-Datenbank enthaltenen Informationen näher beschrieben. Kapitel 2.4 enthält deskriptive Statistiken über die Geschäftsaktivitäten, die Refinanzierung und die Performance der Leasing-Gesellschaften. In Kapitel 2.5 werden Hypothesen über mögliche Einflussfaktoren auf die Performance deutscher Leasing-Gesellschaften aufgestellt und die Ergebnisse einer Regressionsanalyse diskutiert. Kapitel 2.6 beinhaltet eine Zusammenfassung und Schlussfolgerung.

2.2 Überblick über den aktuellen Stand der Forschung

Die Leasingforschung hat sich bislang fast ausschließlich mit den Motiven für die Nutzung von Leasing beschäftigt. Graham/Lemmon/Schallheim (1998) zeigen, dass durch Leasing die gemeinsame Steuerlast von Leasinggeber und -nehmer reduziert werden kann, wenn für beide unterschiedliche Steuersätze gelten. Eine Erhöhung der Fremdfinanzierungskapazität durch die Nutzung von Leasing konnte in den Studien von

Ang/Peterson (1984) und Eisfeldt/Rampini (2009) nachgewiesen werden. Ein weiterer Vorteil des Leasings wird darin gesehen, dass die Bilanzierung von Leasingverpflichtungen vermieden werden kann. Caskey/Ozel (2019) können allerdings keine Indizien dafür finden, dass der off-balance-sheet-Charakter von Leasing niedrigere Fremdfinanzierungskosten ermöglicht. Auch ließ sich nicht belegen, dass Leasing genutzt wird, um die Einhaltung von Kreditvertragsklauseln, die an Bilanzgrößen anknüpfen, nicht zu gefährden. Ma/Thomas (2023) dagegen zeigen, dass nach Einführung der Bilanzierungspflicht für Operating Leases in den USA die Nutzung von Leasing zurückgegangen ist.

Für die Leasinggeberseite erhebt Leaseurope jährlich Statistiken, die zum einen die Größe des Leasingmarktes und zum anderen die Performance ausgewählter Leasing-Gesellschaften betrachten. In den Annual Surveys veröffentlicht Leaseurope Angaben zum Neugeschäft und zum Bestand, die von den einzelnen nationalen Leasingverbänden gemeldet werden. Der deutsche Leasingmarkt ist seit 2013 gemessen am Neugeschäftsvolumen nach dem Vereinigten Königreich der zweitgrößte in Europa.³ Auch das Mietkaufvolumen ist das zweitgrößte in Europa, wobei hier nicht alle Verbände Angaben machen. Die Performance des Leasing-Marktes untersucht Leaseurope seit 2011 anhand einer Stichprobe von 23 großen europäischen Leasing-Gesellschaften vierteljährlich.⁴ Die Gesamtkapital-Rentabilität der von Leaseurope erfassten Leasing-Gesellschaften lag im Zeitraum 2011 bis 2023 in einer Spanne zwischen 0,6 % und 2,5 %. Dieser Wert liegt über der Gesamtkapital-Rentabilität, die die European Banking Authority (EBA) für 163, zumeist große, europäische Banken im Bereich zwischen 0,03 % und 0,72 % ermittelt hat.⁵ Auch hinsichtlich der Cost Income Ratio schnitten die Leasing-Gesellschaften besser ab als Banken. Während Leasing-Gesellschaften durchschnittlich weniger als 50 Cent aufwenden mussten, um einen Euro zu verdienen, lag die Cost-Income-Ratio bei den Banken im Beobachtungszeitraum deutlich über 50 %.

³Vgl. Leaseurope (2024a).

⁴Vgl. Leaseurope (2024b).

⁵Vgl. EBA (2024).

Die Erhebungen der EBA zeigen, dass es hinsichtlich der Performance-Kennzahlen erhebliche Unterschiede zwischen den einzelnen Ländern gibt. Da in der Leaseurope-Erhebung nur wenige deutsche Leasing-Gesellschaften enthalten sind, ist unklar, ob auch deutsche Leasing-Gesellschaften bessere Performance-Werte erreichen als deutsche Banken.

Der BDL stellt eine laufende Übersicht zur Entwicklung des deutschen Leasingmarktes zur Verfügung. Daraus wird neben dem anfangs erwähnten Anstieg des Neugeschäftsvolumens auch die gestiegene Bedeutung des Mietkaufs ersichtlich: Machte dieser im Jahr 2009 noch ca. 8 % des gesamten Neugeschäftsvolumens aus, waren es im Jahr 2023 ca. 13 %. Innerhalb des Leasing-Neugeschäfts entfallen fast 99 % auf Mobilien-Leasing, nur 1 % auf Immobilien-Leasing. Über den Zeitraum 2009 bis 2023 werden konstant fast 25 % der Investitionen in mobile Wirtschaftsgüter durch Leasing finanziert, wobei Leasing den Kredit als externe Finanzierungsquelle für Ausrüstungsinvestitionen überholt hat. Die Übersichten des BDL geben auch Aufschluss über Leasingobjekte, Kunden und Vertriebskanäle. Die mit Abstand am häufigsten über Leasing finanzierte Objektart sind PKW und Nutzfahrzeuge (74 %), gefolgt von Maschinen und Anlagen sowie Büro- und EDV-Technik. Die größte Kundengruppe ist der Dienstleistungssektor (38 %), gefolgt vom verarbeitenden Gewerbe und den privaten Haushalten. Als Vertriebsweg ist die Zusammenarbeit mit Herstellern/Händlern (54 %) am bedeutendsten, gefolgt von Direktvertrieb, Bankschalter und Vermittlern.⁶

Der BDL macht jedoch keine Angaben über die Geschäftstätigkeiten der einzelnen Mitglieder, zu deren Refinanzierung und zu ihrer Profitabilität. Auch ist anzumerken, dass die Untersuchungen von Leaseurope und von der EBA nicht den gesamten Markt betrachten, sondern sich jeweils auf eine relativ kleine Stichprobe von zumeist großen Leasing-Gesellschaften bzw. Banken konzentrieren. Dieser Beitrag schließt diese Lücken in dreierlei Hinsicht: Es werden zum ersten Mal gesamthaft die Geschäftstätigkeiten, die Refinanzierung und die Profitabilität des deutschen Leasing-Marktes betrachtet. Zudem

⁶Vgl. BDL (2024a).

ist es durch das Erfassen der einzelnen Jahresabschlüsse auch möglich, Unterschiede zwischen den einzelnen Gesellschaften bzw. nach deren Eigentümerhintergrund zu untersuchen. Schließlich findet zum ersten Mal ein umfassender Vergleich der Performance von deutschen Leasing-Gesellschaften und Banken statt.

2.3 Datenbank

2.3.1 Aufbau der Datenbank

Die hier verwendete Datenbank enthält Jahresabschlussdaten zu allen von der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) für das Finanzierungsleasing zugelassenen Unternehmen, soweit deren Geschäftsberichte auf der elektronischen Plattform des Bundesanzeigers verfügbar sind. Von den im Jahr 2022 insgesamt zugelassenen 355 Leasing-Gesellschaften verbleiben nach Abzug von Immobilienleasinggebern und Leasing-Gesellschaften, die ausschließlich konzerninterne Geschäfte abwickeln, 266 Mobilien-Leasing-Gesellschaften. Aus dieser Grundgesamtheit sind in der Datenbank insgesamt 252 Mobilien-Leasing-Gesellschaften erfasst. Einige wenige Unternehmen konnten im Bundesanzeiger nicht gefunden werden bzw. wurden nicht in die Datenbank aufgenommen, solange sie als Tochtergesellschaften von § 264 Abs. 3 HGB Gebrauch machen konnten und keinen eigenen Abschluss veröffentlichen mussten. Andere Unternehmen wurden ausgeschlossen, weil sie kein aktives Leasinggeschäft betrieben haben. Die Datenbank wird auf Mobilien-Leasing-Gesellschaften beschränkt, da Immobilien-Leasing sich vom Mobilien-Leasing unterscheidet und von untergeordneter Bedeutung ist. Die Zahl der in der Datenbank erfassten Leasing-Gesellschaften schwankt zwischen 193 im Jahr 2022 und 230 im Jahr 2017 und liegt damit deutlich über den Mitgliedszahlen des BDL, die sich zwischen knapp 200 im Jahr 2009 und 140 im Jahr 2024 bewegen.

Die Datenbank umfasst die Jahre von 2009 bis 2022. Das Jahr 2009 wurde als Ausgangspunkt gewählt, weil sich in diesem Jahr die Bilanzierungsregeln für Leasing-Gesellschaften geändert haben. Ende Dezember 2008 wurden Unternehmen, die

Finanzierungsleasingverträge anbieten, als Finanzdienstleistungsinstitute eingestuft (§ 1 Abs. 1a Satz 2 Nr. 10 KWG). Seitdem unterliegen Leasing-Gesellschaften einer eingeschränkten Bankenregulierung. Leasing-Gesellschaften sind von den quantitativen Kapitalanforderungen und Liquiditätsvorschriften der Säule 1 ausgenommen, müssen aber die Anforderungen der Säule 2 erfüllen, insbesondere auch die Mindestanforderungen an das Risikomanagement (MaRisk). Darüber hinaus müssen Leasing-Gesellschaften die speziellen Rechnungslegungsvorschriften für Banken nach den §§ 340-340o HGB sowie die Vorschriften der Rechnungslegungskreditverordnung (RechKredV) anwenden. In der Regel modifizieren Leasing-Gesellschaften die in der RechKredV für Banken konzipierten Formblätter für den Jahresabschluss, um den Besonderheiten des Leasinggeschäfts Rechnung zu tragen. Da das Leasingobjekt in der Regel beim Leasinggeber bilanziert wird, dominiert auf der Aktivseite die Position Leasingvermögen, in der Gewinn- und Verlustrechnung stellen Leasingerträge und -aufwendungen die wichtigsten Posten dar. Als Finanzdienstleistungsinstitute unterliegen alle Leasing-Gesellschaften unabhängig von ihrer Größe und Rechtsform den Rechnungslegungsvorschriften, die für große Kapitalgesellschaften gelten. Bis auf eine Ausnahme bilanzieren alle deutschen Leasing-Gesellschaften ausschließlich nach HGB. Nur Grenke Leasing, die einzige börsennotierte deutsche Leasing-Gesellschaft, erstellt zusätzlich einen Finanzbericht nach IFRS.

Leasing-Gesellschaften bieten in der Regel zwei Vertragsarten an, und zwar verschiedene Varianten von Leasingverträgen und Mietkauf. Bei einem Mietkaufvertrag geht das Eigentum an dem Objekt am Ende der Mietzeit auf den Mietkäufer über. Bei einem Leasingvertrag hingegen kann es zwar zu einem Eigentumsübergang kommen, dieser ist jedoch nicht definitiv, und die Bedingungen, unter denen der Leasingnehmer den Vermögenswert erwerben kann, werden bei Vertragsbeginn nicht endgültig festgelegt. Leasing- und Mietkaufverträge werden in der Bilanz auf unterschiedliche Weise erfasst: Ein Mietkauf wird wie ein Ratenkauf behandelt, d. h. der Leasingnehmer setzt den Vermögenswert in der Bilanz an, und der Leasinggeber weist in seiner Bilanz eine Forderung gegenüber dem Kunden in Höhe des Barwerts der künftigen Mietzahlungen

aus. Bei einem Leasingvertrag ist es normalerweise der Leasinggeber, der den Leasinggegenstand bilanziert. Nur in seltenen Fällen, wie z. B. bei Spezialleasingverträgen oder sog. nicht erlasskonformen Finanzierungsleasingverträgen, wird der Leasinggegenstand vom Leasingnehmer bilanziert. Die Höhe der Bilanzposten Forderungen an Kunden und Leasingvermögen spiegelt somit die Bedeutung der beiden Vertragsarten Mietkauf und Leasing wider. Die Summe der beiden Bilanzposten (im Folgenden als Vermietvermögen bezeichnet) macht im Durchschnitt mehr als 80 % der Bilanzsumme einer Leasing-Gesellschaft aus.

Die Passivseite gibt Aufschluss über die Kapitalstruktur und die Finanzierungsstrategie einer Leasing-Gesellschaft. Die Hauptrefinanzierungsquellen von Leasing-Gesellschaften sind Bankkredite und die Forfaitierung der Leasingforderungen an eine Bank. Während aufgenommene Bankkredite als Verbindlichkeit bilanziert werden, werden die Erlöse aus dem Verkauf der Leasingforderungen als passivischer Rechnungsabgrenzungsposten, der gleichmäßig über die Laufzeit des Leasingvertrages aufgelöst wird, ausgewiesen. Das Verhältnis von Verbindlichkeiten gegenüber Kreditinstituten zu passiven Rechnungsabgrenzungsposten spiegelt somit die Finanzierungsstrategie einer Leasing-Gesellschaft wider. Andere Finanzierungsquellen wie Eigenkapital oder Forderungsverbriefungen sind nur von untergeordneter Bedeutung.

Positionen der Gewinn- und Verlustrechnung werden erhoben, um Informationen über die Rentabilität von Leasing-Gesellschaften zu erhalten. Die Leasingerträge umfassen Mietzahlungen, aufgelöste Teile der passiven Rechnungsabgrenzungsposten, Erlöse aus zusätzlichen Dienstleistungen für Leasingnehmer und Buchwertgewinne aus der Verwertung zurückgenommener Leasinggegenstände. Als Leasingaufwendungen werden Kosten für die Inanspruchnahme von Dienstleistungen im Zusammenhang mit Leasinggegenständen und Buchwertverluste aus der Verwertung zurückgenommener Leasinggegenstände erfasst. Die sonstigen Posten der Gewinn- und Verlustrechnung umfassen Zinserträge und -aufwendungen, Provisionserträge und -aufwendungen, Verwaltungskosten, Wertminderungen und Wertaufholungen von Forderungen bzw. den

sich daraus ergebenden Saldo, Abschreibungen und Wertminderungen auf Leasinggegenstände sowie das Ergebnis der normalen Geschäftstätigkeit.

Darüber hinaus wurden Informationen zum Eigentümerhintergrund, zu den verleasteten Vermögensgegenständen, zum Neugeschäftsvolumen, zu den Anschaffungskosten des Leasingvermögens, zu den zu Anschaffungskosten bewerteten Zugängen zum Leasingvermögen und zum Nettobarwert aller Leasing- und Mietkaufverträge – in der Leasingbranche als Substanzwert bezeichnet – erhoben. Die Offenlegung des Neugeschäftsvolumens und des Substanzwerts ist freiwillig, diese Angaben werden nicht von allen Unternehmen publiziert.

2.3.2 Repräsentativität der Datenbank

Um die Repräsentativität der Datenbasis zu überprüfen, werden die Daten der FIL-Datenbank mit den vom BDL veröffentlichten Statistiken verglichen. Nach Angaben des BDL repräsentieren dessen Mitglieder 90 % des deutschen Leasing-Marktes, daher sind die vom BDL erhobenen Daten die beste verfügbare Benchmark.⁷

Tabelle 2.1 zeigt einen Vergleich anhand des Neugeschäftsvolumens von Mobilien-Leasingverträgen und Mietkauf. Der Abdeckungsgrad der FIL-Datenbank reicht von 62 % im Jahr 2010 bis zu 105 % im Jahr 2022.⁸ Wenn eine Leasing-Gesellschaft ihr Neugeschäftsvolumen nicht meldet, werden ersatzweise die aus dem Anlagespiegel ersichtlichen Zugänge zum Leasingvermögen verwendet. Dies verzerrt den Erfassungsgrad aus zwei Gründen nach unten: Erstens wird das Neugeschäftsvolumen im Mietkauf nicht erfasst, und zweitens melden Leasing-Gesellschaften in der Regel alle in einem Jahr abgeschlossenen Verträge als Neugeschäftsvolumen, unabhängig davon, ob diese bereits bilanzwirksam geworden sind. Ein Vergleich des Neugeschäftsvolumens und der Zugänge zum Leasingvermögen für die Unternehmen, die beide Posten

⁷Vgl. BDL (2024b).

⁸Vgl. zu den Zahlen des BDL BDL (2024a). Dass im Jahr 2022 sogar eine Abdeckung von über 100 % erreicht wird, kann damit erklärt werden, dass ab diesem Jahr Tochtergesellschaften, die nicht mehr von § 264 Abs. 3 HGB Gebrauch machen können, in der FIL-Datenbank enthalten sind.

ausweisen, zeigt, dass das Neugeschäftsvolumen in den meisten Fällen die Zugänge zum Leasingvermögen übersteigt. Der Median des Überschusses liegt bei 14,3 %. Es ist daher davon auszugehen, dass die FIL-Datenbank in Bezug auf das Neugeschäftsvolumen repräsentativ für den deutschen Leasingmarkt ist.

Tabelle 2.1: Neugeschäftsvolumen Leasing und Mietkauf (Mrd. Euro)

| | FIL | BDL | Abdeckung |
|-------------|------------|------------|------------------|
| 2009 | 30,2 | 46,5 | 65,0% |
| 2010 | 30,8 | 49,6 | 62,2% |
| 2011 | 37,4 | 54,3 | 68,8% |
| 2012 | 35,5 | 53,8 | 66,1% |
| 2013 | 35,8 | 52,4 | 68,2% |
| 2014 | 39,1 | 56,6 | 69,0% |
| 2015 | 42,7 | 58,9 | 72,4% |
| 2016 | 46,1 | 62,6 | 73,6% |
| 2017 | 52,4 | 67,2 | 78,2% |
| 2018 | 53,7 | 69,6 | 77,5% |
| 2019 | 61,6 | 76,8 | 82,3% |
| 2020 | 64,5 | 69,6 | 92,6% |
| 2021 | 63,3 | 69,6 | 91,0% |
| 2022 | 73,7 | 69,9 | 105,4% |

Anmerkung: FIL (BDL) ist das Neugeschäftsvolumen von Mobilien-Leasingverträgen in der FIL-Datenbank (BDL-Datenbank); Abdeckung ist die Höhe des Neugeschäftsvolumens der FIL-Datenbank, ausgedrückt in Prozent des Neugeschäftsvolumens der BDL-Datenbank.

Leasing-Gesellschaften werden nach ihrem Eigentümerhintergrund in bankennahe, herstellernahe und unabhängige Gesellschaften eingeteilt. Zu den bankennahen Leasing-Gesellschaften gehören Tochtergesellschaften von Banken, Leasing-Gesellschaften, die Teil einer Finanzgruppe sind, und Leasing-Gesellschaften mit einer verbundenen Bank. Im Jahr 2022⁹ sind fast zwei Drittel aller Leasing-Gesellschaften in der FIL-Datenbank unabhängig, aber gemessen am Marktanteil machen sie nur 25 % aus. Herstellernahe Leasing-Gesellschaften hingegen sind für 19 % der Gesellschaften verantwortlich – knapp mehr als die bankennahen mit 18 % –, sind aber mit 43 % für den größten Anteil am Neugeschäftsvolumen verantwortlich. Die bankennahen Gesellschaften sind tendenziell kleiner als die herstellernahen Leasing-Gesellschaften. Die Mitgliederstruktur

⁹Angaben zu einzelnen Werten beziehen sich – wenn nicht anders angegeben – stets auf das Jahr 2022.

des BDL im Jahr 2022 ist ähnlich, aber unabhängige Leasing-Gesellschaften machen in der FIL-Datenbank einen deutlich größeren Anteil aus, sowohl in Bezug auf die Mitgliederzahl als auch auf das Neugeschäftsvolumen (siehe Tabelle 2.2). Kleine unabhängige Leasing-Gesellschaften sind offensichtlich weniger geneigt, dem BDL beizutreten.

Tabelle 2.2: Leasing-Gesellschaften unterteilt nach Eigentümerhintergrund

| | Anzahl | | Neugeschäftsvolumen | |
|----------------------|--------|-----|---------------------|-----|
| | FIL | BDL | FIL | BDL |
| Herstellernah | 19% | 20% | 43% | 58% |
| Bankennah | 18% | 26% | 32% | 32% |
| Unabhängig | 63% | 54% | 25% | 10% |

Aus den Finanzberichten wurden Informationen über die Art der verleasteten Objekte erhoben. Diese werden in die Gruppen Fahrzeuge, Maschinen und Anlagen, Büro- und EDV-Technik, Eisenbahnen/Flugzeuge/Schiffe, Medizintechnik und Sonstige unterteilt. Allerdings geben nur wenige Unternehmen die relative Bedeutung der Objektarten innerhalb des Gesamtportfolios an. Aus diesem Grund wird nur erhoben, ob eine bestimmte Objektart im Finanzbericht erwähnt wird. Es überrascht nicht, dass sich herstellernahe Leasing-Gesellschaften auf eine einzige oder höchstens zwei Objektarten konzentrieren, während bankennahe und unabhängige Leasing-Gesellschaften ein stärker diversifiziertes Leasingportfolio aufweisen (siehe Tabelle 2.3).

Tabelle 2.3: Anzahl der verleasteten Assetklassen

| | Anzahl der verleasteten Assetklassen | | | | | |
|----------------------|--------------------------------------|----|----|----|----|---|
| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 |
| Alle | 90 | 44 | 28 | 22 | 22 | 8 |
| Herstellernah | 33 | 3 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Bankennah | 10 | 11 | 10 | 8 | 6 | 1 |
| Unabhängig | 47 | 30 | 18 | 14 | 16 | 7 |

Anmerkung: Anzahl der verschiedenen von Leasing-Gesellschaften angebotenen Objektarten, aufgeschlüsselt nach Eigentümerhintergrund. Die Anzahl der eine Objektgruppe anbietenden Leasing-Gesellschaften ist ein Durchschnittswert über die Zeit.

Pkws und Nutzfahrzeuge sind nach Angaben des BDL¹⁰ mit einem Marktanteil von 74 % die mit Abstand wichtigsten Leasing-Objektarten. Fast zwei Drittel der in der FIL-Datenbank erfassten Leasing-Gesellschaften geben an, dass Kfz-Leasing Bestandteil ihrer Geschäftstätigkeit ist. Auf den Plätzen zwei und drei der am häufigsten genannten Objektarten folgen Maschinen und Anlagen sowie Büro- und EDV-Technik. Dies entspricht auch der Rangfolge im Neugeschäftsvolumen in den Angaben des BDL. Tabelle 2.4 zeigt, aufgeschlüsselt nach Eigentümerhintergrund, welche Objektarten von wie vielen Leasing-Gesellschaften angeboten werden. Insgesamt erfasst die FIL-Datenbank einen wesentlichen Teil des deutschen Leasingmarktes und spiegelt die Struktur des deutschen Leasingmarktes wider.

Tabelle 2.4: Leasing-Objektarten

| | Assetklassen | | | |
|--------------------------------------|--------------|---------------|-----------|------------|
| | Alle | Herstellernah | Bankennah | Unabhängig |
| Fahrzeuge | 146 | 15 | 31 | 100 |
| Maschinen und Anlagen | 111 | 10 | 35 | 66 |
| Büro- und EDV-Technik | 95 | 6 | 25 | 64 |
| Eisenbahnen/Flugzeuge/Schiffe | 22 | 0 | 7 | 15 |
| Medizintechnik | 54 | 2 | 12 | 40 |
| Sonstige | 83 | 7 | 20 | 56 |

Anmerkung: Von Leasing-Gesellschaften angebotene Objektarten, aufgeschlüsselt nach Eigentümerhintergrund. Die Anzahl der anbietenden Leasing-Gesellschaften ist ein Durchschnittswert über die Zeit.

2.4 Deskriptive Statistiken

2.4.1 Wachstum der Leasing-Gesellschaften

In diesem Abschnitt werden einige deskriptive Statistiken über die Entwicklung des Leasingmarktes und die Bilanzstruktur von Leasing-Gesellschaften vorgestellt. Alle Angaben beziehen sich zum einen auf die Gesamtheit der Leasing-Gesellschaften und zum anderen auf die nach Eigentümerhintergrund unterschiedenen Gruppen.

¹⁰Vgl. BDL (2024a).

Unterschiede zwischen Leasing-Gesellschaften mit unterschiedlichem Eigentümerhintergrund werden mit Hilfe eines Kruskal-Wallis-Tests und eines paarweisen Wilcoxon-Tests auf Signifikanz bei einem Konfidenzniveau von 95 % getestet.

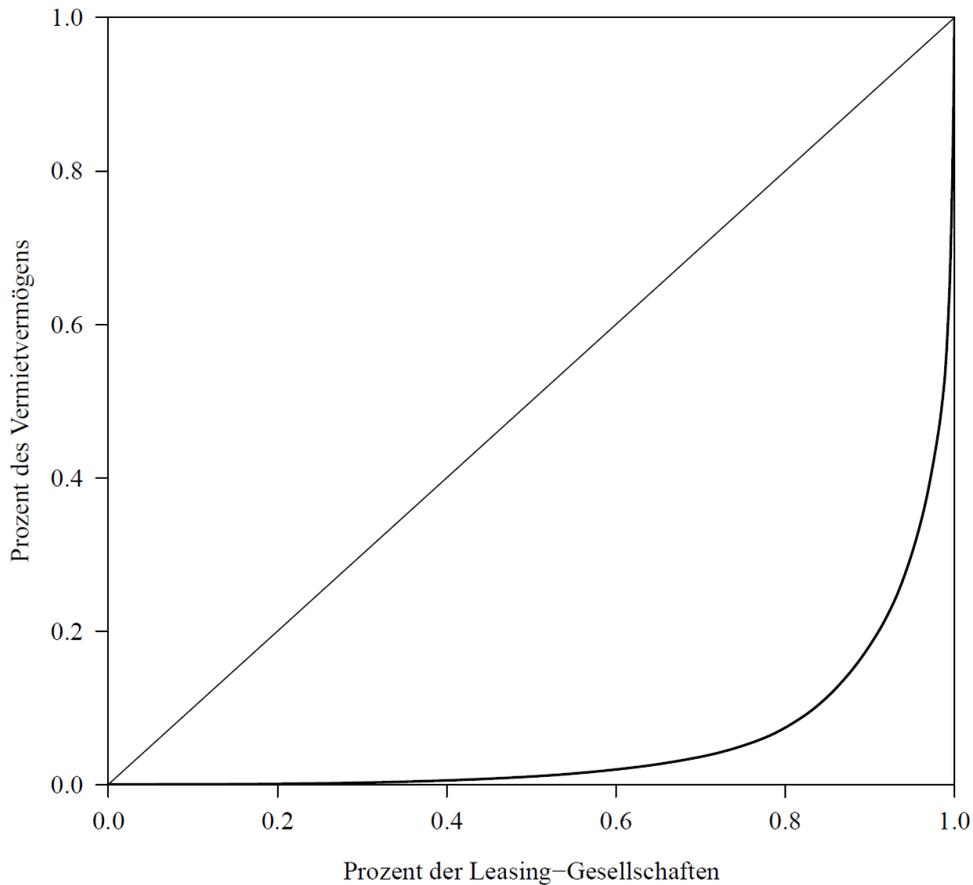
Tabelle 2.5: Summe des Neugeschäftsvolumens und durchschnittliche Bilanzsumme (Median der Bilanzsumme), unterteilt nach Eigentümerhintergrund (Mio. Euro)

| | Summe des Neugeschäftsvolumens | | | | Bilanzsumme im Durchschnitt (Median) | | | |
|-------------|--------------------------------|---------------|-----------|------------|--------------------------------------|-------------------|-------------------|-----------------|
| | Alle | Herstellernah | Bankennah | Unabhängig | Alle | Herstellernah | Bankennah | Unabhängig |
| 2009 | 30220,3 | 8997,8 | 17710,2 | 3512,3 | 339,9 (27,4) | 592,3 (50,5) | 805,3 (139,2) | 68,8 (16,8) |
| 2010 | 30827,6 | 9952,5 | 17149,7 | 3725,3 | 305,9 (25,5) | 604,2 (53,4) | 694,8 (163,2) | 62,8 (15,1) |
| 2011 | 37366,7 | 13564,8 | 19333,8 | 4468,1 | 324,0 (25,3) | 693,0 (56,7) | 720,0 (173,5) | 62,7 (15,2) |
| 2012 | 35543,4 | 13312,3 | 17578,4 | 4652,7 | 330,5 (25,5) | 732,3 (69,7) | 736,1 (158,3) | 64,3 (15,8) |
| 2013 | 35752,0 | 13871,5 | 17178,2 | 4702,3 | 335,6 (24,4) | 752,8 (66,7) | 741,2 (179,8) | 64,9 (14,8) |
| 2014 | 39076,1 | 16158,6 | 17697,3 | 5220,3 | 372,6 (28,1) | 830,7 (65,1) | 805,0 (231,8) | 82,4 (17,3) |
| 2015 | 42672,2 | 18159,8 | 17832,2 | 6680,1 | 392,7 (27,5) | 913,7 (50,0) | 853,0 (227,9) | 88,0 (17,6) |
| 2016 | 46077,9 | 19183,8 | 19340,0 | 7554,2 | 428,1 (26,9) | 1053,7 (43,0) | 912,9 (237,6) | 100,1 (18,6) |
| 2017 | 52377,0 | 21637,6 | 21963,9 | 8775,4 | 462,6 (31,8) | 1204,9 (97,4) | 955,6 (231,0) | 104,1 (21,1) |
| 2018 | 53651,3 | 21390,1 | 22970,6 | 9290,7 | 563,3 (36,7) | 1412,0 (94,6) | 1255,6 (265,6) | 127,6 (22,7) |
| 2019 | 61552,1 | 27265,4 | 24327,0 | 9959,7 | 578,8 (37,4) | 1490,2 (62,4) | 1261,0 (228,2) | 139,8 (23,9) |
| 2020 | 64348,1 | 32355,0 | 22320,9 | 9672,3 | 694,9 (42,9) | 1937,2 (74,0) | 1346,4 (301,8) | 167,3 (26,0) |
| 2021 | 63165,1 | 29833,0 | 22388,5 | 10943,6 | 729,1 (44,2) | 1961,5 (64,6) | 1428,1 (318,8) | 178,6 (30,5) |
| 2022 | 72887,1 | 31079,7 | 23554,1 | 18253,3 | 865,4 (58,8) | 2310,5 (107,2) | 1749,9 (410,7) | 205,1 (40,5) |

Tabelle 2.5 enthält Informationen über die Entwicklung des Neugeschäftsvolumens sowie der Bilanzsumme im Durchschnitt und im Median. Das Neugeschäftsvolumen von Leasing und Mietkauf ist von 2009 bis 2022 um 141,2 % gestiegen, was einem durchschnittlichen jährlichen Wachstum von 10,1 % entspricht. Die jährlichen Wachstumsraten der herstellernahen Leasing-Gesellschaften und der unabhängigen Leasing-Gesellschaften liegen bei 17,5 % bzw. 30,0 % und damit deutlich über der

durchschnittlichen jährlichen Wachstumsrate der bankennahen Leasing-Gesellschaften von 2,4 %. Tabelle 2.5 bestätigt, dass bankennahe und herstellernahe Leasing-Gesellschaften wesentlich größer sind als unabhängige Leasing-Gesellschaften. Der große Unterschied zwischen dem Mittelwert und dem Median der Bilanzsummen (Schiefe = 15,1) deutet auf eine hohe Konzentration des deutschen Leasingmarktes hin. Dies wird auch durch die Lorenzkurve in Abbildung 2.1 und durch einen Gini-Koeffizienten von 0,89 verdeutlicht. Die beiden größten Leasing-Gesellschaften, Volkswagen Leasing und Deutsche Leasing, machen 40 % des gesamten Leasing- und Mietkaufvolumens aus, und fast 60 % des gesamten Marktvolumens entfallen auf die zehn größten Leasing-Gesellschaften, die alle entweder herstellernah oder bankennah sind. Die Marktkonzentration innerhalb der herstellernahen Leasing-Gesellschaften ist höher als innerhalb der bankennahen und unabhängigen Leasing-Gesellschaften. Die Gini-Koeffizienten betragen 0,91 für herstellernahe, 0,80 für unabhängige und 0,78 für bankennahe Leasing-Gesellschaften. Die höhere Konzentration innerhalb der herstellernahen Leasing-Gesellschaften ist darauf zurückzuführen, dass Volkswagen Leasing einen Marktanteil von 30 % am gesamten Leasingmarkt und 70 % am Leasingvolumen der herstellernahen Leasing-Gesellschaften hält.

Abbildung 2.1: Lorenzkurve des Leasing- und Mietkaufvolumens



2.4.2 Leasing und Mietkauf

Informationen über das Verhältnis von Leasing zu Mietkauf können Tabelle 2.6 entnommen werden. Während Leasing immer noch die bei weitem dominierende Geschäftsart ist, hat sich der Anteil des Mietkaufs im Zeitraum von 2009 bis 2022 verdoppelt. Dieser Trend ist vor allem bei bankennahen Leasing-Gesellschaften zu beobachten, aber auch in geringerem Maße bei herstellernahen und unabhängigen Leasing-Gesellschaften. Derzeit hat der Mietkauf für bankennahe Leasing-Gesellschaften eine deutlich größere Bedeutung als für unabhängige und herstellernahe Leasing-Gesellschaften. Ein geringerer Anteil des Mietkaufs bedeutet ein höheres Restwertrisiko.

Herstellernahe Leasing-Gesellschaften sind in der Regel darauf spezialisiert, die von ihrer Muttergesellschaft hergestellten Objekte zu verleasen. Dadurch verfügen sie über besondere Fachkenntnisse bei der Einschätzung des Restwerts der geleasten Objekte und können offensichtlich ein höheres Restwertrisiko tragen.

Tabelle 2.6: Relative Bedeutung von Leasing und Mietkauf

| | Alle | | Herstellernah | | Bankennah | | Unabhängig | |
|-------------|---------|----------|---------------|----------|-----------|----------|------------|----------|
| | Leasing | Mietkauf | Leasing | Mietkauf | Leasing | Mietkauf | Leasing | Mietkauf |
| 2009 | 85,8% | 14,2% | 91,1% | 8,9% | 82,4% | 17,6% | 86,7% | 13,3% |
| 2010 | 85,0% | 15,0% | 91,0% | 9,0% | 80,2% | 19,8% | 87,1% | 12,9% |
| 2011 | 85,3% | 14,7% | 90,5% | 9,5% | 80,8% | 19,2% | 86,4% | 13,6% |
| 2012 | 84,5% | 15,5% | 91,0% | 9,0% | 79,2% | 20,8% | 84,3% | 15,7% |
| 2013 | 83,9% | 16,1% | 90,3% | 9,7% | 78,3% | 21,7% | 83,6% | 16,4% |
| 2014 | 82,9% | 17,1% | 87,2% | 12,8% | 78,5% | 21,5% | 84,8% | 15,2% |
| 2015 | 77,6% | 22,4% | 87,8% | 12,2% | 66,5% | 33,5% | 85,2% | 14,8% |
| 2016 | 77,3% | 22,7% | 87,4% | 12,6% | 66,2% | 33,8% | 82,6% | 17,4% |
| 2017 | 75,1% | 24,9% | 83,8% | 16,2% | 64,5% | 35,5% | 81,3% | 18,7% |
| 2018 | 67,8% | 32,2% | 76,6% | 23,4% | 56,2% | 43,8% | 78,7% | 21,3% |
| 2019 | 70,9% | 29,1% | 83,2% | 16,8% | 55,8% | 44,2% | 77,1% | 22,9% |
| 2020 | 74,2% | 25,8% | 87,5% | 12,5% | 56,3% | 43,7% | 75,1% | 24,9% |
| 2021 | 73,1% | 26,9% | 85,9% | 14,1% | 55,4% | 44,6% | 74,4% | 25,6% |
| 2022 | 71,9% | 28,1% | 83,9% | 16,1% | 54,0% | 46,0% | 75,8% | 24,2% |

2.4.3 Finanzstruktur

Die in Buchwerten gemessene Eigenkapitalquote des Leasingsektors (gewichteter Durchschnitt) war lange Zeit niedriger als die der Kreditinstitute¹¹, hat sich aber von 3,6 % im Jahr 2009 auf 6,5 % im Jahr 2022 erhöht. Seit dem Jahr 2020 können die deutschen Leasing-Gesellschaften sogar eine höhere Eigenkapitalquote als die deutschen Banken aufweisen. Dieser Trend zu höheren Eigenkapitalquoten ist vor allem bei bankennahen und unabhängigen Leasing-Gesellschaften zu beobachten. Bei den herstellernahen Leasing-Gesellschaften ist die durchschnittliche Eigenkapitalquote über den gesamten Untersuchungszeitraum im Mittel und im Median recht hoch, während das gewichtete Mittel sehr niedrig ist. Aufgrund der Dominanz eines Anbieters ist der gewichtete Durchschnitt für die Gruppe der herstellernahen Gesellschaften wenig

¹¹Berechnet auf Basis von Deutsche Bundesbank (2024a), Eigenkapital dividiert durch Bilanzsumme.

aussagekräftig (siehe Tabelle 2.7). Die Unterschiede zwischen herstellernahen und bankennahen Leasing-Gesellschaften sowie zwischen herstellernahen und unabhängigen Leasing-Gesellschaften sind statistisch signifikant (p -Werte $< 0,001$ und $< 0,001$). Der Median der Eigenkapitalquote ist deutlich kleiner als der arithmetische Durchschnitt, was darauf hindeutet, dass extrem hohe Eigenkapitalquoten einiger Leasinggeber den Durchschnitt nach oben verzerren.

Tabelle 2.7: Eigenkapitalquoten von Leasing-Gesellschaften und Banken

| | Alle Leasing-Gesellschaften | Banken | Herstellernah | Bankennah | Unabhängig |
|-------------|------------------------------------|---------------|----------------------|------------------|-------------------|
| 2009 | 3,6% | 4,8% | 3,4% | 3,3% | 5,5% |
| | 10,8% | | 16,6% | 11,1% | 8,9% |
| | (2,9%) | | (7,0%) | (3,0%) | (2,2%) |
| 2010 | 4,2% | 4,9% | 3,4% | 4,1% | 6,8% |
| | 11,5% | | 14,1% | 11,9% | 10,5% |
| | (3,5%) | | (6,2%) | (3,2%) | (3,3%) |
| 2011 | 5,3% | 4,8% | 2,8% | 6,7% | 7,4% |
| | 13,0% | | 17,2% | 13,3% | 11,7% |
| | (3,9%) | | (6,2%) | (3,5%) | (3,8%) |
| 2012 | 5,5% | 4,7% | 2,5% | 7,3% | 7,3% |
| | 12,8% | | 17,3% | 13,2% | 11,4% |
| | (4,6%) | | (7,0%) | (2,8%) | (4,8%) |
| 2013 | 5,9% | 5,4% | 2,5% | 8,2% | 8,1% |
| | 13,2% | | 20,7% | 11,4% | 11,8% |
| | (5,0%) | | (8,5%) | (3,4%) | (5,2%) |
| 2014 | 5,3% | 5,9% | 4,1% | 5,6% | 7,6% |
| | 13,0% | | 19,4% | 10,0% | 12,3% |
| | (5,3%) | | (7,5%) | (3,4%) | (5,6%) |
| 2015 | 5,5% | 5,9% | 2,2% | 7,3% | 8,6% |
| | 14,2% | | 16,9% | 13,6% | 13,7% |
| | (6,3%) | | (7,1%) | (3,5%) | (6,7%) |
| 2016 | 5,1% | 6,1% | 2,0% | 6,6% | 9,1% |
| | 14,8% | | 17,2% | 12,3% | 14,9% |
| | (6,5%) | | (8,6%) | (4,0%) | (6,7%) |
| 2017 | 4,6% | 6,4% | 1,8% | 6,1% | 7,7% |
| | 15,4% | | 18,2% | 15,3% | 14,6% |
| | (6,1%) | | (11,1%) | (4,2%) | (5,8%) |
| 2018 | 4,4% | 6,6% | 1,8% | 5,1% | 9,5% |
| | 14,7% | | 17,0% | 11,4% | 15,1% |
| | (5,7%) | | (7,3%) | (5,7%) | (4,9%) |
| 2019 | 4,7% | 6,5% | 2,1% | 5,7% | 9,3% |
| | 15,7% | | 18,7% | 15,1% | 15,1% |
| | (6,1%) | | (7,6%) | (7,1%) | (4,3%) |
| 2020 | 6,4% | 6,1% | 1,7% | 11,6% | 8,3% |
| | 16,8% | | 18,9% | 18,9% | 15,7% |
| | (5,7%) | | (7,9%) | (6,8%) | (5,1%) |
| 2021 | 6,7% | 6,0% | 1,7% | 12,1% | 8,8% |
| | 17,9% | | 21,4% | 18,9% | 16,3% |
| | (6,0%) | | (7,9%) | (6,8%) | (5,4%) |
| 2022 | 6,5% | 5,6% | 1,7% | 12,3% | 8,7% |
| | 16,1% | | 22,0% | 19,1% | 13,1% |
| | (6,1%) | | (8,3%) | (7,5%) | (5,3%) |

Anmerkung: In Spalte 3 ist die gewichtete durchschnittliche Eigenkapitalquote für den Bankensektor dargestellt. Die Spalten 2, 4, 5 und 6 zeigen die gewichtete Durchschnitts-, *ungewichtete Durchschnitts-* und (Median-)Eigenkapitalquote von Leasing-Gesellschaften, ebenfalls unterteilt nach Eigentümerstruktur. Die *ungewichtete durchschnittliche* und die (mediane) Eigenkapitalquote für Leasing-Gesellschaften sind auf dem 5%/95%-Niveau winsorisiert.

Leasing-Gesellschaften verfolgen je nach Eigentümerstruktur unterschiedliche Refinanzierungsstrategien (siehe Tabelle 2.8). Während die herstellernahen Leasing-Gesellschaften eher auf die Forfaitierung setzen, bevorzugen bankennahe Leasing-Gesellschaften Bankkredite. Der Verkauf von Leasingforderungen führt zu einer Übertragung des Kreditrisikos von der Leasing-Gesellschaft auf den Forfateur. Bankennahe Leasing-Gesellschaften profitieren offenbar von der besonderen Expertise des Bankensektors bezüglich des Managements von Kreditrisiken und sind daher eher bereit, Kreditrisiken zu tragen. Die relative Bedeutung von Bankkrediten und Forfaitierung hat sich für herstellernahe und unabhängige Leasing-Gesellschaften verändert: Während im Jahr 2009 die Forfaitierung die dominierende Finanzierungsstrategie war, setzen diese Leasing-Gesellschaften im Jahr 2022 überwiegend auf Bankkredite. Insgesamt hat der Anteil der forfaitierten Leasingverträge im Laufe der Zeit abgenommen. Dies könnte auf das günstige wirtschaftliche Umfeld des letzten Jahrzehnts mit niedrigen Ausfallraten zurückzuführen sein, die die Übertragung von Kreditrisiken für Leasing-Gesellschaften weniger attraktiv gemacht hat.

Tabelle 2.8: Kreditfinanzierung versus Forfaitierung

| | Alle | | Herstellernah | | Bankennah | | Unabhängig | |
|-------------|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------|----------------------|-------------------|----------------------|
| | Kredite | Forfaitierung | Kredite | Forfaitierung | Kredite | Forfaitierung | Kredite | Forfaitierung |
| 2009 | 52,3% | 47,7% | 29,3% | 70,7% | 59,5% | 40,5% | 40,4% | 59,6% |
| 2010 | 53,8% | 46,2% | 26,6% | 73,4% | 61,4% | 38,6% | 43,7% | 56,3% |
| 2011 | 54,1% | 45,9% | 20,9% | 79,1% | 62,8% | 37,2% | 45,1% | 54,9% |
| 2012 | 55,9% | 44,1% | 19,2% | 80,8% | 65,1% | 34,9% | 51,5% | 48,5% |
| 2013 | 55,7% | 44,3% | 19,1% | 80,9% | 64,1% | 35,9% | 54,5% | 45,5% |
| 2014 | 56,3% | 43,7% | 26,9% | 73,1% | 63,5% | 36,5% | 55,9% | 44,1% |
| 2015 | 60,8% | 39,2% | 29,7% | 70,3% | 69,6% | 30,4% | 56,0% | 44,0% |
| 2016 | 62,9% | 37,1% | 36,2% | 63,8% | 72,3% | 27,7% | 56,0% | 44,0% |
| 2017 | 63,7% | 36,3% | 34,4% | 65,6% | 74,0% | 26,0% | 57,2% | 42,8% |
| 2018 | 67,7% | 32,3% | 34,2% | 65,8% | 78,7% | 21,3% | 55,6% | 44,4% |
| 2019 | 68,5% | 31,5% | 35,7% | 64,3% | 80,3% | 19,7% | 59,8% | 40,2% |
| 2020 | 70,9% | 29,1% | 61,3% | 38,7% | 79,1% | 20,9% | 61,9% | 38,1% |
| 2021 | 70,4% | 29,6% | 58,0% | 42,0% | 79,0% | 21,0% | 64,6% | 35,4% |
| 2022 | 70,9% | 29,1% | 56,9% | 43,1% | 80,1% | 19,9% | 68,2% | 31,8% |

2.4.4 Performance der deutschen Leasing-Gesellschaften

Zur Messung der Performance deutscher Leasing-Gesellschaften werden im Wesentlichen drei Kennzahlen verwendet: die Gesamtkapital-Rentabilität, gemessen als Ergebnis der normalen Geschäftstätigkeit dividiert durch die Bilanzsumme (siehe Tabelle 2.9), die Eigenkapital-Rentabilität, gemessen als Ergebnis der normalen Geschäftstätigkeit dividiert durch das Eigenkapital (siehe Tabelle 2.10) und die Cost Income Ratio (CIR; siehe Tabelle 2.11; zur Definition siehe dort). Die Ergebnisse werden mit den Erhebungen der Deutschen Bundesbank für deutsche Banken verglichen. Wegen einer unterschiedlichen Definition der Kennzahlen und der geringen Stichprobengröße findet kein Vergleich mit den von Leaseurope bzw. der EBA untersuchten Gesellschaften statt.

Die Gesamtkapital-Rentabilität von Leasing-Gesellschaften war in fast allen Jahren höher als im Bankensektor (siehe Tabelle 2.9), aber der Unterschied ist im Zeitraum von 2009 bis 2022 geschmolzen.¹² Unabhängige und herstellernahe Leasing-Gesellschaften waren in Bezug auf die Gesamtkapital-Rentabilität profitabler als bankennahe Leasing-Gesellschaften. Diese Unterschiede sind statistisch signifikant (p-Werte < 0,001 [unabhängige vs. bankennahe] und < 0,001 [herstellernahe vs. bankennahe]). Allerdings gibt es innerhalb der einzelnen Gruppen erhebliche Unterschiede. Der Interquartilsabstand beträgt 2,3 % für bankennahe, 3,2 % für unabhängige und 3,7 % für herstellernahe Leasing-Gesellschaften. Es ist also nicht klar, ob die unterschiedliche Leistung auf den Eigentümerhintergrund zurückzuführen ist oder durch eine unterschiedliche Unternehmensgröße oder Geschäftsstrategie beeinflusst wird.

¹²Vgl. Deutsche Bundesbank (2023).

Tabelle 2.9: Gesamtkapital-Rentabilität von Leasing-Gesellschaften und Banken

| | Alle Leasing-Gesellschaften | Banken | Herstellernah | Bankennah | Unabhängig |
|-------------|------------------------------------|---------------|----------------------|------------------|-------------------|
| 2009 | 1,20% | 0,22% | 2,65% | 0,02% | 3,14% |
| | 3,60% | | 5,98% | 2,04% | 3,51% |
| | (0,85%) | | (0,61%) | (0,85%) | (0,94%) |
| 2010 | 2,34% | 0,22% | 5,33% | 0,32% | 2,69% |
| | 3,26% | | 4,64% | 1,79% | 3,42% |
| | (1,13%) | | (1,59%) | (0,98%) | (1,15%) |
| 2011 | 1,84% | 0,34% | 3,15% | 0,73% | 2,44% |
| | 3,67% | | 5,66% | 2,38% | 3,57% |
| | (1,53%) | | (1,81%) | (1,44%) | (1,52%) |
| 2012 | 0,99% | 0,32% | 1,29% | 0,51% | 2,08% |
| | 4,17% | | 7,87% | 2,31% | 3,79% |
| | (1,53%) | | (2,34%) | (1,19%) | (1,54%) |
| 2013 | 0,69% | 0,25% | 0,64% | 0,45% | 1,84% |
| | 3,71% | | 3,58% | 1,83% | 4,41% |
| | (1,36%) | | (1,34%) | (0,92%) | (1,56%) |
| 2014 | 0,83% | 0,30% | 0,90% | 0,52% | 1,73% |
| | 3,24% | | 3,35% | 2,15% | 3,60% |
| | (1,32%) | | (1,18%) | (1,02%) | (1,39%) |
| 2015 | 0,79% | 0,31% | 0,38% | 0,89% | 1,65% |
| | 3,06% | | 3,13% | 2,30% | 3,29% |
| | (1,49%) | | (1,52%) | (0,83%) | (1,69%) |
| 2016 | 0,48% | 0,33% | -0,27% | 0,78% | 1,62% |
| | 2,32% | | 2,84% | 1,23% | 2,55% |
| | (1,19%) | | (1,80%) | (0,70%) | (1,27%) |
| 2017 | 0,04% | 0,33% | -0,92% | 0,54% | 1,35% |
| | 3,85% | | 9,26% | 2,70% | 2,81% |
| | (1,17%) | | (1,37%) | (0,79%) | (1,30%) |
| 2018 | 0,83% | 0,23% | 0,81% | 0,78% | 1,04% |
| | 2,59% | | 2,75% | 2,67% | 2,52% |
| | (1,01%) | | (1,02%) | (0,73%) | (1,04%) |
| 2019 | 0,44% | 0,07% | 0,05% | 0,59% | 1,08% |
| | 2,76% | | 3,83% | 3,48% | 2,27% |
| | (0,99%) | | (1,60%) | (0,74%) | (0,90%) |
| 2020 | 0,49% | 0,16% | 0,47% | 0,40% | 0,75% |
| | 2,59% | | 5,10% | 1,72% | 2,21% |
| | (1,09%) | | (1,51%) | (0,57%) | (1,05%) |
| 2021 | 0,84% | 0,29% | 0,42% | 1,15% | 1,43% |
| | 6,79% | | 25,29% | 2,19% | 2,70% |
| | (1,44%) | | (2,01%) | (1,34%) | (1,25%) |
| 2022 | 0,26% | 0,26% | -0,73% | 1,24% | 1,19% |
| | 3,29% | | 4,58% | 4,87% | 2,55% |
| | (1,53%) | | (2,31%) | (1,72%) | (1,44%) |

Anmerkung: Spalte 3 zeigt die gewichtete durchschnittliche Gesamtkapital-Rentabilität für den Bankensektor. Die Spalten 2, 4, 5 und 6 zeigen die gewichtete Durchschnitts-, *ungewichtete Durchschnitts-* und (Median-)Gesamtkapital-Rentabilität von Leasing-Gesellschaften, ebenfalls unterteilt nach Eigentümerstruktur. Die *ungewichtete durchschnittliche* und die (mediane) Gesamtkapital-Rentabilität für Leasing-Gesellschaften sind auf dem 5%/95%-Niveau winsorisiert.

Aufgrund der bis 2020 nahezu durchgehend geringeren Eigenkapitalquote der Leasinggeber sind die Unterschiede zwischen den Eigenkapital-Rentabilitäten von Banken und Leasing-Gesellschaften noch ausgeprägter. Während Leasing-Gesellschaften in den meisten Jahren eine zweistellige Eigenkapital-Rentabilität erzielten, lag die Eigenkapital-Rentabilität von Banken im langfristigen Durchschnitt bei 4,76 %.¹³ Einen Überblick verschafft Tabelle 2.10. Unterschiede in der Eigenkapital-Rentabilität von Leasing-Gesellschaften in Bezug auf den Eigentümerhintergrund sind statistisch nicht signifikant, da es innerhalb der einzelnen Gruppen eine große Streuung gibt. Der Interquartilsabstand beträgt 65,5 % für bankennahe, 43,8 % für herstellernahe und 42,5 % für unabhängige Leasing-Gesellschaften.

¹³Vgl. Deutsche Bundesbank (2023).

Tabelle 2.10: Eigenkapital-Rentabilität von Leasing-Gesellschaften und Banken

| | Alle Leasing-Gesellschaften | Banken | Herstellernah | Bankennah | Unabhängig |
|-------------|------------------------------------|---------------|----------------------|------------------|-------------------|
| 2009 | 33,29% | -0,81% | 78,94% | 0,58% | 57,07% |
| | 80,39% | | 56,26% | 57,40% | 92,09% |
| | (23,84%) | | (9,31%) | (31,20%) | (26,02%) |
| 2010 | 56,13% | 5,27% | 155,57% | 7,76% | 39,53% |
| | 74,17% | | 77,59% | 98,82% | 65,63% |
| | (18,67%) | | (14,93%) | (17,40%) | (21,28%) |
| 2011 | 34,55% | 8,57% | 111,36% | 10,95% | 32,77% |
| | 85,53% | | 80,80% | 82,33% | 87,17% |
| | (21,10%) | | (13,50%) | (24,06%) | (23,03%) |
| 2012 | 18,07% | 7,80% | 51,43% | 6,89% | 28,59% |
| | 91,15% | | 122,61% | 64,67% | 88,06% |
| | (25,39%) | | (18,08%) | (19,98%) | (27,14%) |
| 2013 | 11,53% | 5,28% | 25,70% | 5,47% | 22,74% |
| | 62,25% | | 43,34% | 62,69% | 66,00% |
| | (19,28%) | | (14,26%) | (21,60%) | (20,11%) |
| 2014 | 15,67% | 5,72% | 22,13% | 9,30% | 22,69% |
| | 66,50% | | 42,71% | 46,41% | 78,26% |
| | (20,83%) | | (13,63%) | (22,22%) | (21,95%) |
| 2015 | 14,50% | 5,82% | 17,25% | 12,21% | 19,13% |
| | 68,45% | | 45,81% | 75,48% | 70,93% |
| | (20,13%) | | (16,30%) | (21,80%) | (20,25%) |
| 2016 | 9,45% | 5,97% | -13,14% | 11,83% | 17,73% |
| | 58,91% | | 37,58% | 53,73% | 65,38% |
| | 16,83% | | (16,83%) | (17,98%) | (16,33%) |
| 2017 | 0,93% | 5,63% | -50,30% | 8,75% | 17,51% |
| | 63,53% | | 39,40% | 55,44% | 71,12% |
| | (16,55%) | | (12,66%) | (18,86%) | (17,16%) |
| 2018 | 18,90% | 3,73% | 45,19% | 15,24% | 10,96% |
| | 50,23% | | 24,28% | 64,23% | 51,83% |
| | (13,79%) | | (15,08%) | (24,86%) | (12,39%) |
| 2019 | 9,28% | 1,07% | 2,40% | 10,41% | 11,62% |
| | 46,28% | | 40,87% | 48,86% | 46,26% |
| | (13,29%) | | (19,51%) | (12,92%) | (13,17%) |
| 2020 | 7,54% | 2,71% | 27,50% | 3,45% | 9,02% |
| | 47,04% | | 60,81% | 44,38% | 43,78% |
| | (12,31%) | | (16,11%) | (7,35%) | (11,35%) |
| 2021 | 12,65% | 5,05% | 24,10% | 9,51% | 16,18% |
| | 60,56% | | 128,56% | 55,95% | 43,13% |
| | (16,74%) | | (20,23%) | (12,94%) | (17,25%) |
| 2022 | 4,04% | 4,85% | -42,61% | 10,11% | 13,71% |
| | 65,45% | | 92,41% | 56,10% | 61,11% |
| | (18,25%) | | (21,31%) | (12,94%) | (21,58%) |

Anmerkung: Spalte 3 zeigt die gewichtete durchschnittliche Eigenkapital-Rentabilität für den Bankensektor. Die Spalten 2, 4, 5 und 6 zeigen die gewichtete Durchschnitts-, *ungewichtete Durchschnitts-* und (Median-)Eigenkapital-Rentabilität von Leasing-Gesellschaften, ebenfalls unterteilt nach Eigentümerstruktur. Die *ungewichtete durchschnittliche* und die (mediane) Eigenkapital-Rentabilität für Leasing-Gesellschaften sind auf dem 5%/95%-Niveau winsorisiert.

Die Kosteneffizienz von Finanzinstituten wird in der Regel anhand der Cost Income Ratio gemessen, d.h. an den Verwaltungsausgaben im Verhältnis zu den Betriebserträgen. Die Betriebserträge für Leasing-Gesellschaften werden definiert als die Summe aus Leasingergebnis, Zinsergebnis, Provisionsergebnis und sonstigen betrieblichen Erträgen abzüglich der Abschreibungen auf das Leasingvermögen. Durch diese Definition der Betriebserträge wird die CIR der Leasing-Gesellschaften mit der CIR der Banken vergleichbar gemacht:

$$\text{CIR} = \frac{\text{Verwaltungskosten}}{\text{Leasingergebnis} + \text{Zinsergebnis} + \text{Provisionsergebnis} + \text{Sonstige betriebliche Erträge} - \text{Abschreibungen auf Leasingvermögen}}$$

In Übereinstimmung mit den sinkenden Rentabilitätskennzahlen ist die Cost Income Ratio des Leasingsektors von 29,9 % im Jahr 2009 auf 48,2 % im Jahr 2022 gestiegen (siehe Tabelle 2.11). Diese Entwicklung trifft für alle Arten von Leasing-Gesellschaften zu. Herstellernahe Leasing-Gesellschaften weisen über alle Maße fast durchgehend niedrigere Cost Income Ratios auf als bankennahe oder unabhängige Leasing-Gesellschaften. Die Unterschiede zwischen der CIR von herstellernahen und unabhängigen sowie von herstellernahen und bankennahen Leasing-Gesellschaften sind statistisch signifikant (p-Werte < 0,001 [herstellernahe vs. unabhängige] und 0,01 [herstellernahe vs. bankennahe]). Wie in Tabelle 2.11 dargestellt, arbeiten Leasing-Gesellschaften deutlich kosteneffizienter als Banken.¹⁴

¹⁴Vgl. Deutsche Bundesbank (2023).

Tabelle 2.11: Cost Income Ratio von Leasing-Gesellschaften und Banken

| | Alle Leasing-Gesellschaften | Banken | Herstellernah | Bankennah | Unabhängig |
|-------------|------------------------------------|---------------|----------------------|------------------|-------------------|
| 2009 | 29,9% | 65,1% | 23,4% | 54,0% | 28,6% |
| | 67,0% | | 49,1% | 91,0% | 65,2% |
| | (48,5%) | | (35,4%) | (49,7%) | (51,5%) |
| 2010 | 44,5% | 63,8% | 18,0% | 74,3% | 47,5% |
| | 66,2% | | 48,8% | 79,5% | 68,4% |
| | (47,5%) | | (42,6%) | (45,1%) | (49,0%) |
| 2011 | 31,2% | 64,0% | 24,2% | 90,6% | 22,7% |
| | 54,6% | | 46,8% | 67,3% | 51,9% |
| | (47,0%) | | (42,9%) | (48,7%) | (48,2%) |
| 2012 | 34,7% | 64,3% | 29,4% | 93,3% | 25,4% |
| | 57,3% | | 44,6% | 63,7% | 58,6% |
| | (47,5%) | | (34,5%) | (45,2%) | (53,1%) |
| 2013 | 43,7% | 69,2% | 48,8% | 96,4% | 31,6% |
| | 59,0% | | 50,1% | 72,5% | 57,2% |
| | (50,6%) | | (39,7%) | (50,7%) | (52,0%) |
| 2014 | 45,8% | 69,2% | 64,3% | 97,3% | 27,9% |
| | 72,0% | | 88,9% | 81,6% | 65,4% |
| | (54,7%) | | (45,0%) | (55,9%) | (55,1%) |
| 2015 | 40,4% | 70,4% | 49,5% | 105,3% | 25,9% |
| | 57,7% | | 54,6% | 74,5% | 54,9% |
| | (50,2%) | | (39,5%) | (47,6%) | (54,3%) |
| 2016 | 43,7% | 69,3% | 44,5% | 101,5% | 30,3% |
| | 63,7% | | 46,7% | 76,5% | 66,1% |
| | (54,0%) | | (42,3%) | (55,6%) | (58,7%) |
| 2017 | 45,1% | 71,9% | 72,6% | 108,6% | 27,8% |
| | 70,6% | | 47,8% | 108,0% | 68,0% |
| | (57,6%) | | (47,1%) | (62,2%) | (60,2%) |
| 2018 | 38,0% | 73,1% | 48,1% | 95,5% | 24,3% |
| | 68,9% | | 57,2% | 99,1% | 64,4% |
| | (54,6%) | | (45,1%) | (61,0%) | (54,1%) |
| 2019 | 47,3% | 76,0% | 50,3% | 87,6% | 32,3% |
| | 69,4% | | 55,5% | 85,2% | 69,1% |
| | (57,5%) | | (45,8%) | (61,7%) | (58,8%) |
| 2020 | 51,5% | 72,3% | 46,3% | 81,0% | 38,5% |
| | 71,2% | | 58,7% | 77,2% | 72,3% |
| | (56,1%) | | (44,2%) | (58,8%) | (57,0%) |
| 2021 | 60,1% | 72,9% | 82,0% | 97,3% | 32,2% |
| | 67,1% | | 44,3% | 91,1% | 67,6% |
| | (56,4%) | | (38,8%) | (55,3%) | (60,9%) |
| 2022 | 48,2% | 67,3% | 57,9% | 78,0% | 33,8% |
| | 69,2% | | 44,4% | 76,1% | 73,6% |
| | (54,0%) | | (40,2%) | (53,2%) | (55,1%) |

Anmerkung: Spalte 3 zeigt die gewichtete durchschnittliche Cost Income Ratio für den Bankensektor. Die Spalten 2, 4, 5 und 6 zeigen die gewichtete durchschnittliche, *ungewichtete durchschnittliche* und (mediane) Cost Income Ratio von Leasing-Gesellschaften, ebenfalls aufgeteilt nach Eigentümerstruktur. Die *ungewichtete durchschnittliche* und die (mediane) Cost Income Ratio für Leasing-Gesellschaften sind auf dem 5%/95%-Niveau winsorisiert.

Die Verwaltungskosten in Prozent des Vermietvermögens sind im Laufe der Zeit stabil geblieben. Der höhere Anteil in den Jahren 2010 bis 2015 könnte auf zusätzliche Ausgaben zur Anpassung an die 2009 eingeführten regulatorischen Anforderungen zurückzuführen sein.¹⁵ Die Verwaltungskostenquote ist bei den unabhängigen Leasing-Gesellschaften am höchsten (siehe Tabelle 2.12). Alle Unterschiede zwischen den Unternehmen mit unterschiedlichem Eigentümerhintergrund sind signifikant (p-Werte 0,01 [bankennahe vs. herstellernahe], < 0,001 [bankennahe vs. unabhängige] und < 0,001 [herstellernahe vs. unabhängige]). Bankennahe Leasing-Gesellschaften und herstellernahe Leasing-Gesellschaften sind im Durchschnitt deutlich größer als unabhängige Leasing-Gesellschaften und profitieren möglicherweise bei den Verwaltungskosten von Skaleneffekten.

Der Zinsaufwand als Prozentsatz der Kredit-Verbindlichkeiten ist von 2009 bis 2022 um etwa 370 Basispunkte gesunken und spiegelt damit das sinkende Marktzinsniveau wider. Der prozentuale Zinsaufwand ist bei bankennahen Leasing-Gesellschaften am niedrigsten und bei herstellernahen Leasing-Gesellschaften am höchsten (siehe Tabelle 2.12). Sämtliche Unterschiede zwischen Gesellschaften mit unterschiedlichem Eigentümerhintergrund sind signifikant (p-Werte < 0,001 [bankennahe vs. herstellernahe], < 0,001 [herstellernahe vs. unabhängige] und 0,01 [bankennahe vs. unabhängige]). Bankennahe Leasing-Gesellschaften scheinen von ihrer engen Beziehung zum Bankensektor zu profitieren. Die höheren Finanzierungskosten der herstellernahen Leasing-Gesellschaften sind überraschend. Es scheint, als ob die Bonität der Muttergesellschaft keinen signifikanten Einfluss auf die Kreditkonditionen hat. Es ist jedoch zu bedenken, dass der prozentuale Zinsaufwand die impliziten Finanzierungskosten der Forfaitierung nicht erfasst. Da die Finanzierungsstrategie von herstellernahen Leasing-Gesellschaften stark von der Forfaitierung abhängt, kann der prozentuale Zinsaufwand ein verzerrtes Bild der Gesamtfinanzierungskosten vermitteln.

¹⁵Vgl. Hartmann-Wendels/Nemet/Azimi Garakani (2012).

Tabelle 2.12: Verwaltungskosten in Prozent des Geschäftsvolumens und Zinsaufwand in Prozent der Verbindlichkeiten gegenüber Kreditinstituten

| | Alle | | Herstellernah | | Bankennah | | Unabhängig | |
|-------------|--------------------|--------------|---------------------|--------------|---------------------|--------------|---------------------|--------------|
| | Verwaltungs-kosten | Zinsauf-wand | Verwal-tungs-kosten | Zinsauf-wand | Verwal-tungs-kosten | Zinsauf-wand | Verwal-tungs-kosten | Zinsauf-wand |
| 2009 | 3,0% | 6,0% | 1,7% | 7,4% | 2,1% | 5,1% | 3,7% | 6,1% |
| 2010 | 3,3% | 5,7% | 2,2% | 14,3% | 2,3% | 5,1% | 3,9% | 5,7% |
| 2011 | 3,5% | 5,4% | 2,4% | 11,0% | 2,5% | 5,0% | 4,2% | 5,1% |
| 2012 | 3,5% | 4,8% | 2,2% | 8,6% | 2,0% | 4,3% | 4,2% | 4,8% |
| 2013 | 3,6% | 4,3% | 2,0% | 6,8% | 2,4% | 3,5% | 4,0% | 4,3% |
| 2014 | 3,4% | 3,9% | 2,1% | 8,2% | 2,2% | 4,3% | 3,8% | 3,8% |
| 2015 | 3,4% | 3,5% | 1,9% | 4,0% | 1,9% | 3,5% | 3,7% | 3,4% |
| 2016 | 3,1% | 3,0% | 1,8% | 3,4% | 1,7% | 1,5% | 3,5% | 3,0% |
| 2017 | 3,0% | 2,7% | 1,8% | 3,3% | 1,8% | 1,3% | 3,7% | 2,8% |
| 2018 | 3,2% | 2,5% | 1,7% | 3,1% | 1,5% | 1,3% | 3,6% | 2,7% |
| 2019 | 3,0% | 2,4% | 1,8% | 4,1% | 1,7% | 1,2% | 3,5% | 2,5% |
| 2020 | 2,9% | 2,3% | 2,0% | 3,5% | 1,7% | 1,1% | 3,5% | 2,5% |
| 2021 | 3,0% | 2,3% | 1,7% | 4,1% | 1,9% | 1,1% | 3,6% | 2,4% |
| 2022 | 2,7% | 2,3% | 2,1% | 3,3% | 1,8% | 1,1% | 3,0% | 2,5% |

Anmerkung: Median der Verwaltungskosten als Prozentsatz des Vermietvermögens. Median der Zinsaufwendungen als Prozentsatz der Verbindlichkeiten gegenüber Kreditinstituten.

2.5 Einflussfaktoren auf die Performance von Leasing-Gesellschaften

Rentabilität und Kosteneffizienz von Leasing-Gesellschaften variieren erheblich, sowohl im Zeitverlauf als auch zwischen den einzelnen Leasing-Gesellschaften. In diesem Abschnitt werden potentielle Einflussfaktoren auf die Rentabilität und Kosteneffizienz diskutiert.

2.5.1 Eigentümerhintergrund

Bankennahe Leasing-Gesellschaften können gegenüber anderen Leasinggebern im Vorteil sein, da sie aufgrund ihrer engen Beziehung zu Banken niedrigere Refinanzierungskosten haben. Banken verfügen über Insider-Informationen, die für die Bewertung der Kreditwürdigkeit einer Leasing-Gesellschaft, die zur gleichen Bankengruppe gehört, relevant sind. Dies trägt dazu bei, Moral-Hazard-Probleme abzuschwächen und senkt die Agency-Kosten der Fremdfinanzierung. Außerdem können

bankennahe Leasing-Gesellschaften die Bankfilialen als Vertriebskanal für den Verkauf von Leasing- und Mietkaufverträgen nutzen. Schließlich können bankennahe Leasing-Gesellschaften von der Erfahrung und dem Fachwissen der Banken bezüglich des Managements kreditbezogener Engagements und der Einhaltung aufsichtsrechtlicher Vorschriften profitieren. Man kann davon ausgehen, dass herstellernahe Leasing-Gesellschaften eine besondere Expertise über die von ihnen geleaste Vermögenswerte haben. Dieses Fachwissen und eine gute Kenntnis der Sekundärmärkte ermöglichen ihnen, die Restwerte der geleaste Vermögenswerte genauer vorherzusagen und gebrauchte Vermögenswerte zu höheren Preisen weiterzuverkaufen. Darüber hinaus kann das Management-Know-how der Muttergesellschaft der Leasing-Tochtergesellschaft kostenlos zur Verfügung gestellt werden, so dass das Unternehmen rentabler geführt werden kann. Im Gegensatz zu bankennahen und herstellernahen Leasing-Gesellschaften werden die Geschäftsaktivitäten unabhängiger Leasing-Gesellschaften weder durch eine konzernweite Strategie noch durch die für Großunternehmen typischen administrativen Hindernisse eingeschränkt.¹⁶ Dies verschafft unabhängigen Leasing-Gesellschaften mehr Flexibilität und mehr Möglichkeiten, sich auf rentable Geschäftsaktivitäten zu konzentrieren, wodurch die Nachteile höherer Refinanzierungskosten und höherer Verwaltungskosten möglicherweise aufgewogen werden. Allerdings profitieren unabhängige Leasing-Gesellschaften nicht von der Managementunterstützung durch eine Muttergesellschaft. Insgesamt gesehen hat jede Form von Eigentümerhintergrund ihre spezifischen Vor- und Nachteile. Man kann davon ausgehen, dass unabhängige Leasinggeber einen Kostennachteil haben, aber es gibt keine eindeutige Vermutung, ob und in welcher Richtung der Eigentümerhintergrund die Rentabilität beeinflusst.

2.5.2 Diversifizierung vs. Spezialisierung

Die Anzahl der angebotenen Objektarten schwankt bei den Leasing-Gesellschaften zwischen 1 und 6. Die Anzahl der Objektarten kann die Rentabilität und Kosteneffizienz auf zwei unterschiedliche Arten beeinflussen: Wird ein breiteres Spektrum an Objektarten

¹⁶Vgl. Williamson (1985).

verleaset, kann dies zu einer besseren Diversifikation des Restwerttrisikos führen. Die Marktpreise für gebrauchte Güter können im Laufe der Zeit schwanken, so dass niedrigere Preise für gebrauchte Güter eines Typs zumindest teilweise durch höhere Preise für andere Typen kompensiert werden. So führte beispielsweise die Abwrackprämie für Altfahrzeuge im Jahr 2009 zu einem erheblichen Preisverfall bei Gebrauchtwagen. Auf Autoleasing spezialisierte Leasing-Gesellschaften waren davon deutlich stärker betroffen als Leasing-Gesellschaften mit einem diversifizierten Leasingportfolio. Dagegen hilft die Fokussierung auf eine einzige Objektart, spezielles Fachwissen zu erwerben und ein profundes Wissen über die Sekundärmärkte für diese spezifische Objektart zu entwickeln. Ausgestattet mit diesem speziellen Fachwissen können Leasing-Gesellschaften künftige Preise für gebrauchte Wirtschaftsgüter genauer vorhersagen und wettbewerbsfähigere Mietpreise kalkulieren, was wiederum die Rentabilität und die Kosteneffizienz erhöht.

2.5.3 Unternehmensgröße

Als Indikator für die Unternehmensgröße wird die Bilanzsumme verwendet. Größere Unternehmen können von Skaleneffekten profitieren. Ein erheblicher Teil der Verwaltungskosten wird durch die regulatorischen Anforderungen verursacht. Aus dem Bankensektor ist bekannt, dass die regulatorische Belastung für kleinere Kreditinstitute höher ist. Es wird erwartet, dass dies auch für Leasing-Gesellschaften gilt. In Kapitel 2.4.1 wurde gezeigt, dass der Leasingmarkt stark konzentriert ist. Große Unternehmen können ihre Marktmacht ausnutzen, um höhere Gewinnspannen zu erzielen als kleinere Unternehmen. Darüber hinaus kann die Unternehmensgröße es einer Leasing-Gesellschaft ermöglichen, günstigere Kreditbedingungen auszuhandeln. Allerdings sind kleinere Unternehmen flexibler und können die Bedürfnisse ihrer Kunden schneller und individueller erfüllen. Dies ermöglicht es kleineren Leasinggebern, höhere Raten zu verlangen und so den potenziellen Kostennachteil zu kompensieren. Während erwartet wird, dass kleinere Unternehmen eine höhere Cost Income Ratio aufweisen, gibt es keine eindeutige Erwartung hinsichtlich des Einflusses der Größe auf die Rentabilität.

2.5.4 Leasing und Mietkauf

Leasing-Gesellschaften bieten im Wesentlichen zwei Produktarten an: Leasing und Mietkauf. Obwohl der Mietkauf im Laufe der Zeit an Bedeutung gewonnen hat, ist Leasing nach wie vor das dominierende Produkt. Leasing kann von Leasingnehmern bevorzugt werden, weil Leasingverträge nach HGB in der Regel nicht bei ihnen bilanziert werden. Darüber hinaus bietet Leasing mehr Flexibilität für den Leasingnehmer und erlaubt ihm, die Betriebsmittel häufiger zu erneuern. Dagegen können Kunden, die das Objekt letztendlich besitzen wollen, den Mietkauf bevorzugen, da in einem Mietkaufvertrag der endgültige Preis festgelegt wird, zu dem das Eigentum an dem Vermögenswert am Ende der Mietzeit auf den Leasinggeber übertragen wird. Mietkauf ist auch dann vorteilhaft gegenüber Leasing, wenn die Gewährung von Investitionszuschüssen daran gebunden ist, dass das Objekt beim Nutzer bilanziert wird. Wenn sich die Präferenzen der Kunden im betrachteten Zeitraum in Richtung Mietkauf verschoben haben, sollten Leasing-Gesellschaften, die Mietkauf anbieten, in der Lage gewesen sein, höhere Margen zu erzielen. Allerdings können Leasing-Gesellschaften beim Mietkauf keine sog. Nachgeschäftserlöse aus der Verwertung des Leasingobjekts erzielen. Somit gibt es keine eindeutige Erwartung, welchen Einfluss das Verhältnis von Leasing zu Mietkauf, gemessen durch das Verhältnis von Leasingvermögen zu Forderungen an Kunden, auf die Rentabilität hat.

2.5.5 Refinanzierungsstrategie

Leasing-Gesellschaften refinanzieren ihr Leasing- und Mietkaufportfolio durch Bankkredite oder durch Forfaitierung der Leasingraten, die in der Regel mit einer Sicherungsübereignung des Leasingobjekts an den Forfaieteur einhergeht. Beide Strategien haben ihre Vor- und Nachteile: Durch den Verkauf ihrer Leasingforderungen übertragen die Leasing-Gesellschaften das Kreditrisiko auf die Bank und verringern so die Ausfallrisiken. Ein geringeres Kreditrisiko kann zu einem besseren Kreditrating und günstigeren Kreditkonditionen führen. Jedoch ist die Übertragung des Kreditrisikos mit Kosten verbunden: Die Banken beziehen einen Abschlag für potenzielle Kreditverluste

in den Preis ein, den sie für den Erwerb der Leasingforderung anbieten. Ob eine Übertragung des Kreditrisikos vorteilhaft ist oder nicht, hängt davon ab, wer das Risiko besser bewältigen kann. Banken können im Vorteil sein, weil sie in der Regel größer sind als Leasing-Gesellschaften und daher bessere Möglichkeiten zur Streuung des Kreditrisikos haben. Hingegen sind Leasing-Gesellschaften den Banken bei der Verwertung von Objekten, die nach einem Ausfall des Leasingnehmers wieder in Besitz genommen werden, überlegen und können daher bei Ausfällen geringere Verluste realisieren.¹⁷ Aus theoretischer Sicht lässt sich keine eindeutige Hypothese aufstellen, ob die Refinanzierung durch Kredite oder durch Forfaitierung vorteilhafter ist. Die empirische Beobachtung eines sinkenden Anteils der Forfaitierung deutet darauf hin, dass die Kreditrefinanzierung profitabler geworden sein könnte.

2.5.6 Marktzinssätze

Der Marktzins wird als Kontrollvariable aufgenommen. Aus dem Bankensektor ist bekannt, dass das Niedrigzinsumfeld zu schrumpfenden Zinsmargen geführt hat. Da es sich bei Krediten und Leasing-/Mietkaufverträgen um konkurrierende Produkte handelt, liegt die Vermutung nahe, dass sich sinkende Marktzinsen negativ auf die Performance der Leasinggeber auswirken. Um die Leasingkonditionen sowohl auf B2B- als auch auf B2C-Märkten abzubilden, wird ein Zinssatz als Durchschnitt der jährlichen Durchschnittszinssätze für Konsumentenkredite an private Haushalte und für Kredite an nichtfinanzielle Kapitalgesellschaften konstruiert, jeweils für die drei Laufzeiten bis zu einem Jahr, ein Jahr bis fünf Jahre und über fünf Jahre.¹⁸ Dieser Durchschnittszinssatz sinkt von 5,4 % im Jahr 2009 auf 3,1 % im Jahr 2021, steigt im Rahmen der Zinswende 2022 jedoch wieder auf 5,4 %.

¹⁷Vgl. Hartmann-Wendels/Imanto (2020).

¹⁸Vgl. Deutsche Bundesbank (2024b).

2.5.7 Regressionsanalyse

Eine Regressionsanalyse mit den drei Performance-Kennzahlen als abhängigen und den oben genannten Faktoren als unabhängigen Variablen kann mit Endogenitätsproblemen konfrontiert sein. Unter Ausnutzung der Panelstruktur des Datensatzes wird überprüft, ob das Verhältnis von Leasing zu Mietkauf sowie das Verhältnis von Refinanzierung zu Forfaitierung von unbeobachtbaren Faktoren abhängt, die mit den unabhängigen Variablen korrelieren. Getestet wurde, ob ein Random-Effects-Within-Between-Modell (REWB), das die Vorteile von Fixed-Effects- und Random-Effects-Modellen kombiniert,¹⁹ oder ein normales Random-Effects-Modell (RE) besser zur Datenstruktur passt. Beide Modelle ermöglichen es, die Wirkung zeitkonstanter Variablen zu messen, die von großem Interesse sind (Eigentümerhintergrund, Anzahl der Leasingobjektarten), sowie Random Slopes zu berücksichtigen.²⁰ Im REWB-Modell werden zeitveränderliche unabhängige Variablen in einen Within-Effekt und einen Between-Effekt aufgeteilt und separat in das Modell aufgenommen.²¹ Eine ANOVA für alle abhängigen Variablen zeigt keine signifikante Verbesserung der Modellanpassung, wenn diese zusätzlichen Parameter einbezogen werden (p-Wert GKR = 0,1806, p-Wert EKR = 0,2076, p-Wert CIR = 0,2066). Daher ist eine Komponente mit Fixed Effects nicht erforderlich. Folglich wird das RE-Modell anstelle des REWB-Modells gewählt. Das angewandte RE-Modell erlaubt einen unternehmensspezifischen Random Intercept und einen zeit- und unternehmensspezifischen Random Slope. Es wurden auch verschiedene ökonometrische Spezifikationen mit einem zufälligen Random Intercept für die Zeit anstelle des Random Slope und zusätzlich zum Random Slope getestet. Die Ergebnisse sind in jedem dieser Modelle weitgehend identisch (siehe Anhang zu Kapitel 2). Formal lautet das ökonometrische Modell wie folgt:

$$Y_{i,t} = \beta_0 + L_{0,i} + (\beta_1 + t_i) \times X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.1)$$

¹⁹Vgl. Bell/Fairbrother/Jones (2019).

²⁰Vgl. Bell/Fairbrother/Jones (2019); Wooldridge (2020).

²¹Vgl. Bell/Fairbrother/Jones (2019).

In dem Modell bezeichnet $Y_{i,t}$ das Performancemaß, d.h. die Gesamtkapital-Rentabilität, die Eigenkapital-Rentabilität bzw. die Cost Income Ratio, $L_{0,i}$ den leasinggeberspezifischen Intercept, t_i ist eine zeit- und leasinggeberspezifische Zufallssteigung, $X_{i,t}$ ist eine Modellmatrix aus zeitvariablen und zeitkonstanten unabhängigen Variablen. Erklärungsvariablen sind der Eigentümerhintergrund (mit herstellernahen Leasing-Gesellschaften als Bezugsebene), die Anzahl der verleaste Assetklassen, die Bilanzsumme, das Verhältnis von Leasing zu Mietkauf, das Verhältnis von Kreditrefinanzierung zu Forfaitierung und die Marktzinssätze. Alle numerischen unabhängigen Variablen sind log-transformiert. Die abhängigen Variablen sind auf dem 5%/95%-Niveau winsorisiert. Die Werte für das Conditional R^2 liegen zwischen 0,622 und 0,738 und bestätigen eine gute Modellgüte für alle drei abhängigen Variablen. Tabelle 2.13 zeigt die Ergebnisse der Regression für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio.

Tabelle 2.13: Ergebnisse des RE-Schätzers für die abhängigen Variablen
Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio

| | Gesamtkapital- Rentabilität | Eigenkapital- Rentabilität | Cost Income Ratio |
|---|--------------------------------|-------------------------------|-------------------------|
| Intercept | 0,0996*** (0,0124) | 1,2755*** (0,3639) | 0,1705 (0,1488) |
| Bankennah | -0,0032 (0,0055) | 0,0499 (0,1572) | 0,0556 (0,0674) |
| Unabhängig | -0,0052 (0,0049) | -0,0147 (0,1402) | 0,0849 (0,0599) |
| Anzahl verleaste Assetklassen | -0,0016 (0,0011) | -0,0403 (0,0307) | 0,0182 (0,0132) |
| Bilanzsumme | -0,0049*** (0,0007) | -0,0009 (0,0200) | 0,0058 (0,0084) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf | -0,0013*** (0,0005) | -0,0091 (0,0141) | 0,0058 (0,0057) |
| Verhältnis Kredite zu Forfaitierung | -0,0003 (0,0003) | -0,0009 (0,0102) | 0,0033 (0,0041) |
| Marktzinssätze | 0,0047* (0,0028) | 0,2117** (0,0842) | -0,0633* (0,0333) |
| Random Effects | | | |
| σ^2 : Restabweichung | 0,00 | 0,38 | 0,06 |
| τ_{00} : Varianz des Zufallsabschnitts $L_{0,i}$ | 0,00 Gesellschaft | 0,63 Gesellschaft | 0,12 Gesellschaft |
| τ_{11} : Varianz der zufälligen Steigung t_i | 0,00 Gesellschaft, Jahr | 0,00 Gesellschaft, Jahr | 0,00 Gesellschaft, Jahr |
| ρ_{01} : Korrelation zwischen $L_{0,i}$ and t_i | -0,74 Gesellschaft | -0,65 Gesellschaft | -0,67 Gesellschaft |
| N: Anzahl der Zufallsabschnitte $L_{0,i}$ | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft |
| Beobachtungen | 2186 | 2186 | 2186 |
| Marginal R^2 / Conditional R^2 | 0,069 / 0,738 | 0,006 / 0,622 | 0,013 / 0,684 |

Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse der Random Effects-Regression für die Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio. Zudem werden in Klammern die Standardfehler angegeben. ***, ** und * zeigen jeweils die statistische Signifikanz auf dem 1%, 5% sowie 10 % Signifikanzniveau.

Der Eigentümerhintergrund hat keinen signifikanten Einfluss auf die Rentabilität sowie auf die Kosteneffizienz. Dies steht im Einklang mit der Hypothese, dass jede Art von Eigentümerstruktur ihre spezifischen Stärken und Schwächen hat. Obwohl statistisch nicht signifikant, deuten die Ergebnisse in Tabelle 2.13 darauf hin, dass eine Diversifizierung über die Objektarten sowohl die Kosteneffizienz als auch die

Rentabilität verringert. Eine Spezialisierung auf weniger Anlageklassen und damit eine Verringerung der Komplexität scheint sich auszuzahlen. Die Unternehmensgröße verschlechtert die Gesamtkapital-Rentabilität signifikant und hat einen wirtschaftlich geringen und statistisch nicht signifikanten negativen Einfluss auf die Eigenkapital-Rentabilität und die Cost Income Ratio. Die Regressionsergebnisse liefern Hinweise auf die zunehmende Bedeutung des Mietkaufs. Alle drei Leistungskennzahlen werden durch den Anteil des Mietkaufs am Geschäftsvolumen positiv beeinflusst. Dieser Effekt ist zudem bei der Gesamtkapital-Rentabilität signifikant. Die Refinanzierung über Kredite scheint die Rentabilität und die betriebliche Effizienz zu verringern. Obwohl dieser Effekt statistisch nicht signifikant ist, stimmen die Vorzeichen der Koeffizienten nicht mit der empirischen Beobachtung einer überwiegenden und zunehmenden Nutzung der Kreditrefinanzierung überein. Ähnlich wie bei den Banken verringern niedrigere Marktzinssätze die Rentabilität von Leasinggebern und die schrumpfende Zinsspanne verschlechtert die Cost Income Ratio. Dieser Effekt ist stets signifikant.

2.6 Fazit

Dieser Beitrag beleuchtet die Geschäftstätigkeit und die Performance deutscher Leasing-Gesellschaften. Die zunehmende Bedeutung des Leasings im Vergleich zur Kreditfinanzierung steht im Einklang mit der Feststellung, dass Leasing-Gesellschaften im Vergleich zu Banken in Bezug auf Rentabilität und Kosteneffizienz besser abschneiden. Der vorliegende Datensatz ermöglicht es, Unterschiede in den Geschäftsaktivitäten und Refinanzierungsstrategien von Leasing-Gesellschaften in Bezug auf ihren Eigentümerhintergrund zu identifizieren, und zeigt, wie sich diese Unterschiede im Laufe der Zeit entwickelt haben. Herstellernahe und unabhängige Leasing-Gesellschaften schneiden im Hinblick auf die Gesamtkapital-Rentabilität deutlich besser ab als bankennahe Unternehmen. Während Leasing nach wie vor die dominierende Vertragsart ist, die von Leasing-Gesellschaften angeboten wird, hat der Mietkauf an Bedeutung gewonnen. Dieses Ergebnis wird durch eine Regressionsanalyse gestützt, die einen positiven Effekt des Mietkaufs auf die Rentabilität (im Hinblick auf

die Gesamtkapital-Rentabilität signifikant) und Kosteneffizienz zeigt. Im Gegensatz dazu ist keine Erklärung für den zunehmenden Einsatz von Kreditrefinanzierung anstelle von Forfaitierung zu finden. Darüber hinaus ist festzuhalten, dass eine geringere Unternehmensgröße die Gesamtkapital-Rentabilität eines Unternehmens deutlich verbessert. Wie bei den deutschen Banken werden die Profitabilität und die Kosteneffizienz der deutschen Leasing-Gesellschaften signifikant durch die Marktzinsen beeinflusst. Weitergehend können mithilfe des Datensatzes auch die Nutzung und die Effekte des leasingspezifischen Substanzwerts untersucht werden.²² Dieser korrigiert die bei Leasingverträgen typischen hohen Aufwendungen zu Beginn und gibt dadurch den Totalerfolg eines Leasingvertrags periodengerecht wieder. Er wird als Ergänzung zum bilanziellen Eigenkapital von ca. 60 % der deutschen Leasing-Gesellschaften ermittelt und von ca. 30 % auch als Zahl veröffentlicht. Durch seine Nutzung können Leasing-Gesellschaften ihre Eigenkapitalquote und Gesamtkapital-Rentabilität im Vergleich zur bilanziellen Berechnung verbessern.²³ Zukünftige Untersuchungen mit einer aktualisierten Datenbasis werden zeigen, wie robust Leasing-Gesellschaften während der wirtschaftlichen Verwerfungen aufgrund des Ukraine-Kriegs abgeschnitten haben. Weiterhin wird sich zeigen, wie sich die Erhöhung des Zinsniveaus auf die Profitabilität von Leasing-Gesellschaften auswirkt. Da Leasing-Gesellschaften anders als Banken keine Fristentransformation betreiben, ist zu vermuten, dass sich der Profitabilitätsvorsprung gegenüber den Banken ausweitet.

²²Vgl. Hartmann-Wendels/Kußmaul (2021) sowie eingehend Kußmaul (2023).

²³Vgl. Kußmaul (2023).

Kapitel 3

Der Leasing-Substanzwert als alternative Leistungskennzahl – Effekte und Einflussfaktoren¹

3.1 Einleitung

Neben der verpflichtenden Publizität (mandatory disclosure) betreiben Unternehmen häufig auch freiwillige Publizität (voluntary disclosure), um zusätzliche Informationen bereit zu stellen. Mangels eindeutiger Vorschriften in der internationalen und nationalen Rechnungslegung haben Unternehmen große Gestaltungsfreiheiten. Insbesondere die Veröffentlichung sog. alternativer Leistungskennzahlen (APM – Alternative Performance Measures) ist bei vielen Unternehmen üblich, u.a. um die Darstellung der Ertrags- und Vermögenslage in ihrem Sinne gestalten zu können. Die bekanntesten APM sind EB-Größen wie EBIT und EBITDA, die in ihrer normalen Form jedoch auch aus Bilanz und GuV berechnet werden können und dem Jahresabschlussleser keine zusätzlichen originären Informationen bieten. Jedoch werden häufig auch modifizierte EB-Größen und andere APM, die nicht aus Bilanz und GuV ersichtlich sind,

¹Dieses Kapitel basiert auf Kußmaul (2023). Für hilfreiche Anmerkungen danke ich Herrn Professor Dr. Thomas Hartmann-Wendels sowie einem anonymen Gutachter der BFuP.

veröffentlicht.² Für die Leasingbranche ist der vom BDL entwickelte Substanzwert als erweitertes betriebswirtschaftliches Eigenkapital ein einschlägiger APM. Der Substanzwert beinhaltet – neben dem bilanziellen Eigenkapital – den Barwert der zukünftigen Einzahlungsüberschüsse aus dem Vertragsbestand. Er bildet dadurch das Ertragspotenzial einer Leasing-Gesellschaft ab und bietet dem Jahresabschlussleser einen echten Informationsgewinn, da er aus Bilanz und GuV nicht berechnet werden kann.³ Als erweitertes betriebswirtschaftliches Eigenkapital ist der Substanzwert bedeutend größer als das bilanzielle Eigenkapital, wie das Beispiel der Deutschen Leasing für das Geschäftsjahr 2019/2020 zeigt: Das bilanzielle Eigenkapital betrug 907 Millionen Euro, der Substanzwert dagegen 2.099 Millionen Euro. Er kann nicht nur für eine verbesserte Darstellung des Eigenkapitals und damit der Bonität nach außen hin, sondern auch als Risikodeckungspotenzial im Rahmen der MaRisk genutzt werden.

Es gibt noch keine empirischen Untersuchungen zum Substanzwert und zur freiwilligen Publizität bei Leasing-Gesellschaften, obwohl Leasing als Finanzierungsinstrument in Deutschland eine große Bedeutung zukommt. So werden seit dem Jahr 2011 über 50 % der außenfinanzierten Investitionen über Leasing – und nicht Kreditfinanzierung – realisiert.⁴ In diesem Beitrag wird eine am Forschungsinstitut für Leasing an der Universität zu Köln (FIL) aufgebaute Datenbank genutzt, um die Nutzung des Substanzwerts, den Einfluss des Substanzwerts auf wichtige Kennzahlen zur Darstellung der Ertrags- und Vermögenslage und die Motive für eine Veröffentlichung des Substanzwerts zu untersuchen. Damit wird auch eine Lücke in der Forschung zu freiwilliger Publizität in Deutschland geschlossen, da zahlreiche deskriptive Abhandlungen existieren, jedoch kaum Untersuchungen zu den Motiven.⁵

In Kapitel 3.2 werden mögliche Gründe für freiwillige Publizität erörtert und der Substanzwert als alternative Leistungskennzahl erläutert. In Kapitel 3.3 werden die FIL-

²Vgl. Hitz/Jenniges (2008).

³Vgl. Hellen (2003).

⁴Vgl. BDL (2021a).

⁵Vgl. Knauer/Wöhrmann (2011).

Datenbank näher vorgestellt und die Nutzung des Substanzwerts sowie dessen Auswirkungen auf Eigenkapitalquote und Gesamtkapitalrentabilität beschrieben. Dabei findet insbesondere eine Gegenüberstellung dieser Kennzahlen zwischen den Gesellschaften ohne Substanzwertangabe (Nicht-Substanzwert-Gesellschaften) und den Gesellschaften mit Substanzwertangabe (Substanzwert-Gesellschaften) statt. Dadurch wird aufgezeigt, wie die Substanzwert-Gesellschaften im Vergleich zu den Nicht-Substanzwert-Gesellschaften aufgestellt sind, zunächst bezogen auf die bilanziellen Kennzahlen, danach unter Berücksichtigung der modifizierten Kennzahlen. In Kapitel 3.4 werden Hypothesen über mögliche Faktoren, die die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe beeinflussen, formuliert und die Regressionsergebnisse diskutiert. Der Beitrag schließt mit einem Fazit in Kapitel 3.5.

3.2 Gründe für freiwillige Publizität und insbesondere alternative Leistungskennzahlen auch im Kontext des Substanzwerts

3.2.1 Rechtlicher Hintergrund und Verbreitung

Die freiwillige Publizität inklusive der Veröffentlichung von APM – in der Literatur häufig auch als Nicht-GAAP-Kennzahlen oder pro forma-Kennzahlen bezeichnet⁶ – ist im Rahmen der internationalen und nationalen Rechnungslegung einschließlich des deutschen HGB mit nur geringen rechtlichen Einschränkungen möglich.⁷ Keiner der IFRS-Standards geht näher auf eine solche Veröffentlichung ein, jedoch gibt es in nahezu allen Ländern Leitlinien von den zuständigen Aufsichtsbehörden bezüglich APM.⁸ Für Europa relevant sind die Leitlinien der European Securities and Markets Authority (ESMA), welche eine exakte Definition, Stetigkeit, Vergleichbarkeit, sinnvolle

⁶Vgl. Dinh/Thielemann (2016).

⁷Vgl. Müller (2021).

⁸Vgl. Ernst & Young (2018).

Bezeichnungen und eine Erläuterung für APM verlangen.⁹ Diese Leitlinien sind jedoch nur für Unternehmen, deren Wertpapiere zum Handel an einem geregelten Markt zugelassen sind, einschlägig. Außerdem sind die Jahresabschlüsse und in diesen veröffentlichte Finanzinformationen von deren Anwendung explizit ausgenommen.¹⁰ Auch die handelsrechtliche Rechnungslegung geht nicht genauer auf APM ein. Gem. § 289 Abs. 1 Satz 3 i.V.m. § 315 Abs. 1 Satz 3 HGB sind zwar im Lagebericht die bedeutsamsten finanziellen Leistungsindikatoren anzugeben und zu erläutern, diese werden jedoch nicht definiert.¹¹ Somit sind die deutschen Leasing-Gesellschaften, die alle nach HGB bilanzieren und deren Jahresabschlüsse nicht von der ESMA-Leitlinie erfasst werden, nahezu keinen rechtlichen Beschränkungen bei der Veröffentlichung von APM unterworfen.

Freiwillige Publizität und die Veröffentlichung von APM haben in den vergangenen Jahren stark zugenommen und sind international zum Standard geworden, sowohl bei IFRS-Bilanzierern als auch bei Unternehmen, für die die jeweiligen nationalen GAAP einschlägig sind.¹² Auch bei deutschen Unternehmen sind APM weit verbreitet. Bereits im Jahr 2002 veröffentlichten 90 % der deutschen, kapitalmarktorientierten Unternehmen mindestens eine EB-Kennzahl.¹³ Für das Jahr 2005 stellt Volk fest, dass zwei Drittel der DAX-Unternehmen mindestens einen APM publizieren.¹⁴ Diesen hohen Grad an freiwilliger Publizität bestätigen Hitz und Jenniges, die zeigen, dass 80 % der DAX-, MDAX- und TecDAX-Unternehmen mindestens einen APM veröffentlichen.¹⁵ Sie unterscheiden zudem zwischen aus dem Jahresabschluss berechneten und modifizierten Ergebnisgrößen und finden heraus, dass am häufigsten aus dem Jahresabschluss berechnete EBIT und EBITDA veröffentlicht werden. Jedoch werden von 19 % der

⁹Vgl. ESMA (2015).

¹⁰Vgl. ESMA (2015); Hebestreit/Teitler-Feinberg (2017).

¹¹Vgl. Dobler (2020); Krimpmann/Müller (2021).

¹²Vgl. Adams/Meckfessel (2021); Black/Christensen/Ciesielski/Whipple (2018); Marques (2017); Solsma/Wilder (2015).

¹³Vgl. Küting/Heiden (2002); Küting/Heiden (2003).

¹⁴Vgl. Volk (2007).

¹⁵Vgl. Hitz/Jenniges (2008).

betrachteten Unternehmen auch modifizierte Ergebnisgrößen, deren Berechnung aus dem Jahresabschluss nicht ersichtlich ist, veröffentlicht. Dies sind nahezu ausschließlich modifizierte EB-Kennzahlen. Auch Bassen, Frank, Madsen, Bojanic und Laskavaya bestätigen die weite Verbreitung von APM, insb. EB-Kennzahlen, bei deutschen kapitalmarktorientierten Unternehmen.¹⁶ Ähnlich wie Hitz und Jenniges stellen auch sie eine mangelnde Transparenz und Nachvollziehbarkeit der veröffentlichten, modifizierten APM fest.¹⁷

3.2.2 Theorien und empirische Befunde

3.2.2.1 Agenturtheorie

Es werden grundsätzlich vier Motive für bzw. gegen freiwillige Publizität angeführt.¹⁸ Diese werden in Anlehnung an Core sowie Healy und Palepu verknüpft mit den empirischen Befunden, die mit den jeweiligen Theorien in Verbindung stehen.¹⁹

Manager als Agenten haben mehr Informationen als die Prinzipale (z.B. Anteilseigner), weswegen eine Informationsasymmetrie vorliegt. Da die Manager in ihrem eigenen Interesse handeln, kann dies dazu führen, dass sie Entscheidungen treffen, die nicht im Sinne des Unternehmens sind, wodurch Agenturkosten entstehen.²⁰ Indem Manager die freiwillige Publizität nutzen, um Prinzipale und andere Stakeholder davon zu überzeugen, dass sie Entscheidungen im Sinne des Unternehmens treffen, werden die Informationsasymmetrie und damit die Agenturkosten reduziert.²¹ Manager schränken also ihre aufgrund der Informationsasymmetrie bestehenden Vorteile ein, um nach außen hin Rechenschaft für ihre Entscheidungen abzulegen.²² Der Anreiz für freiwillige Publizität ist vor diesem Hintergrund für große Unternehmen besonders hoch, da sie im

¹⁶Vgl. Bassen/Frank/Madsen/Bojanic/Laskavaya (2012).

¹⁷Vgl. Bassen/Frank/Madsen/Bojanic/Laskavaya (2012); Hitz/Jenniges (2008).

¹⁸Vgl. Cotter/Lokman/Najah (2011); Jana/McMeeking (2021); Shehata (2014).

¹⁹Vgl. Core (2001); Healy/Palepu (2001).

²⁰Vgl. Jensen/Meckling (1976).

²¹Vgl. Barako/Hancock/Izan (2006); Healy/Palepu (2001); Shehata (2014); Verrecchia (2001); Watson/Shrives/Marston (2002).

²²Vgl. Knauer/Wöhrmann (2011).

Fokus der Öffentlichkeit stehen und sich eher rechtfertigen müssen. Daher wird davon ausgegangen, dass die freiwillige Publizität mit einer steigenden Unternehmensgröße zunimmt.²³

Empirische Studien bestätigen den positiven Zusammenhang zwischen der Unternehmensgröße und dem Ausmaß der freiwilligen Publizität.²⁴

3.2.2.2 Signalling-Theorie

Die Signalling-Theorie geht davon aus, dass Unternehmen potenziellen Investoren signalisieren möchten, dass sie Vorteile gegenüber Wettbewerbern haben, wofür freiwillige Publizität genutzt werden kann.²⁵ Insbesondere um Eigen- und Fremdkapitalgebern zu zeigen, dass Ertrags-, Finanz- und Vermögenslage vorteilhaft sind, können Unternehmen zusätzliche Kennzahlen im Rahmen der freiwilligen Publizität angeben.²⁶ Durch umfangreiche Informationen sollen demnach das Rating verbessert und die Risikoprämie verringert werden, um Finanzierungskosten zu senken und die Liquidität zu erhöhen.²⁷ Dies ist insbesondere für börsennotierte Unternehmen relevant, um ihren Aktienkurs positiv beeinflussen zu können.²⁸ Durch die Methodenfreiheit ist es Unternehmen möglich, Kennzahlen auszuwählen, welche die eigene Situation möglichst vorteilhaft darstellen.²⁹ Somit können APM veröffentlicht werden, um einerseits sinnvolle zusätzliche Informationen bereitzustellen, andererseits aber auch, um gezielt Kapitalgeber zu beeinflussen.³⁰ Daher wird weithin davon ausgegangen, dass

²³Vgl. Watson/Shrives/Marston (2002).

²⁴Vgl. Ahmed/Courtis (1999); Boesso/Kumar (2006); Depoers (2000); Elfeky (2017); Forte/Batista dos Santos Neto/Chaves Nobre/Nepomuceno Nobre/Barrêto de Queiroz (2015); Lan/Wang/Zhang (2013); Lang/Lundholm (1992); Meek/Roberts/Gray (1995); Raffournier (1995); Watson/Shrives/Marston (2002).

²⁵Vgl. Bini/Giunta/Dainelli (2011); Cotter/Lokman/Najah (2011); Shehata (2014).

²⁶Vgl. Diamond/Verrecchia (1991).

²⁷Vgl. Diamond/Verrecchia (1991); Verrecchia (1983).

²⁸Vgl. Leuz (2003).

²⁹Vgl. Kleinmanns (2016).

³⁰Vgl. Bhattacharya/Black/Christensen/Larson (2003); Dinh/Thielemann (2016); Hitz (2010a).

Unternehmen im Falle einer guten Performance eher freiwillig (positive) Informationen bereitstellen.³¹

Die Annahme, dass mehr freiwillige Publizität mit einem Rückgang der Kapitalkosten sowie einer Erhöhung der Liquidität verbunden ist, wird durch empirische Studien gestützt. Cheynel sowie Francis, Khurana und Pereira bzw. Francis, Nanda und Olsson stellen fest, dass die Veröffentlichung zusätzlicher Informationen mit geringeren Fremdkapitalkosten einhergeht.³² Dies wird – teilweise mit Einschränkungen – für die Eigenkapitalkosten bestätigt.³³ Dhaliwal, Li, Tsang und Yang bestätigen dies bezogen auf freiwillige Publizität von Corporate Social Responsibility.³⁴ Balakrishnan, Billings, Kelly und Ljungqvist sowie Schoenfeld halten fest, dass mehr freiwillige Publizität mit einer höheren Liquidität eines Unternehmens verbunden ist.³⁵ Graham, Harvey und Rajgopal finden zudem heraus, dass diese Überlegungen in der Praxis ein bedeutendes Motiv für freiwillige Publizität sind.³⁶ Dies wird durch Studien von Francis, Khurana und Pereira sowie Jankensgård unterstützt, die zeigen, dass sich ein größerer Bedarf an Fremdfinanzierung positiv auf das Ausmaß der freiwilligen Publizität auswirkt.³⁷

Die empirische Literatur zum Zusammenhang von Performance und freiwilliger Publizität ist nicht eindeutig. Zahlreiche Untersuchungen stellen fest, dass Unternehmen mit einer höheren Profitabilität eher freiwillige Informationen publizieren.³⁸ Campbell, Gee und Wiebe zeigen, dass Unternehmen pro-forma-Kennzahlen nicht explizit dann veröffentlichen, wenn die GAAP-Kennzahlen schlecht sind, um diese zu kompensieren, sondern wenn GAAP-Kennzahlen nicht mit vorherigen Jahren vergleichbar sind.³⁹

³¹Vgl. Bini/Dainelli/Giunta (2017); Watson/Shrives/Marston (2002).

³²Vgl. Cheynel (2013); Francis/Khurana/Pereira (2005); Francis/Nanda/Olsson (2008).

³³Vgl. Botosan (1997); Hail (2002); Setiany/Suhardjanto/Lukviarman/Hartoko (2017).

³⁴Vgl. Dhaliwal/Li/Tsang/Yang (2011).

³⁵Vgl. Balakrishnan/Billings/Kelly/Ljungqvist (2014); Schoenfeld (2017).

³⁶Vgl. Graham/Harvey/Rajgopal (2005).

³⁷Vgl. Francis/Khurana/Pereira (2005); Jankensgård (2015).

³⁸Vgl. Elfeky (2017); Francis/Nanda/Olsson (2008); Hassan/Giorgini/Romilly (2006); Kolsi (2017); Singhvi/Desai (1971).

³⁹Vgl. Campbell/Gee/Wiebe (2021).

Andere Studien wiederum finden keinen Zusammenhang zwischen Performance und freiwilliger Publizität.⁴⁰ Dementgegen stehen Untersuchungen, die herausfinden, dass sich die freiwillige Publizität erhöht, wenn der Jahresabschluss schlechte Nachrichten, insbesondere niedrige Erträge, enthält.⁴¹ Auch werden (positive) APM veröffentlicht, um eine Benchmark oder Analysteneinschätzung zu erreichen, besonders wenn die GAAP-Zahlen dies nicht tun.⁴² Zudem veröffentlichen einige Unternehmen APM, wenn diese die Präsentation und Wahrnehmung ihres bereinigten Ergebnisses verbessern.⁴³ Skinner findet zudem heraus, dass Unternehmen schlechte Nachrichten präventiv veröffentlichen, und vermutet, dass dies geschieht, um Rechtsstreitigkeiten und eine Schädigung der Reputation zu vermeiden.⁴⁴ Dies wird durch die Studie von Lang unterstützt, der zeigt, dass Manager schlechte Nachrichten veröffentlichen, um die Erwartungen von Analysten zu beeinflussen.⁴⁵ Dementgegen steht die Untersuchung von Kothari, Shu und Wysocki, die herausfinden, dass Manager die Veröffentlichung schlechter Nachrichten eher verzögern.⁴⁶

3.2.2.3 Stakeholder-Theorie/Legitimations-Theorie/Theorie der politischen Ökonomie

Die Stakeholder-Theorie, die Legitimations-Theorie sowie die Theorie der politischen Ökonomie werden wegen ihrer sehr ähnlichen Implikationen für die freiwillige Publizität gemeinsam betrachtet. Sämtliche Theorien gehen davon aus, dass ein Unternehmen die Gesellschaft und das politische bzw. wirtschaftliche System, in dem es agiert, bei seinen Entscheidungen in Betracht ziehen muss.⁴⁷ Somit muss ein Unternehmen, um seine Ziele

⁴⁰Vgl. Forte/Batista dos Santos Neto/Chaves Nobre/Nepomuceno Nobre/Barrêto de Queiroz (2015); Palmer (2008).

⁴¹Vgl. Bagnoli/Watts (2007); Bhattacharya/Black/Christensen/Mergenthaler (2004); Inchausti (1997); Lougee/Marquardt (2004).

⁴²Vgl. Bhattacharya/Black/Christensen/Larson (2003); Bhattacharya/Black/Christensen/Mergenthaler (2004); Black/Christensen (2009); Doyle/Jennings/Soliman (2013); Hitz (2010b); Marques (2010).

⁴³Vgl. Curtis/McVay/Whipple (2014).

⁴⁴Vgl. Skinner (1994).

⁴⁵Vgl. Lang (2018).

⁴⁶Vgl. Kothari/Shu/Wysocki (2009).

⁴⁷Vgl. Magness (2006); Suchman (1995).

zu erreichen, die Interessen seiner diversen Stakeholder berücksichtigen.⁴⁸ Freiwillige Publizität wird genutzt, um den Stakeholdern zusätzliche Informationen bereitzustellen und dadurch deren Erwartungen zu erfüllen und somit die Legitimität und Performance des Unternehmens zu verbessern.⁴⁹

Die empirische Literatur unterstützt diese Theorien. Campbell, Shrives und Bohmbach-Saager zeigen, dass sich Unternehmen bei der Entscheidung für freiwillige Publizität besonders an gewisse Stakeholder richten.⁵⁰ Meek, Roberts und Gray sowie Morris und Tronnes finden heraus, dass eine Börsennotierung – und damit eine besondere öffentliche Aufmerksamkeit – mit mehr freiwilliger Publizität einhergeht.⁵¹ Bourveau und Schoenfeld stellen fest, dass Manager mehr freiwillige Publizität betreiben, wenn Gefahr durch aktivistische Investoren besteht.⁵² Eng und Mak kommen hinsichtlich der Besitzverhältnisse zu dem Ergebnis, dass eine Beteiligung des Managements am eigenen Unternehmen sowie eine erhebliche staatliche Beteiligung mit mehr freiwilliger Publizität einhergehen.⁵³ Morris und Tronnes zeigen, dass sich freiwillige Publizität zwischen Unternehmen, die in verschiedenen Ländern (mit jeweils anderen Kulturen hinsichtlich der Offenlegung von Informationen) beheimatet sind, unterscheidet, sowie, dass eine Prüfung des Jahresabschlusses durch die Big 4 mit mehr freiwilliger Publizität einhergeht.⁵⁴ Der Einfluss des Herkunftslandes wird ebenfalls von van der Laan Smith, Adhikari und Tondkar festgestellt.⁵⁵ Christensen, Drake und Thornrock zeigen zudem, dass die Wahrscheinlichkeit der Veröffentlichung einer alternativen Leistungskennzahl höher ist, wenn das entsprechende Unternehmen diese Kennzahl auch zuvor veröffentlicht hat.⁵⁶

⁴⁸Vgl. Freeman (1984); Freeman/Reed (1983).

⁴⁹Vgl. Cotter/Lokman/Najah (2011).

⁵⁰Vgl. Campbell/Shrives/Bohmbach-Saager (2001).

⁵¹Vgl. Meek/Roberts/Gray (1995); Morris/Tronnes (2018).

⁵²Vgl. Bourveau/Schoenfeld (2017).

⁵³Vgl. Eng/Mak (2003).

⁵⁴Vgl. Morris/Tronnes (2018).

⁵⁵Vgl. van der Laan Smith/Adhikari/Tondkar (2005).

⁵⁶Vgl. Christensen/Drake/Thornrock (2014).

3.2.2.4 Theorie der proprietären Kosten („proprietary costs“)

Unternehmen möchten geheime/geschützte Informationen grundsätzlich nicht an Wettbewerber weitergeben, was ein Anreiz für Manager ist, keine freiwillige Publizität zu betreiben, wenn die Veröffentlichung mit einem potenziellen Schaden für das Unternehmen verbunden ist.⁵⁷ Es werden zwei Arten der proprietären Kosten unterschieden: Interne Kosten, die für die Aufbereitung und Darstellung der Informationen anfallen, und externe Kosten, die aus den Handlungen der Wettbewerber, welche die Informationen erhalten, resultieren.⁵⁸ Besonders die externen Kosten möchten Manager vermeiden, weswegen sie bei ihrer Entscheidung für oder gegen freiwillige Publizität diese Kosten gegen die Vorteile abwägen müssen.⁵⁹

Die empirische Literatur bestätigt diese Theorie überwiegend. Depoers und Jeanjean zeigen, dass Unternehmen Informationen eher zurückhalten, wenn sie hohe proprietäre Kosten vermuten, z.B. durch viele Wettbewerber.⁶⁰ Verschiedene Studien zeigen, dass hohe Kosten zu einem Zurückhalten von Informationen bei der Segmentberichterstattung führen. Insbesondere werden Informationen zu Segmenten mit hohen außergewöhnlichen Profiten zurückgehalten.⁶¹ Bernard, Burgstahler und Kaya stellen in Bezug auf die verpflichtende Publizität fest, dass Unternehmen versuchen, unter gewissen Größen-Benchmarks (z.B. § 267 HGB) zu bleiben, wenn sie ab einem Überschreiten dieser Benchmarks mehr Informationen veröffentlichen müssen.⁶² Dies legt nahe, dass bei diesen Unternehmen auch freiwillig nicht mehr als die notwendigen Informationen veröffentlicht werden. Außerdem werden Unternehmen in ihrem Veröffentlichungsverhalten von ihren Wettbewerbern beeinflusst.⁶³ Dagegen merken Heitzman, Wasley und Zimmerman an, dass außerhalb der Segmentberichterstattung keine eindeutigen

⁵⁷Vgl. Dye (1985); Verrecchia (1983).

⁵⁸Vgl. Campbell/Shrives/Bohmbach-Saager (2001); Prencipe (2004).

⁵⁹Vgl. Cotter/Lokman/Najah (2011); Francis/Khurana/Pereira (2005); Healy/Palepu (2001).

⁶⁰Vgl. Depoers/Jeanjean (2012).

⁶¹Vgl. Berger/Hann (2007); Botosan/Stanford (2005); Prencipe (2004).

⁶²Vgl. Bernard/Burgstahler/Kaya (2018).

⁶³Vgl. Tuo/Yu/Zhang (2020).

Belege für die Auswirkungen geschützter Kosten auf die freiwillige Publizität vorliegen, auch weil die Kosten je nach Art der Veröffentlichung variieren.⁶⁴

3.2.3 Der Substanzwert bei Leasing-Gesellschaften als alternative Leistungskennzahl

Ein Beispiel für APM, die zusätzliche Informationen bereitstellen, ist der bei Leasing-Gesellschaften einschlägige Substanzwert. Der Hintergrund für die Ermittlung des Substanzwerts liegt in der handelsrechtlichen Rechnungslegung.⁶⁵ Diese ist – durch die Leasing-Erlasse des BMF – so gestaltet, dass nahezu alle Leasingobjekte beim Leasinggeber bilanziert werden (erlasskonformes Leasing). Ausnahmen, bei denen das Leasingobjekt beim Leasingnehmer bilanziert wird, betreffen vor allem Spezialleasing und – in der Praxis bedeutender – den Mietkauf, bei dem ein definitiver Eigentumsübergang am Ende der Nutzungsdauer stattfindet. In der Bilanz wird das Leasing durch den Posten Leasingvermögen und der Mietkauf durch den Posten Forderungen an Kunden abgebildet. Im Falle der Bilanzierung des Leasingobjekts beim Leasinggeber werden folgende Aufwendungen und Erträge verbucht: Zu Vertragsbeginn werden sog. Vertragsanbahnungskosten (initial direct costs) wie z.B. gezahlte Provisionen als Aufwand verrechnet. Während der Laufzeit des Leasingvertrags wird das Leasingobjekt entsprechend der für steuerliche Zwecke festgelegten Nutzungsdauer linear oder degressiv abgeschrieben. Bei einer Refinanzierung durch Kredite fallen Zinsaufwendungen an, die bei der bei Leasing-Gesellschaften üblichen fristenkongruenten Refinanzierung degressiv verlaufen. Diesen Aufwendungen stehen typischerweise gleichbleibende Erträge aus der Vereinnahmung von Leasingraten und sonstiger mit dem Verleasen verbundener Nebenleistungen gegenüber. Nach Beendigung des Leasingvertrags werden Veräußerungsgewinne bzw. -verluste als Ertrag bzw. Aufwand verbucht. Über die Laufzeit des Leasingvertrages ergibt sich damit folgende Aufwands- und Ertragsstruktur: In der ersten Periode überwiegen aufgrund der

⁶⁴Vgl. Heitzman/Wasley/Zimmerman (2010).

⁶⁵Vgl. Hartmann-Wendels (2010).

Vertragsanbahnungskosten sowie aufgrund des degressiven Verlaufs von Zinsaufwendungen und gegebenenfalls Abschreibungen die Aufwendungen. In den folgenden Perioden übersteigen zunächst wegen des degressiven Verlaufs von Zinsen und gegebenenfalls Abschreibungen die Aufwendungen die Erträge (Frontloading-Effekt der Aufwendungen), in späteren Perioden dann kehrt sich das Verhältnis von Aufwendungen und Erträgen um und in der letzten Periode sind typischerweise aufgrund von Verwertungsgewinnen (sog. Nachgeschäftserlöse) die Erträge deutlich höher als die Aufwendungen. Beim Mietkauf dagegen wird das Objekt dem Leasingnehmer zugerechnet und von diesem bilanziert. Als Erträge werden die Zinsanteile der Leasingraten gebucht. Diese werden ähnlich wie bei einem Annuitätendarlehen berechnet und sind somit zu Beginn der Vertragslaufzeit höher und sinken über die Zeit. Der Aufwand zu Beginn des Vertrags und somit auch der Frontloading-Effekt sind durch die fehlenden Abschreibungen beim Mietkauf geringer als beim Leasing. Dagegen hat die primäre Art der Refinanzierung – bei Leasing-Gesellschaften sind dies Bankkredite und Forfaitierung – keinen Einfluss auf den Substanzwert.

Ziel der Substanzwertrechnung ist es, den barwertigen Totalerfolg eines Leasingvertrags in der Periode der Erstbilanzierung als Erfolg auszuweisen. Die Substanzwertrechnung steht damit in engem Zusammenhang mit dem Konzept des ökonomischen Gewinns.⁶⁶ Der barwertige Totalerfolg bemisst sich als barwertiger Überschuss der Leasingerträge und Nachgeschäftserlöse über die Verwaltungskosten. Dem mit den künftigen Leasingerträgen verbundenen Ausfallrisiko wird durch Abzug der erwarteten Kreditausfallverluste Rechnung getragen. Handelsrechtlicher Erfolgsausweis und Erfolgsmessung durch den Substanzwert unterscheiden sich damit im Wesentlichen durch drei Faktoren: Die Vertragsanbahnungskosten werden der Gesamtheit der Leasingerträge gegenübergestellt und nicht nur den Erträgen im Jahr der Erstbilanzierung, die erwarteten Nachgeschäftserlöse werden bereits im Jahr der Erstbilanzierung berücksichtigt und die Marge als Differenz aus der Gesamtheit der

⁶⁶Vgl. exemplarisch zum ökonomischen Gewinn Ordelheide (1988).

Leasingerträge und den Abschreibungs- und Zinsaufwendungen wird im Jahr der Erstbilanzierung als Überschuss ausgewiesen. Der Substanzwert weist damit das mit dem bestehenden Vertragsportfolio zu erwartende, in künftigen Perioden zu erzielende Erfolgspotenzial aus. Aufgrund dieser Zukunftsbezogenheit liefert der Substanzwert wichtige zusätzliche Informationen für die Stakeholder einer Leasing-Gesellschaft.⁶⁷ Abbildung 3.1 zeigt die Berechnung im Detail.⁶⁸

Abbildung 3.1: Berechnung des Substanzwerts

| |
|--|
| 1. Bilanzielles Eigenkapital |
| 2. Barwert zukünftiger Erträge (soweit vertraglich vereinbart) |
| - Nicht förderungsverkaufte Leasing-Forderungen |
| - Restwertansprüche |
| - Rechnungsabgrenzungsposten |
| 3. Barwert zukünftiger Aufwendungen (ohne zukünftige Verwaltungskosten) |
| - Restbuchwerte |
| - Refinanzierungskosten |
| - Risikoabschläge |
| - Nettoerträge aus Mietkaufforderungen |
| 4. Barwert künftiger Verwaltungskosten für die Abwicklung des Vertragsbestands |
| 5. Barwert der erwarteten, nicht garantierten Nachgeschäftserlöse |
| 6. = Substanzwert des bilanzierten Vertrags- und Objektbestands (Saldo 2. bis 5.) |
| 7. Zukünftiges Ergebnis aus dem Einsatz zinsfreier Mittel |
| 8. Substanzwert aus kontrahiertem, aber noch nicht bilanzwirksam gewordenem Bestand |
| 9. = Substanzwert/Erweitertes betriebswirtschaftliches Eigenkapital (Saldo 1., 6., 7., 8.) |

Neben der Informationsfunktion hat der Substanzwert im Rahmen der Regulierung von Leasing-Gesellschaften Bedeutung erlangt.⁶⁹ Leasing-Gesellschaften werden seit dem Jahr 2009 im KWG als Finanzdienstleistungsinstitute eingestuft und unterliegen einer eingeschränkten Bankenaufsicht („KWG light“). Insbesondere sind die an den § 25a KWG anknüpfenden Mindestanforderungen an das Risikomanagement (MaRisk) zu beachten. Ein zentraler Bestandteil der MaRisk ist das Vorhandensein eines ausreichenden Risikodeckungspotenzials, so dass die Risikotragfähigkeit gewährleistet

⁶⁷Vgl. zu diesem und dem vorherigen Absatz ausführlich Hellen (2003).

⁶⁸Vgl. Hellen (2003).

⁶⁹Vgl. Hartmann-Wendels (2015); Nemet/Ulrich (2010).

ist. Gängige Aufsichtspraxis der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) ist, den Substanzwert als Bestandteil des Risikodeckungspotenzials anzuerkennen, sofern dessen Ermittlung auf dem vom BDL veröffentlichten und mit den Wirtschaftsprüfern abgestimmten Berechnungsschema beruht.⁷⁰ Angesichts der relativ geringen bilanziellen Eigenkapitalquote vieler Leasing-Gesellschaften kann davon ausgegangen werden, dass der Substanzwert – sofern er ermittelt wird – auch für aufsichtliche Zwecke genutzt wird, wie Aussagen in zahlreichen Jahresabschlüssen (Bsp.: Deutsche Leasing 2018/2019) nahelegen.

3.3 Nutzung und Auswirkungen des Substanzwerts

3.3.1 Datensatz

Die Untersuchung basiert auf der am Forschungsinstitut für Leasing an der Universität zu Köln (FIL) aufgebauten Leasing-Datenbank. Sie beinhaltet Bilanzdaten aller nach HGB bilanzierenden und bei der Bundesanstalt für Finanzdienstleistungsaufsicht (BaFin) registrierten Mobilien-Leasing-Gesellschaften, deren Jahresabschlüsse im Elektronischen Bundesanzeiger verfügbar sind. Der Startpunkt der Datenbank liegt im Jahr 2009, als sich die Rechnungslegungsvorschriften für Leasing-Gesellschaften, die Ende 2008 gem. § 1 Abs. 1a S. 2 Nr. 10 KWG als Finanzdienstleistungsinstitute eingestuft wurden, geändert haben. Leasing-Gesellschaften bilanzieren seitdem wie Kreditinstitute und müssen die §§ 340-340o HGB sowie die Rechnungslegungskreditverordnung (RechKredV) beachten, wobei die Besonderheiten des Leasinggeschäfts in den Formblättern der RechKredV berücksichtigt werden. Dafür werden in der Bilanz der Posten „Leasingvermögen“ und in der GuV die Posten „Leasingerträge“, „Leasingaufwendungen“ und „Abschreibungen auf Leasingvermögen“ zusätzlich aufgenommen. Die FIL-Datenbank umfasst als Paneldatensatz Informationen aus den Jahresabschlüssen der Jahre 2009 bis 2019 von insgesamt 232 Leasing-Gesellschaften.

⁷⁰Vgl. BDL (2010); Hartmann-Wendels (2015); es gibt mit IDW PS 810 einen anerkannten Prüfungsstandard für den Substanzwert.

Die Anzahl der verfügbaren Jahresabschlüsse variiert zwischen 211 im Jahr 2009 und 228 im Jahr 2016; da wegen Neugründung oder Auflösung nicht für alle Gesellschaften Daten für alle Jahre vorhanden sind, liegt ein unbalanciertes Panel vor. Zum Vergleich: Die Zahl der BDL-Mitglieder war in diesem Zeitraum geringer und schwankte zwischen knapp 200 im Jahr 2009 und rund 150 im Jahr 2019.

In der Datenbank werden zahlreiche Posten der Bilanz und der GuV erfasst. Von der Aktivseite der Bilanz werden Forderungen an Kunden (repräsentiert den Mietkauf) und Leasingvermögen (repräsentiert das Leasing) erfasst. Von der Passivseite werden das Eigenkapital und u.a. die wichtigsten Elemente der Fremdfinanzierung, Verbindlichkeiten gegenüber Kreditinstituten und Forfaitierung, repräsentiert durch passive Rechnungsabgrenzungsposten (PRAP), erfasst. Forfaitierte Leasingforderungen müssen wegen der Verpflichtung zur Überlassung des Leasingobjekts an den Leasingnehmer als PRAP eingestellt und über die Laufzeit des Leasingvertrags aufgelöst werden. Zudem sind zahlreiche Posten der GuV, u.a. das Ergebnis der normalen Geschäftstätigkeit, sowie – sofern vorhanden – Angaben außerhalb der Bilanz und GuV zum Eigentümerhintergrund, zu den Leasingobjekten, zum Neugeschäftsvolumen und zum Substanzwert enthalten.

Der Datensatz kann – gemessen am Neugeschäftsvolumen und im Vergleich mit den Zahlen des BDL – als repräsentativ für die gesamte Leasingbranche angesehen werden.⁷¹ Die so gemessene Marktabdeckung der FIL-Datenbank liegt zwischen knapp 66 % im Jahr 2009 und etwas über 80 % in den Jahren 2018 und 2019, wobei diese Zahlen eher konservativ geschätzt sind.⁷²

⁷¹Der BDL mit seinen rund 150 Mitgliedsgesellschaften deckt nach eigener Aussage über 85 % des Leasing-Marktvolumens in Deutschland ab und wird daher als Benchmark verwendet; vgl. BDL (2021b).

⁷²Nicht alle Gesellschaften machen Angaben zum Neugeschäft. Ersatzweise werden die Zugänge zum Leasingvermögen aus dem Anlagespiegel verwendet. Darin ist jedoch das Neugeschäft im Mietkauf nicht enthalten, da das Mietkaufvermögen beim Leasingnehmer bilanziert wird. Auch sind die Angaben zum Neugeschäft im Lagebericht bei den Gesellschaften, die dort eine Angabe machen, meist höher als die Zugänge zum Leasingvermögen im Anlagespiegel, was einen solchen Unterschied auch bei den Gesellschaften, die keine Angabe zum Neugeschäft machen, nahelegt.

Tabelle 3.1 zeigt einen Vergleich des Neugeschäftsvolumens von Leasing und Mietkauf der FIL-Datenbank und des BDL.

Tabelle 3.1: Neugeschäftsvolumen von Mobilien-Leasing und Mietkauf in Mrd. Euro sowie Abdeckung der FIL-Datenbank in Prozent

| | FIL | BDL | Abdeckung |
|-------------|------------|------------|------------------|
| 2009 | 29,3 | 44,6 | 65,7% |
| 2010 | 30,1 | 45,4 | 66,3% |
| 2011 | 36,8 | 52,1 | 70,6% |
| 2012 | 35,3 | 51,9 | 68,0% |
| 2013 | 35,6 | 51,0 | 69,8% |
| 2014 | 38,9 | 54,9 | 70,9% |
| 2015 | 42,7 | 58,0 | 73,6% |
| 2016 | 46,5 | 61,3 | 75,9% |
| 2017 | 52,1 | 66,3 | 78,6% |
| 2018 | 54,7 | 68,1 | 80,3% |
| 2019 | 60,2 | 75,2 | 80,1% |

3.3.2 Zusammensetzung und Entwicklung der Leasingbranche

In diesem und im folgenden Kapitel werden mögliche Einflussfaktoren auf die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe und deren Entwicklung kurz vorgestellt, um darauf im Rahmen der Regressionsanalyse Hypothesen aufzustellen.

Die deutschen Leasing-Gesellschaften können bezüglich des Eigentümerhintergrunds in drei Gruppen aufgeteilt werden. Die bankennahen Gesellschaften, die Teil einer Bankengruppe oder Tochterunternehmen von Banken sind, machen im Jahr 2019 20 % aller Gesellschaften der FIL-Datenbank aus und sind für 41 % des Neugeschäftsvolumens verantwortlich. Herstellernahe Gesellschaften, die als Vertriebskanal für ein Industrieunternehmen dienen, sind mit einem Anteil von 17 % die kleinste Gruppe der FIL-Datenbank, jedoch entfällt auf sie mit 44 % der größte Anteil des Neugeschäftsvolumens. Die größte Gruppe sind mit einem Anteil von 63 % die unabhängigen Gesellschaften, diese sind jedoch nur für 15 % des Neugeschäftsvolumens verantwortlich.

Die Größe der Leasing-Gesellschaften wird durch die Bilanzsumme gemessen. Tabelle 3.2 zeigt den Mittelwert und den Median der Bilanzsumme.

Tabelle 3.2: Mittelwert und Median der Bilanzsumme aller Gesellschaften in Mio. Euro

| | Mittelwert | Median |
|-------------|-------------------|---------------|
| 2009 | 337,1 | 26,6 |
| 2010 | 306,8 | 24,3 |
| 2011 | 324,0 | 25,2 |
| 2012 | 331,4 | 25,5 |
| 2013 | 334,6 | 25,2 |
| 2014 | 357,2 | 27,9 |
| 2015 | 396,7 | 27,5 |
| 2016 | 432,1 | 27,0 |
| 2017 | 481,6 | 32,8 |
| 2018 | 582,3 | 37,5 |
| 2019 | 615,7 | 39,6 |

Die Bilanzsumme ist zwischen 2009 und 2019 im Mittel um ca. 83 % und im Median um ca. 49 % gestiegen und legt somit ein starkes Wachstum der deutschen Leasingbranche nahe. Der große Unterschied zwischen Mittelwert und Median deutet auf eine hohe Konzentration in der Branche hin, was durch einen Gini-Koeffizienten von 0,89 bestätigt wird. Somit muss die Branche differenziert betrachtet werden, da sowohl viele kleine, meist unabhängige Gesellschaften als auch einige sehr große, ausschließlich bankennahe oder herstellernahe Gesellschaften tätig sind.

3.3.3 Geschäftsaktivitäten und Refinanzierung

Tabelle 3.3 zeigt das Verhältnis der Geschäftsaktivitäten (Leasing und Mietkauf) sowie der Refinanzierungsinstrumente (Bankkredite und Forfaitierung) von Leasing-Gesellschaften.

Tabelle 3.3: Verhältnis von Leasing und Mietkauf sowie von Bankkrediten und Forfaitierung jeweils gemessen an der Summe

| | Leasing | Mietkauf | Bankkredite | Forfaitierung |
|-------------|----------------|-----------------|--------------------|----------------------|
| 2009 | 85,7% | 14,3% | 52,5% | 47,5% |
| 2010 | 84,8% | 15,2% | 54,1% | 45,9% |
| 2011 | 84,3% | 15,7% | 55,1% | 44,9% |
| 2012 | 84,2% | 15,8% | 55,8% | 44,2% |
| 2013 | 83,9% | 16,1% | 55,7% | 44,3% |
| 2014 | 83,1% | 16,9% | 56,3% | 43,7% |
| 2015 | 77,7% | 22,3% | 60,8% | 39,2% |
| 2016 | 77,2% | 22,8% | 62,8% | 37,2% |
| 2017 | 74,1% | 25,9% | 64,3% | 35,7% |
| 2018 | 67,7% | 32,3% | 68,5% | 31,5% |
| 2019 | 70,6% | 29,4% | 68,9% | 31,1% |

Operating Leasing und (erlasskonformes) Finanzierungsleasing sind die wichtigsten Geschäftsaktivitäten der Gesellschaften, jedoch ist die Bedeutung des Mietkaufs deutlich gestiegen. Die Fremdfinanzierung war zu Beginn des Untersuchungszeitraums ausgeglichen zwischen Bankkrediten und Forfaitierung, jedoch hat sich in den vergangenen Jahren der Bankkredit zum wichtigsten Element der Fremdfinanzierung entwickelt. Eine mögliche Erklärung hierfür ist das im letzten Jahrzehnt stark gesunkene Zinsniveau, das eine Kreditfinanzierung günstiger macht.

3.3.4 Ermittlung, Veröffentlichung und Höhe des Substanzwerts

Hinsichtlich des Publizitätsverhaltens lassen sich zunächst zwei Gruppen unterscheiden: Die erste Gruppe macht in ihren Geschäftsberichten überhaupt keine Angaben zum Substanzwert („Gruppe: keine Angabe“). Die zweite Gruppe gibt in den Geschäftsberichten an, den Substanzwert zu ermitteln („Gruppe: Ermittlung“). Diese Gruppe kann noch einmal in zwei Untergruppen eingeteilt werden: Die erste Untergruppe

gibt an, den Substanzwert zu ermitteln und veröffentlicht ihn als konkrete Zahl („Gruppe: Ermittlung und Zahl“). Die zweite Untergruppe gibt zwar an, den Substanzwert zu ermitteln, veröffentlicht ihn aber nicht als konkrete Zahl („Gruppe: Ermittlung, keine Zahl“).

Tabelle 3.4 zeigt die Verteilung der Gruppen mitsamt Untergruppen. Ca. 40 % der Leasing-Gesellschaften erwähnen den Substanzwert überhaupt nicht in ihren Geschäftsberichten („Gruppe: keine Angabe“), ca. 60 % berichten zumindest davon, dass sie einen Substanzwert ermitteln („Gruppe: Ermittlung“). Der Anteil der Gesellschaften, die den Substanzwert auch als konkrete Zahl veröffentlichen („Untergruppe: Ermittlung und Zahl“), ist im Betrachtungszeitraum von ca. 19 % auf ca. 29 % gestiegen. Dementsprechend ist der Anteil der Gesellschaften, die den Substanzwert ermitteln, aber nicht veröffentlichen („Untergruppe: Ermittlung, keine Zahl“), von ca. 43 % auf ca. 32 % gesunken.

Tabelle 3.4: Anteil der Gruppen mitsamt Untergruppen mit verschiedenen Angaben zum Substanzwert

| | Gruppe: keine Angabe | Gruppe: Ermittlung | Untergruppe: Ermittlung und Zahl | Untergruppe: Ermittlung, keine Zahl |
|-------------|---------------------------------|-------------------------------|---|--|
| 2009 | 38% | 62% | 19% | 43% |
| 2010 | 38% | 62% | 20% | 42% |
| 2011 | 39% | 61% | 22% | 39% |
| 2012 | 39% | 61% | 22% | 39% |
| 2013 | 40% | 60% | 26% | 34% |
| 2014 | 39% | 61% | 25% | 36% |
| 2015 | 39% | 61% | 27% | 34% |
| 2016 | 38% | 62% | 30% | 32% |
| 2017 | 39% | 61% | 30% | 31% |
| 2018 | 39% | 61% | 31% | 30% |
| 2019 | 39% | 61% | 29% | 32% |

Der Eigentümerhintergrund scheint auf das Publizitätsverhalten keinen großen Einfluss zu haben. Der Anteil der Gesellschaften, die berichten, einen Substanzwert zu ermitteln, beträgt ca. 66 % bei den bankennahen Gesellschaften, ca. 56 % bei den herstellernahen und ca. 60 % bei den unabhängigen Gesellschaften. Auch der Anteil der Gesellschaften, die die Höhe des Substanzwerts benennen, ist unabhängig vom Eigentümerhintergrund.

Innerhalb der Gruppe „Ermittlung und Zahl“ gibt es einen Unterschied hinsichtlich der Konsistenz der Veröffentlichung des Substanzwerts als konkrete Zahl: Ca. 11 % der Gesellschaften gaben die Höhe des Substanzwerts in allen Jahren des Untersuchungszeitraums an, ca. 28 % der Gesellschaften zeigten über die Untersuchungsperiode hinweg ein wechselhaftes Publizitätsverhalten und gaben den Substanzwert als konkrete Zahl in manchen Jahren an, in anderen dagegen nicht (der Rest, ca. 61 %, machte nie eine Substanzwert-Angabe als konkrete Zahl).

Tabelle 3.5 zeigt die Mittelwerte des gesamten Substanzwerts (erweitertes betriebswirtschaftliches Eigenkapital) sowie seiner Bestandteile, dem bilanziellen Eigenkapital und dem Substanzwert des bilanzierten Vertrags- und Objektbestands, mit ihren jeweiligen Anteilen am gesamten Substanzwert.

Tabelle 3.5: Der Substanzwert und seine Bestandteile

| | Gesamter Substanzwert | Bilanzielles Eigenkapital | Substanzwert des bilanzierten Vertrags- und Objektbestands | Anteil bilanzielles Eigenkapital | Anteil Substanzwert des bilanzierten Vertrags- und Objektbestands |
|-------------|------------------------------|----------------------------------|---|---|--|
| 2009 | 55,7 | 16,6 | 39,1 | 30% | 70% |
| 2010 | 56,0 | 12,8 | 43,2 | 23% | 77% |
| 2011 | 71,0 | 20,5 | 50,5 | 29% | 71% |
| 2012 | 71,5 | 22,8 | 48,7 | 32% | 68% |
| 2013 | 72,9 | 27,0 | 45,9 | 37% | 63% |
| 2014 | 75,3 | 27,8 | 47,5 | 37% | 63% |
| 2015 | 57,0 | 19,3 | 37,8 | 34% | 66% |
| 2016 | 61,4 | 19,4 | 42,0 | 32% | 68% |
| 2017 | 72,9 | 24,8 | 48,1 | 34% | 66% |
| 2018 | 79,1 | 30,4 | 48,7 | 38% | 62% |
| 2019 | 62,8 | 26,2 | 36,6 | 42% | 58% |

Das bilanzielle Eigenkapital beträgt bei den Gesellschaften der Datenbank zwischen ca. 13 Mio. Euro und ca. 30 Mio. Euro. Dagegen liegt der gesamte Substanzwert zwischen ca. 56 Mio. Euro und ca. 79 Mio. Euro. Somit hat der Substanzwert des bilanzierten Vertrags- und Objektbestands, der zwischen ca. 37 Mio. Euro und ca. 51 Mio. Euro beträgt, in allen Jahren einen höheren Anteil am gesamten Substanzwert als das

bilanzielle Eigenkapital. Das Verhältnis von Substanzwert des bilanzierten Vertrags- und Objektbestands zu bilanziellem Eigenkapital liegt auf die einzelnen Gesellschaften bezogen zwischen ca. 2,4 und ca. 3,8 (getrimmter Mittelwert; Verwendung wegen Ausreißern beim Mittelwert) bzw. zwischen ca. 1,7 und ca. 2,8 (Median). Dieses Verhältnis schwankt gemessen am Interquartilsabstand zwischen ca. 3,5 und ca. 8,9.

3.3.5 Auswirkungen des Substanzwerts auf Ertrags- und Vermögenskennzahlen

Um die Auswirkungen des Substanzwerts in Bezug auf die Darstellung der Vermögens- und Ertragslage zu untersuchen, werden Gesamtkapitalrentabilität (GKR) und Eigenkapitalquote (EKQ) betrachtet. Die Kennzahlen können mithilfe des Substanzwerts bei den Gesellschaften, die ihn als konkrete Zahl angeben (in Kapitel 3.3.4 als „Ermittlung und Zahl“ bezeichnet), modifiziert werden. Daher findet ein Vergleich zwischen diesen Gesellschaften (im Folgenden „Substanzwert-Gesellschaften“) und den Gesellschaften, die keine konkrete Zahl veröffentlichen (im Folgenden „Nicht-Substanzwert-Gesellschaften“; in Kapitel 3.3.4 entweder als „keine Angabe“ oder „Ermittlung, keine Zahl“ bezeichnet) statt. Die Kennzahlen werden für alle Gesellschaften (Substanzwert-Gesellschaften und Nicht-Substanzwert-Gesellschaften) auf Basis der bilanziellen Werte berechnet (Alle Gesellschaften: Bilanzielle Berechnung). Für die Nicht-Substanzwert-Gesellschaften werden sie auch ausschließlich auf Basis der bilanziellen Werte berechnet (Nicht-Substanzwert-Gesellschaften: Bilanzielle Berechnung). Für die Substanzwert-Gesellschaften werden sie einmal ebenfalls auf Basis der bilanziellen Werte (Substanzwert-Gesellschaften: Bilanzielle Berechnung) und einmal unter Heranziehung des Substanzwerts (Substanzwert-Gesellschaften: Modifizierte Berechnung) berechnet. Die Signifikanz der Unterschiede wird mittels eines Wilcoxon-Tests überprüft. In den Tabellen 3.6 (GKR) und 3.7 (EKQ) sind jeweils der auf dem 5%/95%-Level winsorisierte Mittelwert sowie der Median dargestellt.

Die Gesamtkapitalrentabilität wird definiert als:

Bilanzielle Berechnung (Spalten 1, 2, 3):

$$\frac{\text{Ergebnis der normalen Geschäftstätigkeit} + \text{Zinsaufwendungen}}{\text{Bilanzsumme}}$$

Modifizierte Berechnung (Spalte 4):

$$\frac{\text{Ergebnis der normalen Geschäftstätigkeit} + \text{Zinsaufwendungen} + \text{Substanzwertveränderung}}{\text{Bilanzsumme} - \text{Bilanzielles Eigenkapital} + \text{Substanzwert}}$$

Die bilanzielle GKR der Substanzwert-Gesellschaften liegt über alle Jahre im Mittel bei 3,2 % und im Median bei 3,1 % und ist damit signifikant niedriger als die GKR der Nicht-Substanzwert-Gesellschaften, die im Durchschnitt 4,5 % beträgt (Median: 3,5 %, p-Wert < 0,001). Unter Heranziehung des Substanzwerts verbessert sich die modifizierte GKR und liegt über alle Jahre im Mittel bei 3,7 % und im Median bei 3,4 % und damit auch näher an der bilanziellen GKR der Nicht-Substanzwert-Gesellschaften.

Tabelle 3.6: Mittelwert (Median) der Gesamtkapitalrentabilität

| | Alle Gesellschaften (Bilanzielle Berechnung) | Nicht-Substanzwert- Gesellschaften (Bilanzielle Berechnung) | Substanzwert- Gesellschaften (Bilanzielle Berechnung) | Substanzwert- Gesellschaften (Modifizierte Berechnung) |
|-------------|---|--|--|---|
| 2009 | 4,8% (3,9%) | 5,2% (4,1%) | 3,5% (2,8%) | 4,4% (3,5%) |
| 2010 | 4,7% (4,0%) | 5,2% (4,3%) | 3,5% (3,4%) | 3,6% (3,3%) |
| 2011 | 4,9% (4,4%) | 5,2% (4,6%) | 4,1% (4,1%) | 4,0% (4,2%) |
| 2012 | 4,8% (4,1%) | 5,1% (4,1%) | 4,0% (4,3%) | 3,9% (4,0%) |
| 2013 | 4,4% (3,8%) | 4,7% (4,0%) | 3,6% (3,4%) | 4,1% (3,5%) |
| 2014 | 4,0% (3,3%) | 4,2% (3,3%) | 3,5% (3,2%) | 3,9% (3,8%) |
| 2015 | 4,0% (3,3%) | 4,4% (3,6%) | 3,1% (2,9%) | 3,5% (3,3%) |
| 2016 | 3,5% (2,9%) | 3,8% (2,9%) | 3,0% (2,9%) | 3,4% (3,3%) |
| 2017 | 3,5% (2,6%) | 4,0% (2,6%) | 2,6% (2,5%) | 3,4% (3,2%) |
| 2018 | 3,4% (2,5%) | 3,8% (2,5%) | 2,5% (2,2%) | 3,7% (2,8%) |
| 2019 | 3,3% (2,3%) | 3,7% (2,4%) | 2,3% (2,2%) | 3,2% (2,7%) |

Die Eigenkapitalquote wird definiert als:

Bilanzielle Berechnung (Spalten 1, 2, 3):

$$\frac{\text{Bilanzielles Eigenkapital}}{\text{Bilanzsumme}}$$

Modifizierte Berechnung (Spalte 4):

$$\frac{\text{Substanzwert}}{\text{Bilanzsumme} - \text{Bilanzielles Eigenkapital} + \text{Substanzwert}}$$

Die bilanzielle EKQ der Substanzwert-Gesellschaften ist insgesamt sehr niedrig und beträgt über alle Jahre im Mittel 5,1 %, im Median 2,1 %. Die Nicht-Substanzwert-Gesellschaften weisen mit 13,1 % (Mittelwert) bzw. 6,2 % (Median) deutlich höhere Werte auf. Dieser Unterschied ist statistisch signifikant (p-Wert < 0,001). Dagegen ist die unter Einbezug des Substanzwerts modifizierte EKQ deutlich höher und beträgt über alle Jahre im Mittel 16,1 % und im Median 13,3 %. Die Substanzwert-Gesellschaften können ihre Eigenkapitalausstattung mithilfe des Substanzwerts also nach außen hin deutlich besser darstellen. Auch im Vergleich zu den bilanziell deutlich eigenkapitalstärkeren Nicht-Substanzwert-Gesellschaften können sie sich durch die Angabe des Substanzwerts besser positionieren.

Tabelle 3.7: Mittelwert (Median) der Eigenkapitalquote

| | Alle Gesellschaften (Bilanzielle Berechnung) | Nicht-Substanzwert- Gesellschaften (Bilanzielle Berechnung) | Substanzwert- Gesellschaften (Bilanzielle Berechnung) | Substanzwert- Gesellschaften (Modifizierte Berechnung) |
|-------------|---|--|--|---|
| 2009 | 8,7% (2,9%) | 10,3% (3,8%) | 2,6% (1,1%) | 13,2% (10,1%) |
| 2010 | 9,1% (3,7%) | 10,8% (4,6%) | 2,1% (0,7%) | 14,4% (10,1%) |
| 2011 | 10,1% (4,1%) | 11,7% (4,5%) | 4,3% (0,8%) | 16,3% (11,4%) |
| 2012 | 10,0% (5,0%) | 11,5% (6,0%) | 4,8% (1,6%) | 16,1% (10,5%) |
| 2013 | 10,3% (4,7%) | 11,3% (6,2%) | 6,5% (1,6%) | 18,3% (11,7%) |
| 2014 | 11,0% (5,3%) | 12,3% (6,0%) | 6,3% (2,0%) | 17,6% (11,4%) |
| 2015 | 12,2% (5,7%) | 14,4% (7,2%) | 5,8% (2,1%) | 16,2% (11,2%) |
| 2016 | 12,8% (6,5%) | 15,1% (8,0%) | 6,7% (2,4%) | 17,4% (10,6%) |
| 2017 | 12,6% (6,0%) | 15,1% (7,3%) | 6,3% (3,3%) | 16,2% (11,6%) |
| 2018 | 12,2% (5,7%) | 14,9% (7,4%) | 5,7% (3,4%) | 16,3% (10,3%) |
| 2019 | 13,0% (5,9%) | 16,2% (7,8%) | 5,4% (4,0%) | 15,8% (11,6%) |

Die Eigenkapitalquote ist ein zentraler Bestandteil bei der Beurteilung der Bonität. Die Bonität schlägt sich in den Fremdfinanzierungskosten und damit in der Zinsaufwandsquote nieder. Diese ist somit ein Indiz dafür, ob es den Substanzwert-Gesellschaften gelingt, ihre Bonitätseinschätzung durch die Kreditgeber zu verbessern. Die Zinsaufwandsquote kann mithilfe des Substanzwerts nicht modifiziert werden und ist definiert als:

Bilanzielle Zinsaufwandsquote:

$$\frac{\text{Zinsaufwendungen}}{\text{Fremdkapital}}$$

Die Zinsaufwandsquote liegt über alle Jahre bei den Nicht-Substanzwert-Gesellschaften im Mittel bei 2,2 % und im Median bei 2,1 %. Bei den Substanzwert-Gesellschaften liegt sie sowohl im Mittel als auch im Median bei 2,0 % (siehe Tabelle 3.8). Dieser Unterschied ist statistisch signifikant (p-Wert < 0,001). Hieraus kann zunächst auf eine positive Wirkung einer Substanzwertangabe bei den Kreditgebern im Rahmen der Bonitätsanalyse geschlossen werden, wobei zu beachten ist, dass allein durch den signifikanten Unterschied nicht auf Kausalität geschlossen werden kann. So könnten zwischen den Substanzwert-Gesellschaften und den Nicht-Substanzwert-Gesellschaften weitere strukturelle Unterschiede existieren, die sich auf die Bonitätseinschätzung und somit auch die Zinsaufwandsquote auswirken. Wie in Kapitel 3.2 gezeigt, nutzen vor dem Hintergrund der Agenturtheorie eher größere Gesellschaften freiwillige Publizität. Wenn dies auch beim Substanzwert der Fall ist, könnten die geringeren Zinskosten auch durch deren insgesamt bessere Marktstellung und Bonität erklärt werden. Zudem kann der auf Jahresabschlüssen basierende Datensatz gewisse Faktoren wie Managementqualität, die ebenfalls einen Einfluss auf die betrachteten Kennzahlen haben können, nicht messen. Somit kann aus den vorhandenen Daten nicht abschließend geschlussfolgert werden, ob und inwiefern die Substanzwert-Angabe für die bei den Substanzwert-Gesellschaften geringere Zinsaufwandsquote verantwortlich ist.

Tabelle 3.8: Mittelwert (Median) der Zinsaufwandsquote

| | Alle Gesellschaften | Nicht-Substanzwert-Gesellschaften | Substanzwert-Gesellschaften |
|-------------|----------------------------|--|------------------------------------|
| 2009 | 3,0% (3,3%) | 3,0% (3,3%) | 2,9% (3,3%) |
| 2010 | 2,8% (2,9%) | 2,7% (2,8%) | 2,9% (3,1%) |
| 2011 | 2,7% (2,8%) | 2,7% (2,8%) | 2,8% (2,9%) |
| 2012 | 2,5% (2,6%) | 2,5% (2,5%) | 2,6% (2,7%) |
| 2013 | 2,2% (2,1%) | 2,3% (2,2%) | 2,1% (2,1%) |
| 2014 | 2,1% (1,9%) | 2,2% (2,0%) | 1,8% (1,8%) |
| 2015 | 1,9% (1,7%) | 2,0% (1,9%) | 1,4% (1,3%) |
| 2016 | 1,7% (1,6%) | 1,8% (1,6%) | 1,4% (1,2%) |
| 2017 | 1,6% (1,5%) | 1,8% (1,6%) | 1,3% (1,2%) |
| 2018 | 1,5% (1,4%) | 1,6% (1,4%) | 1,3% (1,2%) |
| 2019 | 1,5% (1,4%) | 1,6% (1,4%) | 1,3% (1,4%) |

3.4 Einflussfaktoren auf die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe

3.4.1 Variablen und Hypothesen

Wie in Kapitel 3.3.4 gezeigt, variiert die Substanzwertangabe sowohl zwischen den einzelnen Gesellschaften als auch über die Zeit. In diesem Abschnitt werden die Faktoren, welche die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe beeinflussen, identifiziert. Die abhängige Variable ist die Angabe des Substanzwerts als konkrete Zahl („Substanzwertangabe“). Diese binäre Variable kann die Werte 0 (keine Substanzwertangabe) und 1 (Substanzwertangabe) annehmen.

Der Eigentümerhintergrund könnte wegen Unterschieden bei der Refinanzierung einen Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe haben. Bankennahe Gesellschaften können sich direkt über das Kreditinstitut, dem sie nahestehen, refinanzieren, herstellernahe Gesellschaften über ein ebenfalls in den Konzern eingebundenes Kreditinstitut oder über die Muttergesellschaft. Zudem profitieren herstellernahe Gesellschaften möglicherweise bei der externen Refinanzierung von der Bonität der Muttergesellschaft. Unabhängige Gesellschaften dagegen haben keine Möglichkeit, sich über eine Partnergesellschaft, mit der sie im Verbund agieren, Kapital zu beschaffen und refinanzieren sich deswegen über (externe) Banken. Auch können sie dort nicht auf eine Muttergesellschaft mit hoher Bonität verweisen. Somit sind unabhängige Gesellschaften vor dem Hintergrund der Signalling-Theorie eher darauf angewiesen, durch die Angabe des Substanzwerts ihre wahre Bonität zu dokumentieren.

H1: Die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe ist im Vergleich zu bankennahen und herstellernahen Gesellschaften höher, wenn eine Gesellschaft unabhängig ist.

Je größer eine Gesellschaft ist, desto mehr Stakeholder und somit Interessierte an ihrer externen Rechnungslegung gibt es. Um die Informationsbedürfnisse dieser Interessengruppen möglichst umfangreich zu erfüllen, lässt sich vermuten, dass größere

Gesellschaften eher auf APM im Rahmen der freiwilligen Publizität zurückgreifen. Als Proxy für die Unternehmensgröße wird die Bilanzsumme verwendet.

H2: Je höher die Bilanzsumme ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe.

Das Verhältnis von Leasingvermögen zu Forderungen an Kunden spiegelt das Verhältnis von Leasing zu Mietkauf wider. Wie in Kapitel 3.2.3 beschrieben, fällt der Frontloading-Effekt der Aufwendungen beim Mietkauf geringer aus als beim Leasing. Das Verhältnis Substanzwert des Vertragsbestandes zu bilanziellem Eigenkapital steigt somit tendenziell mit dem Verhältnis von Leasing zu Mietkauf, so dass vor allem Gesellschaften mit hohem Leasinganteil die Darstellung ihrer Eigenkapitalausstattung und Gesamtkapitalrentabilität mithilfe des Substanzwerts positiv beeinflussen können.

H3: Je höher das Verhältnis von Leasing zu Mietkauf ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe.

Das Verhältnis von Verbindlichkeiten gegenüber Kreditinstituten zu passiven Rechnungsabgrenzungsposten spiegelt die Refinanzierung über Kredite gegenüber der Refinanzierung mittels Forfaitierung wider. Die Art der Refinanzierung beeinflusst den Substanzwert zwar nicht direkt (siehe Kapitel 3.3.3), dennoch könnte das Publizitätsverhalten durch variierende Interessen bei beiden Refinanzierungsarten beeinflusst werden. Im Rahmen der Forfaitierung wird i.d.R. das verleaste Objekt an den Käufer der Forderung, welcher für gewöhnlich eine Bank ist, sicherungsübereignet. Somit sind bei der Refinanzierung über Forfaitierung für den Forderungskäufer vor allem Informationen über die Bonität der Leasingnehmer sowie über die Werthaltigkeit des sicherungsübereigneten Objekts von Interesse. Dagegen sind bei der Refinanzierung über Kredite die Kreditinstitute an einer möglichst genauen Beurteilung der Bonität des Leasinggebers interessiert. Vor diesem Hintergrund ist eine Angabe des Substanzwerts vor allem für Unternehmen, die sich eher über Kredite refinanzieren, sinnvoll, da sie potenziellen Kreditgebern ihre Ertrags- und Vermögenslage möglichst vorteilhaft präsentieren möchten.

H4: Je höher das Verhältnis der Kreditrefinanzierung zur Forfaitierung ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe.

Im Rahmen der Signalling-Theorie wird davon ausgegangen, dass Unternehmen zusätzliche Kennzahlen angeben, um zu zeigen, dass sie besser performen als es die bilanziellen Kennzahlen indizieren. Wie Kapitel 3.3.5 zeigt, verbessert sich die GKR von Substanzwert-Gesellschaften, wenn mit dem Wirtschaftlichen Ergebnis (Ergebnis der normalen Geschäftstätigkeit + Substanzwertveränderung) anstatt mit dem Ergebnis der normalen Geschäftstätigkeit gerechnet wird. Daher ist davon auszugehen, dass Gesellschaften mit einer niedrigen bilanziell gemessenen GKR eher den Substanzwert angeben, um ihre Ertragslage nach außen hin besser zu präsentieren.

H5: Je niedriger die GKR ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe.

Bei der EKQ als wichtigstem Indikator für die Vermögenslage eines Unternehmens stellt sich die Situation ähnlich dar. Wie Kapitel 3.3.5 zeigt, erhöht sich die Eigenkapitalquote deutlich, wenn zusätzlich zum bilanziellen Eigenkapital der Substanzwert berücksichtigt wird. Diese Signalling-Wirkung wurde auch bei der Entwicklung des Substanzwerts beabsichtigt, da dieser als Ergänzung für das durch die handelsrechtliche Rechnungslegung zwangsläufig niedrige bilanzielle Eigenkapital dient. Daher ist davon auszugehen, dass Gesellschaften mit einer niedrigen bilanziellen EKQ eher den Substanzwert veröffentlichen.

H6: Je niedriger die EKQ ist, desto größer ist die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe.

3.4.2 Methodik

Für die Substanzwertangabe als binäre abhängige Variable wird eine logistische Regression durchgeführt. Um die Paneldatenstruktur zu berücksichtigen, wird eine Random Effects-Regression berechnet. Diese ist gegenüber einem Fixed Effects-Modell grundsätzlich zu bevorzugen, insb. weil der Einfluss von zeitkonstanten Variablen, die

von inhaltlichem Interesse sind (hier: Eigentümerhintergrund), geschätzt werden kann und zusätzlich Random Slopes integriert werden können.⁷³ Auch der Hausman-Test zeigt an, dass das Random Effects-Modell gegenüber dem Fixed Effects-Modell zu bevorzugen ist (p-Wert: 0,0866 > 0,05). Es wird zudem überprüft, ob das Random Effects-Modell oder das Random Effects Within Between-Modell (REWB) besser zu den Daten passt. Beim REWB-Modell werden die zeitveränderlichen unabhängigen Variablen in einen within und einen between Effekt aufgeteilt und jeweils einzeln in das Modell aufgenommen.⁷⁴ Die ANOVA zeigt an, dass das normale Random Effects-Modell gegenüber dem REWB-Modell zu bevorzugen ist, da sich die Modellgüte durch Hinzuziehen der within/between-Parameter nicht signifikant verbessert (p-Wert: 0,3896 > 0,05). Das gewählte Random Effects-Modell enthält einen Random Intercept für jede Gesellschaft sowie einen Random Slope für die Jahre, ebenfalls spezifiziert auf jede Gesellschaft. Durch den Random Slope kann für einen unbeobachteten Zeiteffekt wie z.B. einen generellen Trend hin zu mehr freiwilliger Publizität kontrolliert werden. Getestet wurden auch Modelle mit einem Random Intercept für jedes Jahr statt dem Random Slope sowie in Ergänzung zum Random Slope. Die Ergebnisse zeigt der Anhang zu Kapitel 3. Formal lautet das Modell:

$$\text{Odds}(Y(1|0)_{i,t}) = \exp(\beta_0 + I_{0,i} + (\beta_1 + t_i) \times X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}) \quad (3.1)$$

$\text{Odds}(Y(1|0)_{i,t})$ drückt aus, ob eine Substanzwertangabe stattfindet oder nicht und steht damit für die Wahrscheinlichkeit der Substanzwertangabe. In den Regressionsergebnissen werden daher stets die Odds Ratios präsentiert. $I_{0,i}$ drückt den Random Intercept pro Gesellschaft aus, t_i ist der pro Gesellschaft spezifizierte Random Slope für die Jahre. $X_{i,t}$ ist die Modell-Matrix mit sämtlichen unabhängigen Variablen. Diese sind Eigentümerhintergrund (kategorial und zeitkonstant, Referenzgruppe sind die unabhängigen Gesellschaften), Bilanzsumme, Verhältnis von Leasing zu Mietkauf, Verhältnis von Kreditrefinanzierung zu Forfaitierung, GKR und EKQ. Die metrischen

⁷³Vgl. Bell/Fairbrother/Jones (2019).

⁷⁴Vgl. Bell/Fairbrother/Jones (2019).

unabhängigen Variablen sind z-standardisiert, um eine bessere Vergleichbarkeit zu gewährleisten. Der Wert von 0,946 für das conditional R^2 bestätigt eine sehr gute Modellgüte.

3.4.3 Ergebnisse und Diskussion

Tabelle 3.9 zeigt die Regressionsergebnisse für die abhängige Variable Substanzwertangabe.

Tabelle 3.9: Ergebnisse der logistischen Random Effects-Regression mit abhängiger Variable Substanzwertangabe

| | Substanzwertangabe |
|---|---------------------------|
| Intercept | 0,0238*** (0,0219) |
| Bankennahe Gesellschaften | 2,3246 (3,9774) |
| Herstellernahe Gesellschaften | 0,0908 (0,2058) |
| Bilanzsumme | 1,2188 (1,0710) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf | 0,7727 (0,2425) |
| Verhältnis Kreditrefinanzierung zu Forfaitierung | 1,3195 (0,2558) |
| GKR | 0,4276 (0,3369) |
| EKQ | 0,2618** (0,1709) |
| Random Effects | |
| σ^2 : Varianz der Residuen | 3,29 |
| τ_{00} : Varianz des Random Intercepts $I_{0,i}$ | 54,38 |
| τ_{11} : Varianz des Random Slope t_i | 2,64 |
| ρ_{01} : Korrelation zwischen $I_{0,i}$ und t_i | 0,17 |
| N: Anzahl an Random Intercepts $I_{0,i}$ | 220 |
| Beobachtungen | 2053 |
| Marginal R^2 / Conditional R^2 | 0,054 / 0,946 |

Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse der logistischen Random Effects-Regression für die Variable Substanzwertangabe. Zudem werden in Klammern die Standardfehler angegeben. ***, ** und * zeigen jeweils die statistische Signifikanz auf dem 1%, 5% sowie 10 % Signifikanzniveau.

Bankennahe Gesellschaften haben im Vergleich zu unabhängigen Gesellschaften eine höhere Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe, herstellernahe Gesellschaften eine niedrigere. Signifikanz liegt nicht vor. Hypothese 1 kann somit nicht bestätigt werden. Der Koeffizient der Variable Bilanzsumme (als Indikator der Größe) weist den erwarteten positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe aus, wobei jedoch keine Signifikanz vorliegt. Somit kann Hypothese 2 nicht bestätigt werden. Ein höheres Verhältnis von Leasing zu Mietkauf geht mit einer geringeren Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe einher. Dies widerspricht der Erwartung, dass Gesellschaften, die mehr Leasing betreiben, zum Ausgleich des Frontloading-Effekts eher den Substanzwert veröffentlichen. Signifikanz liegt nicht vor. Hypothese 3 kann damit nicht bestätigt werden. Die Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe steigt mit einem höheren Verhältnis von Kreditrefinanzierung zu Forfaitierung. Dies geht einher mit der Erwartung, dass Unternehmen, die sich vorzugsweise über Kredite refinanzieren, eher den Substanzwert veröffentlichen, um Kreditgebern möglichst umfangreiche Informationen zur Beurteilung der Bonität zur Verfügung zu stellen. Es liegt jedoch keine Signifikanz vor. Hypothese 4 kann somit nicht bestätigt werden. Eine geringere GKR geht mit einer höheren Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe einher und umgekehrt. Dieser Zusammenhang legt – wie erwartet – nahe, dass besonders Unternehmen im Falle einer niedrigen GKR als Indikator der Rentabilität den Substanzwert angeben, um die Ertragslage besser darzustellen. Signifikanz liegt jedoch nicht vor. Hypothese 5 kann daher nicht bestätigt werden. Eine geringere EKQ geht ebenfalls mit einer höheren Wahrscheinlichkeit einer Substanzwertangabe einher und umgekehrt. Dies legt wie erwartet nahe, dass Gesellschaften im Falle einer niedrigen bilanziellen Eigenkapitalquote eher den Substanzwert als erweitertes betriebswirtschaftliches Eigenkapital veröffentlichen, um ihre Vermögenslage nach außen hin besser darzustellen. Dieser Zusammenhang ist auf dem 5 %-Level signifikant. Hypothese 6 kann damit bestätigt werden. Die Ergebnisse werden auch von den im Anhang zu Kapitel 3 gezeigten Modellen mit einem Random Intercept statt bzw. zusätzlich zu einem Random Slope zumeist bestätigt.

3.4.4 Robustheitstests

Um die Robustheit der Ergebnisse zu überprüfen, werden weitere Regressionen mit verschiedenen Datensätzen berechnet. Tabelle 3.10 gibt einen Überblick über die verwendeten Datensätze. Die Regressionsergebnisse zeigt Tabelle 3.11.

Tabelle 3.10: Erklärung der verwendeten Datensätze

| Datensatz | Umfang |
|--------------------------|---|
| Datensatz:Alle | Sämtliche in der Datenbank erfasste Gesellschaften |
| Datensatz:Ermittler | Gesellschaften, die den Substanzwert ermitteln, unabhängig davon, ob sie ihn als konkrete Zahl veröffentlichen |
| Datensatz:NichtDauerhaft | Gesellschaften, die in manchen Jahren eine konkrete Substanzwertangabe (als Zahl) veröffentlichen, aber nicht in jedem verfügbaren Jahr |

Für den ersten Robustheitscheck wird statt dem „Datensatz:Alle“ der „Datensatz:Ermittler“ verwendet. Die abhängige Variable bleibt die Substanzwertangabe (0: keine Substanzwertangabe, 1: Substanzwertangabe). Auch die unabhängigen Variablen bleiben gleich. Damit soll überprüft werden, welche Faktoren bei den Gesellschaften, die angeben, den Substanzwert zu ermitteln, dazu führen, dass sie ihn auch als konkrete Zahl veröffentlichen. Die Richtung aller Koeffizienten der unabhängigen Variablen ist identisch wie im Basismodell. Auch ist die Eigenkapitalquote weiterhin signifikant, was die bisherigen Schlussfolgerungen bestätigt. Die Übereinstimmung mit dem Basismodell geht einher mit der Vermutung, dass letztlich fast alle Leasing-Gesellschaften den Substanzwert ermitteln, weswegen die bloße Erwähnung der Berechnung keinen Informationswert hat. Für den zweiten Robustheitscheck wird der „Datensatz:NichtDauerhaft“ verwendet, die abhängige Variable Substanzwertangabe und die unabhängigen Variablen bleiben gleich. Hiermit soll überprüft werden, warum eine Gesellschaft in manchen Jahren den Substanzwert als konkrete Zahl veröffentlicht, in anderen Jahren jedoch nicht. Die Richtung der Koeffizienten bleibt abgesehen vom Eigentümerhintergrund wie im Basismodell. Keine Variable ist bei diesem Datensatz signifikant.

Tabelle 3.11: Ergebnisse der logistischen Regression mit abhängiger Variable
Substanzwertangabe für Datensatz:Ermittler und Datensatz:NichtDauerhaft

| Datensatz | Substanzwertangabe | Substanzwertangabe |
|---|------------------------|--------------------------|
| | Datensatz:Ermittler | Datensatz:NichtDauerhaft |
| Intercept | 0,1042*** (0,0885) | 1,1838 (0,5969) |
| Bankennahe Gesellschaften | 2,0079 (3,2575) | 0,2689 (0,2784) |
| Herstellernahe Gesellschaften | 0,1467 (0,2935) | 1,5366 (1,7117) |
| Bilanzsumme | 1,4584 (1,6324) | 1,0646 (1,3394) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf | 0,7877 (0,2478) | 0,9158 (0,2379) |
| Verhältnis Kreditrefinanzierung zu Forfaitierung | 1,3243 (0,2571) | 1,2828 (0,2233) |
| GKR | 0,4516 (0,3393) | 0,4766 (0,3359) |
| EKQ | 0,3458* (0,2075) | 0,5670 (0,2196) |
| Random Effects | | |
| σ^2 : Varianz der Residuen | 3,29 | 3,29 |
| τ_{00} : Varianz des Random Intercepts $I_{0,i}$ | 38,89 Gesellschaft | 57,83 Gesellschaft |
| τ_{11} : Varianz des Random Slope t_i | 2,15 Gesellschaft,Jahr | 1,42 Gesellschaft,Jahr |
| ρ_{01} : Korrelation zwischen $I_{0,i}$ und t_i | -0,12 Gesellschaft | -0,94 Gesellschaft |
| N: Anzahl an Random Intercepts $I_{0,i}$ | 139 Gesellschaft | 66 Gesellschaft |
| Beobachtungen | 1365 | 618 |
| Marginal R^2 / Conditional R^2 | 0,040 / 0,925 | 0,010 / 0,947 |

Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse der logistischen Random Effects-Regression für die Variable Substanzwertangabe. Zudem werden in Klammern die Standardfehler angegeben. ***, ** und * zeigen jeweils die statistische Signifikanz auf dem 1%, 5% sowie 10 % Signifikanzniveau.

3.5 Fazit

Dieser Beitrag untersucht den leasingspezifischen Substanzwert als alternative Leistungskennzahl vor dem Hintergrund der freiwilligen Publizität bei deutschen Leasing-Gesellschaften. Ca. 60 % der deutschen Leasing-Gesellschaften erwähnen, dass sie einen Substanzwert ermitteln. Ca. 30 % veröffentlichen den Substanzwert auch als konkrete Zahl. Wichtige Kennzahlen wie die Eigenkapitalquote und die Gesamtkapitalrentabilität verbessern sich deutlich, wenn zusätzlich zu den bilanziellen Größen der Substanzwert bzw. dessen Veränderung einbezogen werden. Dadurch können Gesellschaften durch die Angabe des Substanzwerts ihre Eigenkapitalausstattung und Profitabilität nach außen hin positiver kommunizieren. Dazu passend ist das wichtigste Motiv für die Veröffentlichung des Substanzwerts eine niedrige bilanzielle Eigenkapitalquote.

Kapitel 4

Leasing vs. Debt: The Impact of IFRS 16 on Firm Financing Decisions and Managerial Incentives¹

4.1 Introduction

Leasing has long been a vital source of corporate financing, with listed firms under IFRS or US GAAP disclosing nearly US\$3 trillion in off-balance-sheet lease commitments prior to recent accounting reforms [International Accounting Standard Board (IASB) 2016]. In response to concerns over such hidden leverage, the IASB introduced IFRS 16 (effective 2019), respectively, FASB ASC 842 (effective 2019) to bring leases onto the balance sheet. This paper asks a fundamental question: How has IFRS 16 altered firms' financing decisions, particularly the trade-off between leasing assets and incurring traditional debt? By examining the impact of this sweeping lease capitalization standard on corporate behavior, we seek to clarify whether firms view leases differently now that they must be reported as liabilities rather than kept off the books. The research question is motivated by the notion that if leases are no longer “hidden” financing, managers might

¹Dieses Kapitel basiert auf Hartmann-Wendels/Hendriock/Kußmaul (2025).

reconsider the appeal of leasing relative to borrowing – a possibility with far-reaching implications for capital structure and asset financing choices.

IFRS 16 provides a novel setting in which leasing and debt are put on equal footing from an accounting perspective. Under the new standard, lessees must recognize virtually all leases on the balance sheet with a corresponding “right-of-use” asset and lease liability, recording depreciation and interest expense much like a financed asset purchase (IASB 2016). In contrast, the US GAAP counterpart (ASC 842) – while also ending off-balance-sheet lease treatment – retains a dual model that still allows many leases to be classified as “operating” and expensed on a straight-line basis in operating costs (IASB 2016). IFRS 16 eliminates this operating lease distinction (except for short-term or low-value leases), effectively treating every lease as akin to debt-financed ownership (Trullion 2022). As a result, the accounting outcomes of leasing versus borrowing converge: lease obligations now appear alongside loans and the right-of-use asset alongside property, plant and equipment on the balance sheet, and the lease payments generate interest and depreciation rather than a rental expense. This harmonization is explicitly aimed at improving comparability between companies that lease assets and those that borrow to buy them (IASB 2016). In other words, IFRS 16 places leasing and debt on the same accounting basis, raising the question of whether managers perceive leases and loans as interchangeable financing tools once their financial statement effects are equivalent.

We situate this inquiry in the context of prior literature on lease accounting changes and outline our study’s contributions. Early evidence from the U.S. implementation of ASC 842 suggests that when operating leases were capitalized, firms responded by cutting back on leasing. For example, Li and Venkatachalam (2024) document that public airlines reduced their operating lease usage by roughly 7–10 percentage points relative to private airline firms following ASC 842’s promulgation, replacing leases with owned (debt-financed) assets. This finding is consistent with the idea that removing off-balance-sheet advantages made leasing less attractive, prompting a shift toward debt financing. In contrast, the introduction of IFRS 16 appears to have led to a very different outcome: firms under IFRS did not uniformly curtail their leasing, and anecdotal observations even

point to some increases in leasing activity post-IFRS 16 (a puzzling divergence from the U.S. experience). One plausible explanation is that IFRS 16's equal-footing approach created new managerial incentives. By capitalizing leases, IFRS 16 mechanically boosts EBITDA and elevates operating profit (since lease expenses are replaced by interest and depreciation, IASB 2016), which could incentivize managers to continue or even expand leasing if their performance metrics or debt covenants benefit from higher EBIT/EBITDA. To empirically disentangle these effects, our study exploits a clear control setting: we compare German IFRS-reporting firms affected by the new standard to a control group of German companies reporting under local GAAP (HGB) that faced no change in lease accounting.² In particular, the HGB rules still allow leases to be structured to be off-balance sheet, similar to the old IAS 17 model (e.g., Nakisa 2016 and KPMG 2024). This difference-in-differences design provides a credible "causal" inference of IFRS 16's impact. Our findings reveal strong evidence that IFRS 16 indeed influences financing behavior through managerial reporting incentives: firms subject to IFRS 16 adjust their lease versus debt decisions in ways aligned with the standard's effects on EBIT/EBITDA-based targets. By documenting these patterns, our study fills a crucial gap in the literature – showing that when leasing and debt are put on equal accounting footing, the direction of firms' response (lease more or lease less) hinges on the underlying incentives of managers, thereby shedding new light on how accounting standards can shape real financing decisions.

We start our analysis, using a difference-in-differences design, where we find that German firms reporting under IFRS experienced a significant increase in leasing intensity after the 2019 adoption of IFRS 16, relative to German GAAP (HGB) firms that did not implement this standard. This analysis treats IFRS 16's introduction as a quasi-natural experiment, exploiting the fact that HGB rules continue to allow virtually all leases to remain off-balance-sheet (e.g., Nakisa 2016 and KPMG 2024). Preliminary time-series

²With, e.g., Chen, Correia, and Urcan (2023) as an exception, other studies, as, e.g., the one by Ma and Thomas (2023), analyzing accounting rule changes, differentiate treatment and control group based on their presumed exposure to the change's implication, e.g., status quo ante lease intensity.

evidence shows a divergence around 2019: leasing activity among IFRS adopters rose markedly just after IFRS 16 became effective, whereas no comparable uptick occurred for HGB-based peers. A formal difference-in-differences regression confirms this pattern: The estimated post-IFRS 16 effect is positive and statistically significant, indicating that *ceteris paribus*, IFRS-reporting companies increased their reliance on leases for financing assets in the post-adoption period.

We subject the core finding to a battery of robustness tests and additional analyses to validate the econometric identification. First, turning towards the identifying parallel trends assumption, we confirm that prior to 2019 treated and control firms exhibited similar trajectories in leasing intensity, with no significant pre-treatment divergences – an essential condition for a valid difference-in-differences design and evidence against anticipatory leasing increases in the years leading up to adoption. Second, we estimate dynamic impulse response effects (i.e., event-study coefficients by year) around IFRS 16's implementation. This reveals a sharp and persistent jump in the treatment group's leasing intensity precisely in the first year of IFRS 16 and onwards, consistent with a one-time structural break at adoption. Third, we address potential differences in firm characteristics between IFRS and HGB reporters by employing matching and reweighting techniques. In particular, we use propensity score matching and entropy balancing to ensure the control sample is comparable in size, industry, profitability, leverage, and pre-adoption leasing rates. The difference-in-differences estimate remains robust in these balanced samples, alleviating concerns that our result is driven by selection or baseline heterogeneity rather than the accounting change. Collectively, these tests support the conclusion that IFRS 16 caused a genuine increase in leasing intensity for treated firms, rather than an artifact of model specification or sample composition.

To understand why IFRS firms responded by leasing more, i.e., the economic mechanism, we explore managerial incentives tied to financial reporting outcomes. IFRS 16 changed how lease obligations impact key performance metrics: it removes operating lease expense from above the EBIT and EBITDA lines, instead recognizing depreciation and interest below operating profit (House of Control 2023). Consequently, for a given lease,

IFRS 16 mechanically boosts a firm's reported EBITDA (and to a lesser extent EBIT) compared to the old standard, even though economic cash flows are unchanged. We hypothesize that managers whose compensation is linked to these accounting metrics have an incentive (e.g., Edmans, Gabaix, and Jenter 2017) to increase leasing once IFRS 16 makes lease expenses less visible in EBIT/EBITDA. Consistent with this rationale, we find pronounced heterogeneity within the treated group: IFRS-reporting firms that explicitly reward executives based on EBIT show a significantly larger post-2019 leasing increase than those without such pay provisions. Moreover, the effect is even stronger for firms with EBITDA-based bonus plans, which is intuitive given that IFRS 16's removal of lease costs from EBITDA calculation creates a particularly favorable impact on that metric (House of Control 2023). This cross-sectional evidence suggests that the rise in leasing is at least partly driven by managerial incentive structures – i.e., managers respond to IFRS 16 by adjusting real financing decisions in order to improve the accounting figures that determine their bonuses and performance evaluations.

We further investigate whether the impact of IFRS 16 on leasing decisions varies depending on firms' prior reliance on leasing. The economic reasoning is that firms with a high pre-existing operating lease intensity would find the IFRS 16 accounting changes more salient and impactful, potentially eliciting a stronger behavioral response. Companies that heavily relied on off-balance-sheet leases under IAS 17 suddenly had to recognize large lease liabilities and right-of-use assets under IFRS 16, fundamentally altering their reported leverage and expense profiles (IFRS Foundation 2016). We therefore stratify the treatment sample by initial leasing intensity and estimate the treatment effect within each subgroup. The results reveal a clear heterogeneous effect: firms that started with higher lease intensity exhibit a markedly greater increase in leasing post-IFRS 16 adoption, relative to firms that had only minimal leasing pre-adoption. In other words, the leasing expansion induced by IFRS 16 is most pronounced for those companies for whom leasing was already an important financing mode. This finding is consistent with the idea that the accounting change was more consequential for high-lease firms, prompting them to respond more aggressively – possibly because the benefits (or

adjusted reporting impact) of additional leasing under the new standard were more immediately apparent to these firms.

Next, we examine the corporate financing implications of IFRS 16 by analyzing whether firms shifted their asset acquisition strategy from purchases to leases. If leasing became relatively more attractive post-IFRS 16 (for example, due to the managerial incentives discussed above or other frictions), we would expect to see firms leasing assets that they might previously have bought outright. To test this, we compare trends in capital expenditures between treated and control firms. The data show that, following IFRS 16's implementation, IFRS-reporting firms significantly curtailed their capital expenditures compared to the HGB control group. In fact, while control firms maintain their usual investment levels in property, plant, and equipment, IFRS adopters exhibit a relative decline in tangible asset purchases. This is consistent with a substitution effect whereby assets that would have been acquired via outright purchase (involving up-front capital expenditures) are now obtained through lease contracts instead. Notably, this finding runs counter to the standard-setter's expectation that IFRS 16 would not prompt systematic changes in asset procurement behavior (IFRS Foundation 2016). The evidence indicates that, at least for the sample of German firms studied, capital expenditure was partially replaced by leasing arrangements after the enforcement of the new standard, suggesting that leasing emerged as a more favored option for financing assets once its accounting treatment changed.

We also investigate whether firms adjusted their mix of external financing in response to IFRS 16, in particular substituting lease liabilities for traditional debt. Our difference-in-differences analysis finds that the increase in lease liabilities on IFRS adopters' balance sheets was accompanied by a relative decrease in conventional debt financing. In other words, firms that expanded leasing post-IFRS 16 concurrently saw a decline in their reliance on bank loans and bond issuance (when compared to the control group). This result implies that companies did not simply add leases on top of existing debt, but rather substituted one form of financing for the other. The finding dovetails with the idea that IFRS 16 helped create a more "level playing field" between leasing and borrowing: with

leases now capitalized and transparently reported, firms may view the two financing forms as more interchangeable. Consistent with that, our evidence suggests that some firms choose to lease assets instead of incurring new debt, thereby altering the composition of their liabilities. The reduction in credit intensity (traditional debt usage) alongside rising lease intensity reinforces the notion that IFRS 16 changed relative preferences at the margin, making leasing a comparatively more attractive source of financing than it was under the prior accounting regime.

Finally, we consider the broader economic implications of the observed increase in leasing, addressing whether this shift reflects managerial opportunism or improved financial efficiency. One concern is that managers might be opportunistically exploiting IFRS 16 to inflate performance metrics – for instance, leasing more assets solely to boost EBITDA and meet short-term targets, potentially at the expense of long-run value creation. An alternative view is that IFRS 16 removed distortions in financial reporting (such as the off-balance-sheet bias under the old standard) and thereby enabled firms to make financing decisions more aligned with underlying economics. We empirically assess firm-level investment efficiency in the post-adoption period to distinguish between these perspectives. Evidence points toward enhanced efficiency: IFRS adopters show improved alignment of investment outlays with growth opportunities and an increase in investment efficiency relative to control firms after 2019. In other words, the capital appears to be allocated more productively, not less, following the shift toward leasing. This suggests that the IFRS 16-induced changes are not merely cosmetic window dressing, but are consistent with better matching of financing choices to firms' economic needs. Our findings align with the intentions of the standard setters – IFRS 16 was expected to provide more faithful representation and promote better decision-making (IFRS Foundation 2016) – and we observe no evidence of a deterioration in investment discipline that one might fear under the opportunism hypothesis. Overall, the results imply that the move to on-balance-sheet lease accounting has had a net positive impact: firms' financing decisions have become more transparent and incentive-compatible, and

these decisions appear to be contributing to, rather than detracting from, efficient investment and value creation in the long run.

We add to the literature in four main ways. Extending the capital structure literature, our study provides new evidence that firms treat leasing and debt as substitutable financing tools in the post-IFRS 16 era. Classic theories posit that leases can serve as a substitute for traditional debt, yet empirical findings have been mixed. Early work by Ang and Peterson (1984) uncovered a “leasing puzzle”, finding that leases and debt appeared to be complements rather than substitutes (firms with more debt also had more lease commitments). Subsequent research began to resolve this puzzle by highlighting firm-specific factors: for instance, Sharpe and Nguyen (1995) showed that leasing can alleviate financing frictions, suggesting that companies facing high external financing costs use leases in place of debt.³ Our findings build on this line of inquiry by leveraging the IFRS 16 lease capitalization reform as a natural experiment. We show that once operating leases are brought onto balance sheets under IFRS 16, firms adjust their financing mix in a manner consistent with substitution between leases and debt. In other words, when leases are no longer “hidden” off-balance-sheet, companies increase lease usage as they decrease debt financing (and vice versa), indicating that managers view these obligations as interchangeable sources of capital. This contribution bridges prior research on lease financing and corporate financial policy with contemporary evidence: whereas earlier studies documented the potential substitutability of leases in theory (e.g., Beattie, Goodacre, and Thomson 2000) and through off-balance-sheet proxies, we provide direct empirical confirmation that, in practice, firms treat leases and debt as alternative forms of

³Research on this issue is not clear-cut. Some studies conclude that leasing and loans are substitutes (e.g., Marston and Harris 1988, Beattie, Goodacre, and Thomson 2000, Yan 2006, Deloof, Lagaert, and Verschuere 2007, and Ma and Thomas 2023), while others interpret them as complements (e.g., Ang and Peterson 1984, Finucane 1988, Lewis and Schallheim 1992, Krishnan and Moyer 1994, Bathala and Mukherjee 1995, Branson 1995, Adams and Hardwick 1998, Lasfer and Levis 1998, and Kang and Long 2001). Eisfeldt and Rampini (2009) and Franzen, Cornaggia, and Simin (2009) further conclude that leasing can increase debt capacity, a view that dovetails with Giner and Pardo (2018), who find that firms tend to resort more to operating leases when a covenant violation is imminent. At the same time, studies by El-Gazzar (1993) and Chen, Correia, and Urcan (2023) suggest that capitalizing operating leases makes covenant breaches more likely.

capital structure once leases are transparently recorded. By documenting this behavior change post-IFRS 16, our study updates the capital structure literature to explicitly incorporate lease liabilities, demonstrating that the traditional debt-versus-equity paradigm should now consider lease financing as a comparable strategic choice in corporate financial policy.

Our analysis is also situated in the literature on accounting regulation and financial reporting effects, using the lease accounting reforms (IFRS 16 and its US GAAP counterpart ASC 842) as a laboratory. Prior studies on the new U.S. lease standard (ASC 842) have noted significant changes in reported figures and shifts in corporate behavior. For example, Cheng, Geng, and Zhao (2022) document that the adoption of ASC 842 in 2019 dramatically increased reported leverage for U.S. firms by capitalizing operating leases and find that this improved the information available to investors (e.g. enhancing the market's ability to assess risk by incorporating lease obligations). Ma and Thomas (2023) document that following ASC 842's implementation, there was a decline in the recognition of new lease commitments – firms increasingly relied on the exception for short-term leases and reported fewer operating leases. Their findings suggest that reporting incentives led to a reduction in operating lease use, and concurrently, an increase in capital expenditures.⁴ Our study provides a contrasting perspective by examining the international IFRS 16 setting, thereby contributing to the comparative

⁴Additional studies (e.g., Chatterjee 2021, Yoon 2021, and Christensen, Linsmeier, and Wangerin 2025) confirm a decreased reliance on operating lease contracts and a shift toward short-term lease arrangements. Heese, Shin, and Wang (2024) report a higher use of variable leases that remain unrecognized, and Li and Venkatachalam (2024) find that the reduced use of operating leases has led to diminished operational flexibility. Li, Sun, Wu, and Zeng (2024) document that loan spreads increased for firms with substantial operating lease commitments post-ASC 842, while Jung and Scarlat (2024) document similar results concerning bond yield spreads. He, Lourie, Ma, and Zhu (2023) further conclude that, contrary to common managerial beliefs, the recognition of operating leases has led banks to view firms as less risky. While Chen, Correia, and Urcan (2023) indicate that covenant breaches have become more likely with the capitalization of operating leases, Cheng, Jaggi, Yan, and Young (2022) note that most debt contracts now contain clauses to exclude ASC 842 effects from covenant calculations, in line with prior research.

literature on how different accounting regimes can yield different outcomes.⁵ IFRS 16 and ASC 842 were developed jointly and share the core intent of bringing leases onto balance sheets (e.g. IASB 2016 and FASB 2020), yet they differ in implementation details: notably, IFRS 16 uses a single lessee model (treating all leases akin to finance leases) whereas ASC 842 retains a dual classification approach (finance vs. operating) for expense recognition (Cheng, Geng, and Zhao 2022). These differences have meaningful implications. Our findings reveal that IFRS 16 induced distinct corporate responses – firms under IFRS proactively adjusted their financing strategy (substituting debt for leases) and managerial choices (as described below) in response to lease capitalization, whereas such real responses have not been clearly evidenced under ASC 842. By highlighting this divergence, our paper enriches the literature on accounting rule changes by showing that the same economic event (lease capitalization) can elicit different firm behaviors under different standards. In doing so, we complement prior research on ASC 842’s effects with new international evidence, and underscore the importance of institutional context and accounting design in shaping the economic consequences of regulation. In sum, we position our study at the intersection of accounting standards and corporate finance, demonstrating that IFRS 16 prompted substantive changes in firms’ financing decisions. This contributes to a deeper understanding of accounting regulation’s impact, suggesting that the outcomes observed under ASC 842 cannot be uncritically generalized to IFRS 16, and vice versa, due to the nuanced differences in how the standards operationalize lease recognition.

We further contribute to the literature on managerial incentives and accounting-based compensation by documenting how IFRS 16 altered managers’ lease-versus-buy

⁵Studies addressing the impact of lease accounting rules yield mixed results. E.g. Europe Economics (2017) reports that although most lenders and lessors factor in off-balance-sheet lease obligations, not all such obligations are fully considered. The IASB (2016) notes that operating leases have generally already been incorporated into credit assessments. Meanwhile, Bausch and Fülbier (2015) find ambiguous evidence regarding bank lending: although banks in interviews downplay the likelihood of significant changes, official commentary suggests that credit terms may indeed be affected by the capitalization process. Giner and Pardo (2018) counter that market participants have largely been accounting for these off-balance-sheet items, leaving perceptions largely unaltered.

decision-making through its effects on key performance metrics. It is well established that executives respond to the financial metrics that determine their compensation and evaluations.⁶ Under prior lease accounting (IAS 17), operating leases allowed managers to keep liabilities off the balance sheet but at the cost of lower reported EBITDA and EBIT (since lease expenses were recorded as operating costs). IFRS 16 changed this calculus. By requiring lessees to recognize a right-of-use asset and a corresponding lease liability, with lease costs split into depreciation and interest, IFRS 16 reduces operating expenses and boosts profitability metrics (Crump 2014). In fact, after IFRS 16, firms with previously significant operating leases, *ceteris paribus*, report higher EBIT and EBITDA because what was once a straight rental expense is now partly reflected as interest (below the operating profit line) and partly as depreciation (a non-cash expense) (Crump 2014). Our study is among the first to show that managers responded to these accounting changes in a manner consistent with their incentive structures. Specifically, we find that firms with executive compensation tied to EBIT or EBITDA were more inclined to lease assets following IFRS 16's implementation, all else equal. This behavior suggests that managers recognized the favorable impact of leasing on these performance metrics under the new standard – leasing became a relatively more attractive option since it no longer penalized EBITDA/EBIT (and in fact could inflate them). This insight adds a new dimension to the extensive literature on executive compensation and financial reporting distortions. Whereas prior studies have shown that managers adjust accounting choices or real activities to hit bonus targets,⁷ we document a specific link between an accounting rule change and real corporate decisions via managerial incentives. In essence, IFRS 16 created an incentive for metric-focused managers to favor leases because the accounting now makes leasing look more profitable on the income statement. Our evidence thus extends the understanding of agency considerations in corporate finance: it demonstrates

⁶Edmans, Gabaix, and Jenter (2017) provide a thorough survey of both the theoretical and empirical literature on executive compensation.

⁷E.g., Healy (1985) demonstrates income-smoothing or accrual management when bonuses depend on earnings. Shipper (1989) offers a commentary discussing how bonus-related incentives can lead managers to “smooth” earnings via both accrual adjustments and real operational decisions. Further studies include Dechow, Sloan, and Sweeney (1995), Healy and Wahlen (1999), and Roychowdhury (2006).

that changes in accounting standards can reshape managerial preferences and strategies, not merely through abstract compliance costs or balance sheet optics, but by directly altering the figures (EBIT, EBITDA) that drive executive rewards. By situating this finding in the broader context, we contribute to research on how performance-based pay can lead to operational decisions aimed at influencing accounting outcomes (Cheng, Geng, and Zhao 2022). We show that IFRS 16, by modifying reporting for leases, effectively removed a disincentive to lease [the hit to EBIT(DA) under the old rules] and, in doing so, induced a shift in management behavior consistent with incentive-driven financial policy choices. This underscores the intricate interplay between accounting regulations, reported metrics, and managerial decision-making incentives.

Finally, our study speaks to the broader debate on whether accounting changes have “real” economic effects or are purely cosmetic adjustments to financial reports. We contribute to the literature on the real consequences of financial reporting regulation by providing clear evidence that IFRS 16 influenced not only how firms report leases, but also how they invest and allocate capital. A skeptical view in accounting research has long held that if markets and contracts adjust for new standards, accounting changes might not materially affect firms’ real decisions (e.g., Watts and Zimmerman 1985, Holthausen and Watts 2001, and Barth, Landsman, and Lang 2008). However, a growing body of work documents that better financial reporting can improve corporate investment efficiency by reducing information frictions and agency problems (e.g. Bushman, Chen, Engel, and Smith 2004, Francis, LaFond, Olsson, and Schipper 2005, Biddle, Hilary, and Verdi 2009, and Tan 2020). Our findings align with this perspective: we show that IFRS 16’s implementation led to tangible improvements in firms’ investment efficiency. In particular, as firms adjusted their financing mix in response to IFRS 16 (treating leases as part of their debt capacity), they also began investing in a more value-maximizing way – we observe reduced under- and over-investment, suggesting that capital was deployed more optimally after lease obligations became transparent. This result indicates that IFRS 16 did more than change balance sheet and income statement presentations; it prompted firms to rethink project financing and selection with a clearer view of their obligation

structure. The evidence supports the notion that accounting rules can produce real, allocative effects. By bringing previously hidden liabilities to light, IFRS 16 improved stakeholders' ability to monitor and price firms' commitments, which in turn disciplined managers to undertake investments that are better aligned with firm value. Unlike studies examining multi-standard adoptions (e.g., Hou, Jin, Wang, and Zhang 2016 and Tan 2020), our paper zeroes in on a single, targeted accounting change (lease capitalization) and still finds a meaningful impact on real decisions, thereby reinforcing the argument that accounting standards do matter for economic behavior. Moreover, we provide a nuanced insight that the channel for this improvement is the shift in financing strategy induced by IFRS 16 – as firms substitute leases with debt or vice versa, they reassess their investment plans under the new cost-of-capital and balance sheet conditions, leading to more efficient outcomes. This connects to the broader theoretical discourse on real effects (e.g., whether firms' operating and investing policies respond to accounting-based changes in perceived cost of capital or risk). Our study's novelty lies in being among the first to document a positive real effect (improved investment efficiency) from IFRS 16. In doing so, it corroborates the view that accounting regulation can have beneficial economic consequences, not merely alter the form of financial statements. We therefore contribute to the policy discussion by highlighting that IFRS 16 achieved its intended transparency benefits and, importantly, that this transparency translated into more efficient corporate behavior – a key real outcome that enriches the literature on the economic impact of financial reporting reforms.

The remainder of this chapter is organized as follows. Section 4.2 provides details on the institutional background regarding the major accounting changes in terms of leasing respective to US GAAP and IFRS. Section 4.3 discusses the data set and provides descriptive statistics. Section 4.4 presents our main analysis, the impact of IFRS 16's enforcement on treated firms' lease intensity and consecutive to establishing the main result, takes a deep dive into investigating possible, economic mechanisms. Section 4.5 focuses on implications on capital structure and turns the attention towards the question of leasing versus buying, respectively, traditional debt. The analyses ends in Section 4.6,

where “real” economic implications in terms of investment efficiency are considered. Section 4.7 concludes.

4.2 Institutional Background – ASC 842 and IFRS 16

The overhaul of lease accounting under ASC 842 (US GAAP) and IFRS 16 was driven by longstanding concerns about off-balance-sheet financing. Prior standards (FAS 13/ASC 840 and IAS 17) allowed most leases to remain off the balance sheet as “operating leases”, obscuring significant liabilities. A 2005 SEC report, e.g., identified over \$1.25 trillion of off-balance-sheet operating lease commitments for U.S. registrants (FASB 2020). Global estimates indicated that listed companies under IFRS or US GAAP had around \$3.3 trillion of future lease commitments, about 85% of which were not recorded on balance sheets (IFRS Foundation 2016). Such non-recognition was viewed as a serious gap in financial reporting, making it hard for investors to gauge true leverage and compare companies. Critics (including regulators and investors) argued that lease accounting did “not always provide a faithful representation” of leasing transaction (The Global Treasurer 2013). The need to rein in off-balance-sheet financing provided a strong impetus for reform.

In response to these criticisms, IASB and FASB launched a joint project in 2006 to improve and converge lease accounting. This was part of the broader convergence effort formalized in the 2002 Norwalk Agreement (Weidner 2017) to develop high-quality, compatible standards. Over the next decade, the boards undertook multiple runs of public consultation and deliberations (IFRS Foundation 2016). They issued a Discussion Paper in 2009, an initial Exposure Draft (ED) in 2010, and a revised ED in 2013. The 2010 ED proposed a single lessee model (capitalizing all leases) (Crump 2014). However, feedback was overwhelmingly critical: many preparers and industry groups warned of heavy costs and economic impacts. E.g., a 2012 study sponsored by the U.S. Chamber of Commerce predicted “dire” consequences if all operating leases were capitalized, including widespread covenant violations, reduced access to credit, cutbacks in spending, and declines in real estate value (Weidner 2017). In light of such concerns, the Boards

adjusted course in the 2013 revised ED. It introduced a dual expense recognition approach intended to “better reflect [leases’] differing economics” (The Global Treasurer 2013). Under that proposal, most real estate leases would be treated as Type B (operating) leases with straight-line rent expense, whereas equipment and vehicle leases would be Type A leases with front-loaded expense (interest on the lease liability and amortization of the right-of-use asset). Notably, both approaches still put lease assets and liabilities (for leases over 12 months) on the balance sheet. By 2013, the IASB’s and FASB’s lease proposals remained largely converged – the two Boards’ revised EDs were “nearly identical,” apart from some scope differences, as, e.g. FASB decisions for non-public entities (The Global Treasurer 2013). This period also saw extensive outreach: in total, the various discussion papers and EDs yielded over 1,700 comment letters, numerous public roundtables, and other feedback that shaped the final standard (FASB 2020).

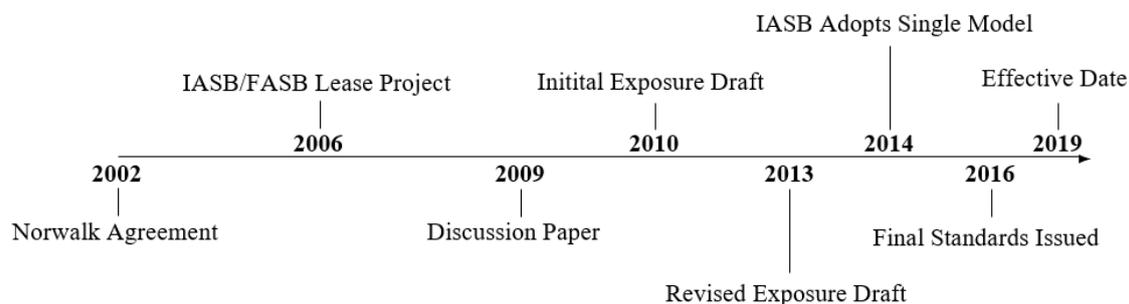
Despite the long joint effort, the IASB and FASB ultimately reached different conclusions on lessee accounting. In 2014, the IASB decided to abandon the dual-model approach (which had been “agreed with [the] US counterpart” in 2013) and revert to a single lease model for lessees (Crump 2014). The IASB concluded that recognizing interest and amortization for all leases on the lessee’s books would yield information most useful to investors and “avoid any structuring that might arise from having different accounting for different leases” (Crump 2014). In contrast, the FASB voted to retain a dual-model approach for lessee expense recognition, distinguishing between finance leases and operating leases. Under ASC 842, a lessee still records both types of leases on the balance sheet (thus meeting the core objective of recognizing lease liabilities), but continues to report operating leases as a single straight-line lease expense in the income statement, similar to legacy GAAP (Trullion 2022). Meanwhile, the IASB’s IFRS 16 employs a single lessee model: virtually all leases (other than short-term leases and small-ticket items) are treated akin to finance leases, with a depreciation charge on the right-of-use asset and interest expense on the liability. This divergence was driven by differences in philosophy and constituent pressures. The IASB believed a single model maximizes transparency and comparability for investors, even if it changes earnings patterns (Crump

2014). The FASB, responding to U.S. stakeholder feedback about cost/complexity and income-statement effects, opted for a pragmatic compromise that would “provide a cost-effective, operational standard” (FASB 2020) and preserve the familiar straight-line expense for many leases. It is this very divergence, our study comes in.

The Boards remained aligned, however, on fundamental points such as the definition of a lease and the requirement to bring substantially all lease liabilities onto the balance sheet. Lessor accounting was also largely carried over from previous guidance in both standards, resulting in similar lessor models under IFRS 16 and ASC 842; IFRS continues to classify lessor arrangements as finance or operating leases, while ASC 842 classifies them as sales-type, direct financing, or operating, closely paralleling the old rules (Trullion 2022).

After extensive re-deliberations, the final standards were issued almost concurrently in early 2016. The IASB formally published IFRS 16 “Leases” on January 13, 2016, replacing IAS 17 effective January 2019 (IFRS Foundation 2016). The FASB followed on February 25, 2016 with Accounting Standards Update No. 2016-02 (codified as ASC 842), with a similar effective date in 2019 for calendar-year public companies (BIS 2017). These releases marked the culmination of a decade-long project. As IASB Chairman Hans Hoogervorst noted, the new requirements resulted from “multiple rounds of public consultation and extensive Board-level deliberation” in an effort to bring lease accounting “into the 21st century” (IFRS Foundation 2016). Both Boards highlighted that the core achievement was ending one of the largest forms of off-balance-sheet accounting by requiring lessees to recognize lease obligations as liabilities with corresponding right-of-use assets (FASB 2013, 2020). Figure 4.1 provides an overview of the major milestones of the ontogenesis of ASC 842, respectively, IFRS 16.

Figure 4.1: Timeline ASC 842/IFRS 16



4.3 Research Design

4.3.1 Sample Selection

We use the German accounting system in which exist companies reporting according to IFRS and companies solely reporting according to German GAAP (HGB) with no overlap between the two groups. All companies having issued securities traded on a regulated market have to prepare their consolidated annual accounts according to IFRS 16 and some do it voluntarily, all other German companies prepare their consolidated annual accounts solely according to HGB.

We start constructing the database with companies reporting according to IFRS. Specifically, to obtain a primer for our list of German IFRS firms, we download the annual fundamentals file from COMPUSTAT Global and filter for German firms. Manual look-up of all such companies resulted in a final list of 404 valid German IFRS companies. The number of available financial statements varies between 339 in 2013 and 400 in 2018 and 2019, which we obtain from the websites of the respective companies or the company register.

The database with companies reporting according to German GAAP (HGB database) was constructed based on the IFRS database supra. In an aim to ensure the possible comparability, we compared the distribution of HGB companies by industry (SIC code) and size (total assets) to that of our IFRS companies. In partial, to construct the HGB database, the CIO Top 500 (CIO 2022) and the Top 500 Family Companies (Family

Capital and PwC 2022) were used as a basis for two reasons: Firstly, family businesses in particular often prepare their accounts in accordance with HGB, and secondly, the largest available companies are included, which are closest in terms of size to IFRS companies, generally having higher balance sheet totals.

To build the HGB database, all companies reporting in accordance with IFRS themselves or on group level in these databases were first deleted and duplicates removed. After these preparations, there were less companies in the HGB database based on the CIO Top 500 and the Top 500 Family Companies than in the IFRS database. Furthermore, some industries were underrepresented in the HGB database compared to the IFRS database. To make up for that, we looked at German companies on Thomson Reuters Datastream and followed the same elimination procedure. We then added the companies from Thomson Reuters Datastream which belong to industries that were underrepresented in the initial HGB database. After this procedure, the HGB database was still slightly smaller than the IFRS database, with some industries still lacking in representation. Hence, we added companies in those industries by manual search for the biggest companies in these industries. As a result, we got two databases closely resembling in number of companies as well as industry distribution.

Annual reports were taken from of the company register. If both individual and consolidated financial statements are available for a company, the consolidated financial statements were used. In total, the HGB database contains 437 companies. The number of available financial statements varies between 350 in 2022 and 437 from 2016 to 2019. To minimize the effects of outliers, we follow literature and winsorize all variables annually at the 1st and 99th percentile.

4.3.2 Descriptive Statistics

Table 4.1, Panel A, provides descriptive statistics of our sample firms' core characteristics, which also will enter the main analyses of our paper. Most prominently, we provide pooled means, standard deviation, as well as 25-, 50-, and 75-percentile values of our main variable of interest, total lease intensity (*LeaseIntensity*), which we define as

total leasing volume, i.e., both, on-balance-sheet as well as off-balance-sheet, leasing liabilities, divided by property, plant, and equipment, likewise augmented by off-balance sheet liabilities. With a median value of 16.7% and an interquartile range of 48.6% – 6.2% = 42.4%, we observe considerable variation among our sample of German HGB and IFRS firms. We also report same statistics for return on assets (*RoA*), which we define as EBITDA, divided by, total assets, net of on-balance sheet liabilities. While sample firms, on average, yield approximately 8%, standard deviation is almost thrice as high. We further consider both, sales margin (*SalesMargin*), defined as EBT, scaled by lagged sales, as well as, sales growth (*SalesGrowth*), defined as the change in sales over a fiscal period, with same deflator as above. These values show a median value of around 4.9%, respectively, 4.3%. To capture a firm’s “traditional” debt burden besides its leasing liabilities, *Leverage* is defined as total liabilities modulo on-balance sheet leasing liabilities, divided by, as before, total assets, net of on-balance sheet liabilities. Reflecting the landscape of German firms, roughly half of total assets are financed by debt. Finally, we consider the *natural logarithm of total assets* “netted” as above, reflecting a firms’ size.

Table 4.1: Descriptive Statistics

Panel A: Summary Statistics

| | \bar{x} | Std | P25 | P50 | P75 |
|-----------------------|-----------|--------|--------|--------|--------|
| LeaseIntensity | 0.293 | 0.292 | 0.062 | 0.167 | 0.486 |
| RoA | 0.076 | 0.223 | 0.033 | 0.069 | 0.113 |
| SalesMargin | 0.248 | 4.46 | 0.015 | 0.049 | 0.103 |
| SalesGrowth | 0.557 | 20.211 | -0.018 | 0.043 | 0.114 |
| Leverage | 0.552 | 5.164 | 0.328 | 0.492 | 0.638 |
| logAT | 13.068 | 1.91 | 11.938 | 12.961 | 14.193 |

Panel B: Time Series of Means of IFRS Firms' Unadjusted Lease Intensity

| Jahr | \bar{x} |
|-------------|-----------|
| 2013 | 0.026 |
| 2014 | 0.025 |
| 2015 | 0.022 |
| 2016 | 0.022 |
| 2017 | 0.022 |
| 2018 | 0.043 |
| 2019 | 0.300 |
| 2020 | 0.351 |
| 2021 | 0.357 |
| 2022 | 0.344 |

This table shows descriptive statistics for our sample of German IFRS- and HGB firms. Panel A presents means (\bar{x}), standard deviations (Std), as well as 25, 50, and 75 percentiles (p_{25} , p_{50} , and p_{75} , respectively) of lease intensity (*LeaseIntensity*), return on assets (*RoA*), sales margin (*SalesMargin*), sales growth (*SalesGrowth*), leverage (*Leverage*), and the natural logarithm of total assets (*logAT*). Panel B presents the time series of cross-sectional means per year of treated firms' unadjusted lease intensity.

Before transitioning towards our main analyses in the next section, where we compare total leasing intensity, i.e., reflecting both, off- and on-balance-sheet data, we conduct a “reality check” for the expected baseline effect's existence in terms of unadjusted numbers. To this end, in Panel B, we provide the time series mean of IFRS firm leasing quota in terms of solely balance-sheet data, *B/SLeaseIntensity*. The sudden surge from roughly 4.3% to 30% mirrors the impact of IFRS 16 becoming effective, henceforth moving all off-balance-sheet leases to the books.

4.4 Impact of IFRS 16 on Lease Intensity

In the following section, we establish empirical evidence for the main hypotheses of our paper – how the introduction of IFRS 16 brought about increases in treated firms' lease intensity. First, we document their (relative) increase in Section 4.4.1 and seek to bolster our result against econometric concerns by running a series of specification tests. Second, in Section 4.4.2, we turn towards the economic mechanism by considering both, the moderating impact of managerial incentives as well as cross-sectional heterogeneity based on pre-treatment leasing intensity.

4.4.1 Main Result

To obtain an initial impression of any possible increases in leasing quota around the effective date of IFRS 16, Figure 4.2 provides a time-series plot of average leasing quota of treated versus untreated firms. We record three key observations. First, prior to the change, from 2013 to 2018, the two curves move virtually in parallel. Second, right on the effective date, leasing quota of treated firms substantially rise by approximately 5 percentage points/14.7%, while they, for all intents and purposes, remain unchanged for untreated firms. Third and finally, the gap between leasing quota appears to remain at the newly established, high level.

Figure 4.2: Annual Mean Lease Intensity – HGB versus IFRS



This figure plots mean lease intensity over the time period of our sample, i.e., 2013 – 2022, stratified by local GAAP (IFRS = 0), respectively, IFRS (IFRS = 1), firms.

We next turn towards difference-in-differences regressions, which we run on our pooled, cross-sectional sample of treated and untreated firms. Specifically, we employ following regression model,

$$LeaseIntensity_{i,t} = \beta_1 \times Treated_i \times Post_t + \vec{\gamma} \vec{c}_{t-1} + \iota_i + \theta_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4.1)$$

$LeaseIntensity_{i,t}$ denotes leasing intensity of firm i in period t as defined above.⁸ $Treated_i$ provides the treatment status of firm i ; it is an indicator variable set equal to one for firms following the IFRS accounting regime and zero for local GAAP firms constituting the control group. Likewise, $Post_t$ denotes the post treatment period and is set equal to 1 post effective date, i.e., for fiscal years 2019 onward, and zero before.⁹ Since we include firm fixed effects ι_i to control for time-invariant, unobservable firm characteristics as well as time fixed effect θ_t to capture common shocks and time trends, coefficients on stand-alone variables $Treated_i$ and $Post_t$ remain unidentified. The coefficient of $Treated_i \times Post_t$, β_1 , is the difference-in-differences estimator. A positive value were to provide evidence for an increase in leasing quota of treated versus control firms.

$\vec{\gamma}$ is the vector of coefficients associated with the control variables stacked into vector \vec{c} . Selecting those, we follow studies closest to our paper, analyzing the introduction of ASC 842 (e.g., Ma and Thomas 2023). In particular, we include the variables from Table 4.1 modulo the dependent variable and lag them by one period. As Ma and Thomas (2023) point out, the higher the leverage, smaller the size, and lower the performance of a firm, the more financially constrained it tends to be. Since prior research (e.g., Eisfeldt and Rampini 2009 and Beatty, Liao, and Weber 2010) suggests that more financially constrained firms use more leases, we include respective measures into our regressions. Furthermore, since higher growth in sales might necessitate firms to expand their

⁸Provided that leasing volume indeed increased, this would contribute attenuation bias to our analysis, i.e., against us finding an increase in leasing intensity.

⁹Specifically, for control firms, $Post$ equals 1 from fiscal year 2019 onward, corresponding to the effective date of IFRS 16. For treated firms, $Post$ equals 1 starting from the fiscal year of initial IFRS 16 adoption. Although this typically occurs in fiscal year 2019, some treated firms have adopted IFRS 16 earlier (e.g., fiscal year 2018) or later (e.g., fiscal year 2020), particularly if the fiscal year differs from the calendar year.

business, potentially by means of leases, we include *SalesGrowth*. Since our sample consists entirely of German firms and we include time fixed effects, all macroeconomic factors varying along the country and time dimension are accounted for, respectively, corresponding measures were to be absorbed by our fixed effects. We double-cluster standard errors at both, the firm and time, level (cf. Petersen 2009).

Table 4.2: Lease Intensity – Difference-In-Differences around IFRS 16

| | (1) | (2) |
|---------------------------|---------------------|----------------------|
| Treated x Post | 0.0336*** (3.79) | 0.0309*** (3.83) |
| RoA | | -0.0075 (-0.89) |
| SalesMargin | | -0.0007 (-1.25) |
| SalesGrowth | | 0.0000 (0.41) |
| Leverage | | -0.0003** (-2.59) |
| logAT | | -0.0291** (-2.53) |
| Firm FE | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes |
| Observations | 8,060 | 6,394 |
| Adj. R² | 0.865 | 0.893 |

This table presents results from pooled OLS regressions that relate lease intensity post versus pre IFRS 16 enforcement of treated versus untreated firms. The analysis is done at the firm and year level. Lease intensity, *LeaseIntensity*, is defined as firms' total leases, scaled by property, plant and equipment. Our main independent variable is *Treated x Post*. Control variables are described in Table 4.1. Column (1) reports results without, respectively, column (2), with control variables included in the regression. In all specifications, we use firm and time fixed effects. T-statistics, based on standard errors clustered at the firm level and year level, are reported in parentheses. ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% significance level, respectively.

Results are reported in Table 4.2. Column (1) presents results without controls, while for column (2), we add the selection of covariates delineated above. In both cases, which are largely comparable, coefficients of our main variable, *Treated x Post*, are statistically significant at the 1%-level. Provided an average coefficient of approximately 3.3% and a median value of 16.7% for *LeaseIntensity*, the result arguably is also economically

significant, explaining around 20% of the 50-th percentile. Overall, the evidence from Table 4.2 suggests that treated firms responded to the introduction of IFRS 16 and its ensuing introduction of additional leasing operations to financial statements by increasing their leasing activities.

In Table 4.3, we run similar regressions as in Table 4.2, but augment Model 4.1 with three indicator variables that identify each of the three periods (*Pre1* to *Pre3*) prior to 2018, i.e., the first year, second year, as well as third year and before preceding the last year the old accounting rule was in charge. On the one hand, this allows us to test for part of the identifying assumptions of our difference-in-differences design being fulfilled, specifically, parallel pre-treatment trends. On the other hand, inspection of coefficients provides insight into whether firms proactively altered their leasing behavior already before IFRS 16's effective date. We also replace *Treated x Post* with three indicator variables that identify three periods subsequent to the effective, i.e., the first year, second year, and all years from the third year onwards. This is aimed at analyzing the time pattern of any alleged reaction of treated firms, in particular, how abrupt they reacted and how sustainable any alleged change might be.

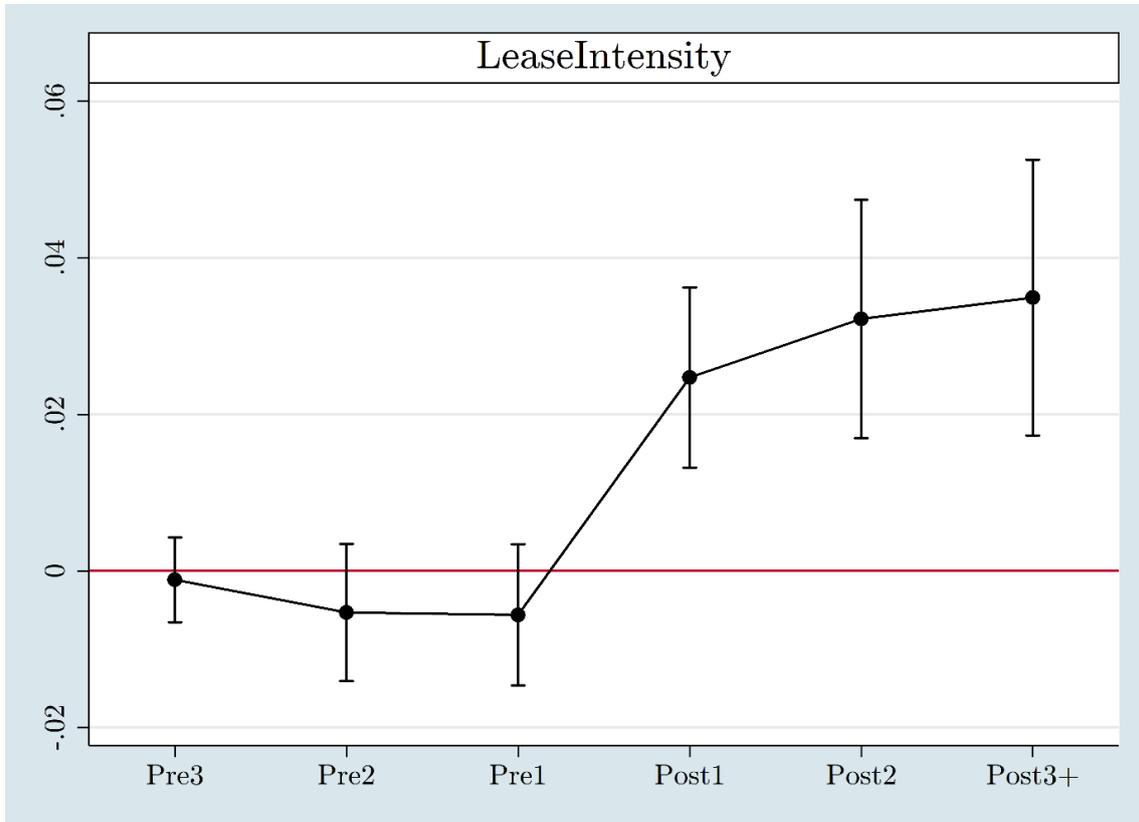
Results reported in Table 4.3 and corroborated visually in Figure 4.3 show that none of the variables *Pre1*, *Pre2* or *Pre3* is significantly different from zero, i.e., leasing quota of IFRS and local GAAP firms show parallel trends before the new accounting rule. Results also show that the treated firms start increasing leasing quota right away as IFRS 16 became effective and the higher level of leasing remains significant in all sub-periods that follow.

Table 4.3: Lease Intensity – Time Pattern around IFRS 16

| | (1) | (2) |
|---------------------------|---------------------|----------------------|
| Pre3 | -0.0011 (-0.38) | 0.0044 (0.78) |
| Pre2 | -0.053 (-1.11) | 0.0039 (0.72) |
| Pre1 | -0.0056 (-1.14) | -0.0021 (-0.52) |
| Post1 | 0.0247*** (3.93) | 0.0253*** (7.59) |
| Post2 | 0.0322*** (3.87) | 0.0328*** (6.23) |
| Post3+ | 0.0349*** (3.63) | 0.0360*** (4.54) |
| RoA | | -0.0075 (-0.89) |
| SalesMargin | | -0.0007 (-1.26) |
| SalesGrowth | | 0.0000 (0.43) |
| Leverage | | -0.0003** (-2.58) |
| logAT | | -0.0288** (-2.53) |
| Firm FE | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes |
| Observations | 8,060 | 6,394 |
| Adj. R² | 0.865 | 0.892 |

In this table, we modify our main analysis of Table 4.2, in order to examine the time pattern of changes in lease intensity. We augment model (4.1) to include with three indicator variables that identify the three periods (*Pre1 – Pre3*) prior to 2018, i.e., the first year, second year, and third as well as all other years preceding 2018. We also replace *Treated x Post* with three indicator variables that identify three periods subsequent to the point in time when IFRS16 became effective, i.e., the first year (*Post1*), second year (*Post2*), and all years from the third year onwards subsequent to 2018 (*Post3+*). Independent variables are like in Table 4.2. Column (1) reports results without, respectively, column (2), with control variables included in the regression. In all specifications, we use firm and time fixed effects. T-statistics, based on standard errors clustered at the firm level and year level, are reported in parentheses. ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% significance level, respectively.

Figure 4.3: Lease Intensity – Time Pattern around IFRS 16



In this figure, we plot the regression coefficients from Column (1) of Table 4.3, along with their 95% confidence interval error bands.

We continue the investigation of the econometric soundness of our results. Since our setting, akin to the one in Chen, Correia, and Urcan (2023), allows using firms residing in the same country over the same time period which are unaffected by the policy change as control firms, on the one hand, we do not have to resort to identifying treated versus control firms based on, e.g., pre-IFRS 16 lease intensity. Under such research design, the partitioning variable (i.e., treatment versus control) is also the dependent variable. The endogenous nature of operating lease usage makes it difficult to attribute firms' lease decisions to the new standard based on such a research design (Li and Venkatachalam 2024). On the other hand, though, concerns may arise as to the comparability between treated and control firms. Our multiple linear regression design as specified in (4.1) is meant as a first step towards addressing any such potential issues.

Additionally, we consider two alternative sampling approaches. First, in an aim to ensure greater comparability across treated and untreated firms, we restrict the control firm set by assigning each treated firm to an untreated firm in the same year in the same industry (based on the SIC5 classification) from the control set of all firms, based on propensity score matching that utilizes the fund control variables of Table 4.1 as matching variables. Second, as an alternative to keeping only specific observations, we follow an entropy balanced sampling approach based on the reweighting method described in Hainmueller (2012), yet again employing the covariates from Table 4.1 as regressors.

Table 4.4: Lease Intensity – Propensity Score Matching and Entropy Balancing

| | Propensity Score Match | | Entropy Balanced | |
|---------------------------|------------------------|----------------------|--------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Treated x Post | 0.0297** (2.68) | 0.0294** (2.96) | 0.0318** (3.38) | 0.0279** (3.37) |
| RoA | | -0.0062 (-0.70) | | -0.0090 (-0.86) |
| SalesMargin | | -0.0007 (-1.27) | | -0.0007 (-1.28) |
| SalesGrowth | | 0.0000 (0.39) | | 0.0000 (0.54) |
| Leverage | | -0.0003** (-2.75) | | -0.0003** (-2.86) |
| logAT | | -0.0283** (-2.51) | | -0.0291** (-2.82) |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observations | 5,260 | 4,174 | 6,394 | 6,394 |
| Adj. R² | 0.844 | 0.878 | 0.929 | 0.930 |

This table replicates the analysis of Table 4.2, employing two different sampling approaches. For columns (1) and (2), we restrict the control group of local GAAP firms by assigning each treated firm to an untreated firm in the same year in the same industry, based on propensity score matching utilizing the control variables of Table 4.1 as matching variables (Propensity Score Match), while, for columns (3) and (4), we employ entropy balancing in terms of the multivariate reweighting method described in Hainmueller (2012), utilizing the control variables of Table 4.1 as covariates under the reweighting protocol (Entropy Balanced). In all specifications, we use firm and time fixed effects. T-statistics, based on standard errors clustered at the firm level and year level, are reported in parentheses. ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% significance level, respectively.

Results of regressions as per model 4.1 run on the corresponding re-sampled data are in Table 4.4. Coefficients on *Treated x Post*, statistically significant at the 5%-level, maintain their economic size, considering control firms chosen based on propensity scores (columns (1) and (2)). The same holds true when using an entropy balanced reweighting scheme, as depicted in columns (3) and (4). Taken together, Table 4.4 provides evidence that the result, that firms in the post IFRS-16 area appear to increase their leasing intensity is not driven by differences in treated versus control firms.

4.4.2 Economic Mechanism – Managerial Incentives and Cross-Sectional Heterogeneity in Terms of Pre-Existing Leasing Intensity

Our main hypothesis for a potential economic mechanism behind the documented increase in leasing intensity of treated firms is that firm managers' are incentivized to ramp up leasing. Specifically, the conjecture is that leasing as a source of debt is now no longer disadvantageous vis-à-vis traditional debt and even able to affect managers' remuneration favorably. This hypothesis implies further downstream conjectures amendable to empirical tests.

Yet, one might object here: If leasing becomes attractive because it positively influences executive compensation, why were more finance leases not concluded in the past? After all, the effect could have been realized earlier as well, by simply choosing finance instead of operating leases. Note, however, that under IAS 17, the trade-off between operating leases and loan financing was characterized by the advantage of off-balance accounting of leases and the disadvantage of lower operating profit. Under IFRS 16, both, the off-balance sheet advantage of leases and the negative impact on operating profit disappeared, leading to a new trade-off, resulting in an increased use of leasing. In contrast, under ASC 842, the off-balance sheet removal of operating leases was not compensated by an increase in operating profits.¹⁰

¹⁰This arguably also constitutes part of the reason for why our results differ from those of Ma and Thomas (2023).

For our tests, we consider proxies for the intensity of managerial incentives. If indeed the latter were drivers for our results, we would expect that the higher those incentives are, the stronger of an effect we should observe. By the same token, failure to document such “outcome-dose-dependence” would cast strong doubt on our hypothesis, allowing us to falsify it.

In a first step, we consider, in how far managerial bonus plans include incentives based on EBIT, respectively, EBITDA. While both performance measures are expected to increase, *ceteris paribus*, in the wake of leasing being brought on the books, it is EBITDA in particular we expect to rise. Hence, the managerial incentive hypothesis would predict, that the increase in leasing for firms with EBITDA-based incentives should be higher, as compared to firms with EBIT-based incentives.

For this exercise, we focus our attention on firms following IFRS accounting, i.e., solely firms deemed treated by the introduction of the new accounting rule. This allows us to clearly single out differences among the treated. Furthermore, our control firms are not obligated to publicly announce their managers’ remuneration plans, such that any inclusion of such firms into the analyses were to introduce selection bias.¹¹

To determine if treated firms’ managers are compensated based on EBIT, respectively, EBITDA, for all our treated firms, for each year, we manually search through their financial statements and accompanying documents. Thereby, we define two indicator variables: (i) $EBIT_{i,t}$, an indicator variable equal to one, if the i -th firm management receives compensation based on EBIT in year t , and zero else, and, (ii) $EBITDA_{i,t}$, defined analogously. We fully saturate model (4.1) with all interaction terms and run our analyses on the stratum of treated firms.

¹¹Specifically, all listed companies are obligated to set up such plans; yet, in our study, all treated firms are by construction listed and thus obligated to publish manager remuneration plans, while our control firms are not.

Table 4.5: Lease Intensity – Managerial EBIT- and EBITDA-Incentives

| | (1) | (2) |
|-----------------------------|---------------------|----------------------|
| Post x EBITDA x EBIT | -0.0420 (-0.88) | -0.0796 (-1.65) |
| Post x EBITDA | 0.1109*** (5.71) | 0.1075*** (5.63) |
| Post x EBIT | 0.0571** (2.86) | 0.0500** (2.58) |
| EBITDA | 0.0063 (0.20) | -0.0017 (-0.05) |
| EBIT | -0.0138 (-0.59) | -0.0288 (-1.20) |
| RoA | | -0.0090 (-1.03) |
| SalesMargin | | -0.0007 (-1.27) |
| SalesGrowth | | -0.0000 (-0.56) |
| Leverage | | -0.0003** (-2.61) |
| logAT | | -0.0285** (-2.50) |
| Firm FE | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes |
| Observations | 3,852 | 3,033 |
| Adj. R² | 0.826 | 0.861 |

This table presents results from pooled OLS regressions that relate leasing intensity post versus pre IFRS16 enforcement of treated firms with EBIT- and/or EBITDA-remuneration incentives for their managers versus treated firms with no such incentives installed. The analysis is done at the firm and year level. Lease intensity, *LeaseIntensity*, is defined as firms' total leases, scaled by property, plant and equipment. Our main independent variables are *Post x EBIT* and *Post x EBITDA*, interacting the post-treatment status with indicator variables for the existence of EBIT-, respectively, EBITDA-incentives. Control variables are described in Table 4.1. Column (1) reports results without, respectively, column (2), with control variables included in the regression. In all specifications, we use firm and time fixed effects. T-statistics, based on standard errors clustered at the firm level and year level, are reported in parentheses. ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% significance level, respectively.

Results from Table 4.5 show, that the coefficient on $Post_t \times EBITDA_{i,t}$, with roughly 10%, is approximately twice as high as the coefficient on $Post_t \times EBIT_{i,t}$, with the same holding true for the corresponding t-statistic. This provides empirical evidence that regarding

both, statistical and economic significance, firms with EBITDA-based remuneration plans show higher increases in lease intensity compared to firms with “only” EBIT-incentives – in line with the managerial incentive hypothesis.

Next, we consider a different angle in terms of managerial incentives to increase leasing. Specifically, we consider cross-sectional heterogeneity regarding pre-treatment leasing intensity. We argue that, the higher the leasing exposure to begin with, the more relevance and the more salient changes in lease accounting are for firms’ managers.¹² Thus, the higher the pre-treatment lease intensity, the higher the increase in leasing we expect to observe.

To conduct our inquiry, we start from the sample above and stratify it into a “low” and “high” leasing intensity group, based on IFRS firms’ leasing quota in 2018. Specifically, we determine the lower third and upper third percentiles of leasing quota in 2018 and, for the whole sample period, classify IFRS firms as “low” (“high”) lease intensity firms provided their particular leasing quota falls below (lies above) said lower third (upper third) percentile. We re-run our model, fully saturated with managerial incentive variables, from Table 4.5, once on the stratum of “low” lease intensity firms and once on the stratum of “high” lease intensity firms, and report results in Table 4.6.

¹²As noted above, studies such as Ma and Thomas (2023) entirely base their classification into treated versus untreated on this premise.

Table 4.6: Lease Intensity – Heterogeneity Based on Pre-Existing Lease Intensity

| | Low Lease | | High Lease | |
|-----------------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Post x EBITDA x EBIT | -0.0892*** (-3.83) | -0.0801*** (-4.01) | -0.0155 (-0.25) | -0.0505 (-1.03) |
| Post x EBITDA | 0.0833*** (3.65) | 0.0706*** (3.63) | 0.1140** (2.90) | 0.1314** (3.27) |
| Post x EBIT | 0.0196 (1.76) | 0.0235** (2.28) | 0.0961 (1.80) | 0.0881 (1.84) |
| EBITDA | -0.0687*** (-3.35) | -0.0638*** (-3.88) | 0.0361 (0.86) | 0.0156 (0.28) |
| EBIT | -0.0334 (-1.48) | -0.0393 (-1.72) | -0.0114 (-0.17) | -0.0740 (-1.29) |
| RoA | | -0.0410 (-0.88) | | -0.0022 (-0.45) |
| SalesMargin | | -0.0005 (-0.49) | | -0.0008 (-1.14) |
| SalesGrowth | | -0.0060 (-1.83) | | -0.0044** (-4.12) |
| Leverage | | -0.0002 (-1.31) | | -0.0398 (-0.48) |
| logAT | | -0.0164 (-1.05) | | -0.0522** (-3.02) |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observations | 1,282 | 1,014 | 1,235 | 967 |
| Adj. R² | 0.543 | 0.614 | 0.467 | 0.538 |

This table presents results from pooled OLS regressions that relate leasing intensity post versus pre IFRS16 enforcement of treated firms with EBIT- and/or EBITDA-remuneration incentives for their CEOs versus treated firms with no such incentives installed, stratified by “low lease intensity” (columns (1) and (2)) and “high lease intensity” firms (columns (3) and (4)). The analysis is done at the firm and year level. Lease intensity, *LeaseIntensity*, is defined as firms’ total leases, scaled by property, plant and equipment. Our main independent variables are *Post* × *EBIT* and *Post* × *EBITDA*, interacting the post-treatment status with indicator variables for the existence of EBIT-, respectively, EBITDA-incentives. “Low” and “high” lease firm strata are constructed based on lower, respectively, upper tercile *LeaseIntensity*-breakpoints in 2018. Control variables are described in Table 4.1. Column (1) reports results without, respectively, column (2), with control variables included in the regression. In all specifications, we use firm and time fixed effects. T-statistics, based on standard errors clustered at the firm level and year level, are reported in parentheses. ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% significance level, respectively.

E.g., focusing on the coefficient of $Post_t \times EBITDA_{i,t}$, we observe a coefficient of merely 7% in the low-lease-intensity sample versus a coefficient of 13% in the high-lease-intensity sample, a value roughly 85% higher. This is in line with the hypothesis of managerial incentives being a possible driver of our results.

In summary, results in this Section provide empirical evidence for the hypothesis that via necessitating to report all leases on balance sheet and income statement as outlined in Section 4.3, firm managers', due to the ensuing impact on their compensation, were incentivized to increase "their" companies' leasing intensities.

4.5 Substitution Effects – Leasing vs. Buying and Leasing vs. Debt Financing

In this section, we turn our investigation towards corporate financing implications of IFRS 16. To this end, first, we consider whether firms altered their asset acquisition strategy, moving away from direct purchases towards leases. If indeed it were the case that leasing has become relatively more attractive in the wake of the accounting change, firms under the new regime might now lease assets which they under the status quo ante would have bought instead.

To empirically test this conjecture, we employ model (4.1) with a measure for capital expenditures as the dependent variable, aimed at capturing direct asset purchases. To measure capital expenditures, we follow Ma and Thomas (2023) and define $CapEx_{i,t}$ as cash flows into property, plant and equipment, as obtained from the Cash Flow Statement, scaled by lagged sales. If firms, in response to the introduction of IFRS 16, decreased direct asset acquisitions, we would expect the coefficient of $Treated \times Post$ to be negative.

Table 4.7: Capital Expenditures – Difference-In-Differences around IFRS 16

| | (1) | (2) |
|---------------------------|----------------------|----------------------|
| Treated x Post | -0.0171** (-2.12) | -0.0174** (-2.18) |
| RoA | | -0.0106 (-1.09) |
| SalesMargin | | 0.0017 (0.83) |
| SalesGrowth | | 0.0006** (-2.52) |
| Leverage | | -0.0001 (-1.64) |
| logAT | | -0.0116 (-1.38) |
| Firm FE | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes |
| Observations | 6,808 | 5,936 |
| Adj. R² | 0.442 | 0.475 |

This table presents results from pooled OLS regressions that relate direct capital expenditures post versus pre IFRS 16 enforcement of treated versus untreated firms. The analysis is done at the firm and year level. Direct capital expenditures, *CapEx*, is defined as cash flows into property, plant and equipment, scaled by lagged sales. Our main independent variable is *Treated x Post*. Control variables are described in Table 4.1. Column (1) reports results without, respectively, column (2), with control variables included in the regression. In all specifications, we use firm and time fixed effects. T-statistics, based on standard errors clustered at the firm level and year level, are reported in parentheses. ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% significance level, respectively.

Table 4.7 indeed provides evidence that treated firms decreased *CapEx* following the effective date of IFRS16, vis-à-vis, control firms. The negative coefficient is statistically significant at the 5%-level. Its magnitude also suggests a significant economic effect. 1.7% amount to approximately 25% of the pooled, cross-sectional mean of *CapEx*. Bottom line, the evidence from Table 4.7 suggests that the introduction of IFRS16 was associated with a decrease in direct asset purchases.

Second, we also investigate another type of substitution effect – leasing versus debt financing. In keeping with the theme of above analyses, provided, leases gained in relative attractiveness as a debt instrument by being recognized on the financial statements, ceteris

paribus, we would expect treated firms tilt their mix of external debt capital away from traditional debt towards leasing.

Yet again, we utilize model (4.1) to test for any such effect. To operationalize debt intensity, we follow Lin, Wang, Chou, and Chueh (2013) and define $CreditIntensity_{i,t}$ as total liabilities, net of leasing, scaled by, in line with how we specified leasing intensity, property, plant and equipment. We then employ this measure as left-hand-side variable in our difference-in-differences-regressions. Additionally, we replace total by long term liabilities in the numerator, in the spirit of matching maturities of financing long term assets by long term liabilities. A negative relation between $Treated \times Post$ and $CreditIntensity$ were indicative for firms decreases their use of traditional debt.

Table 4.8: Credit Intensity – Difference-In-Differences around IFRS 16

| | Total | | Long Term | |
|---------------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Treated x Post | -17.7570** (-3.03) | -16.2303** (-3.14) | -9.8584** (-3.09) | -9.1686** (-3.41) |
| RoA | | -1.8878 (-0.87) | | -0.4433 (-0.37) |
| SalesMargin | | -0.6432 (-0.87) | | -0.4503 (-0.82) |
| SalesGrowth | | 0.0289 (0.66) | | 0.0141 (0.45) |
| Leverage | | -1.1047*** (-5.77) | | -0.6137*** (-6.23) |
| logAT | | -22.4966 (-1.43) | | -12.6176 (-1.54) |
| Firm FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observations | 8,071 | 6,390 | 8,071 | 6,390 |
| Adj. R² | 0.617 | 0.644 | 0.592 | 0.646 |

This table presents results from pooled OLS regressions that relate credit expenditures post versus pre IFRS 16 enforcement of treated versus untreated firms. The analysis is done at the firm and year level. Credit intensity, $CreditIntensity$, is defined as total (long term) liabilities net of lease liabilities, scaled by property, plant, and equipment. Our main independent variable is $Treated \times Post$. Control variables are described in Table 4.1. Column (1) (column (3)) reports results without, respectively, column (2) ((4)), with control variables included in the regression. In all specifications, we use firm and time fixed effects. T-statistics, based on standard errors clustered at the firm level and year level, are reported in parentheses. ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% significance level, respectively.

Indeed, Table 4.8 reveals a negative coefficient on *Treated x Post*, statistically significant at the 5%-level. In both cases, i.e., total and long term liabilities, with a magnitude on par with the cross-sectional mean of the dependent variable under investigation, the effect appears to be economically meaningful as well.

In summary, results of this section, interpreted in light of the documented increase in leasing of Section 4.4.1, speak towards a substitution effect of both, direct assets purchases and traditional debt financing. This appears to square nicely with the main hypothesis of leasing and debt being put on equal footing from an accounting perspective, due to the enforcement of IFRS 16.

4.6 Real Market Implications – Investment Efficiency

We end our investigation by considering real market implications of the observed increases in leasing. In particular, we aim at differentiating, whether this change in firm financing behavior is expression of managerial opportunism, hurting not only direct stakeholders of the firm, but the economy as a whole, or, improved financial efficiency. On the one hand, managers might opportunistically exploit IFRS 16 and use leases merely as a means to inflate performance metrics in order to meet short term targets as stipulated in their remuneration contracts, at the expense of deteriorating long-term firm performance (managerial opportunism hypothesis). Alternatively, on the other hand, IFRS 16 might indeed have removed distortions in financial reporting, empowering decision makers to make financial decisions aligned with the underlying economics of the business (removed distortion hypothesis).¹³

To distinguish between these two perspectives, we empirically scrutinize changes in firm-level investment efficiency, employing our difference-in-differences framework specified in model (4.1). Starting from Richardson (2006) and Biddle and Hilary (2006), Biddle, Hilary, and Verdi (2009) establish a regression based approach to obtain a

¹³As noted supra, “above” hovers the hypothesis, that by bringing leases on the books, thus in particular making them became more salient, the investment process as a whole becomes more efficient.

measure for investment efficiency, further refined in Goodman, Neamtiu, Shroff, and White (2014). Under this approach, cross-sectional regressions are employed to inform a proxy for an efficient level of investments; out-of-sample regression residuals are then used as a degree for, de facto, inefficiency.¹⁴ We follow the implementation of Christensen, Lynch, and Partridge (2025), who consider investment efficiency around the introduction of ASC.

Specifically, we implement following three step procedure. First, we run cross-sectional regressions by year and industry (according to SIC5-classification) of the form

$$Investment_{i,t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \times AT_{i,t} + \alpha_2 \times AssetGrowth_{i,t} + \alpha_3 \times CFO_{i,t} + \alpha_4 \times CapEx_{i,t} + \varepsilon_{i,t+1}. \quad (4.2)$$

Investment is operationalized as in Christensen, Lynch, and Partridge (2025) by *CapEx*. *AT* denote total assets, including all lease obligations.¹⁵ *AssetGrowth* is the corresponding relative change in *AT* over the period. Finally, *CFO* is defined as cash flow from Operations, scaled by lagged total assets.

Second, for each firm in each year, we obtain estimated investments as

$$\widehat{CapEx}_{i,t+1} = \widehat{\alpha}_{0,t} + \widehat{\alpha}_{1,t} \times AT_{i,t} + \widehat{\alpha}_{2,t} \times AssetGrowth_{i,t} + \widehat{\alpha}_{3,t} \times CFO_{i,t} + \widehat{\alpha}_{4,t} \times CapEx_{i,t}, \quad (4.3)$$

where $\widehat{\alpha}_{i,t}$, $i \in \{0, \dots, 4\}$ denote coefficient estimates from step one, (4.2), as conducted in year t , $t \in \{2013, \dots, 2021\}$.

Third and finally, as a measure for investment efficiency, we obtain

$$InvestmentEfficiency_{i,t} = -100 \times \left| \widehat{CapEx}_{i,t} - CapEx_{i,t} \right|, \quad (4.4)$$

which we employ as dependent variable for regression model (4.1).

¹⁴This approach follows the same spirit as, e.g., implied cost of capital models such as the one by Gebhardt, Lee, and Swaminathan (2001), who use the industry median return on equity as an equilibrium value, or, Easton (2004) and Esterer and Schröder (2014), who downright use a regression-based approach as well.

¹⁵Not all sample firms being listed prevent us from using Tobin's Quote. We opt for including total assets as a measure for firm size.

Table 4.9: Investment Efficiency – Difference-In-Differences around IFRS 16

| | (1) | (2) |
|---------------------------|--------------------|--------------------|
| Treated x Post | 0.6308** (2.85) | 0.6525** (2.98) |
| RoA | | 0.0571 (0.23) |
| SalesMargin | | 0.0082 (0.31) |
| SalesGrowth | | -0.0160 (-1.44) |
| Leverage | | 0.0019 (0.94) |
| logAT | | -0.0507 (-0.22) |
| Firm FE | Yes | Yes |
| Year FE | Yes | Yes |
| Observations | 5,576 | 5,565 |
| Adj. R² | 0.408 | 0.412 |

This table presents results from pooled OLS regressions that relate a proxy for investment efficiency post versus pre IFRS 16 enforcement of treated versus untreated firms. The analysis is done at the firm and year level. The proxy for investment efficiency, *InvestmentEfficiency*, is defined as 100 times the negative of the absolute out-of-sample regression residual, originating from predictive, cross-sectional regressions run by industry-year, with Investment as left-hand-side variable. Our main independent variable is *Treated × Post*. Control variables are described in Table 4.1. Column (1) reports results without, respectively, column (2), with control variables included in the regression. In all specifications, we use firm and time fixed effects. T-statistics, based on standard errors clustered at the firm level and year level, are reported in parentheses. ***, **, and * denote statistical significance at the 1%, 5%, and 10% significance level, respectively.

We present results in Table 4.9. The coefficient on *Treated × Post* is positive and statistically significant at the 5% level. This provides empirical evidence that consecutive to the enforcement of IFRS 16, treated firms increased their investment efficiency, relative to the control group of firms, unaffected by the change. With a coefficient approximately 40% as large as the pooled, cross-sectional mean of the left-hand side variable, the economic impact appears to be large. Hence, empirical evidence tends to refute the managerial opportunism hypothesis and seems more in line with the view, that, by means of introduction IFRS 16, the standard setter removed distortions in financial reporting, aligning decision makers' incentives with those of firms' other stakeholders.

4.7 Conclusion

This study investigates how IFRS 16, which mandated lease capitalization, influences firms' financing decisions, particularly regarding the choice between leasing and traditional debt. Using a quasi-natural experimental setting within German firms, we exploit the accounting reform introduced by IFRS 16 to empirically test how firms adjust their leasing behavior when leases must be reported on-balance-sheet. Our central hypothesis posited that the elimination of off-balance-sheet advantages would cause firms to reconsider leases as a financing instrument, particularly when managerial incentives tied to EBIT and EBITDA performance metrics are considered.

Our analysis provides strong empirical support for this hypothesis. Employing a rigorous difference-in-differences framework that compares IFRS-reporting firms to German local GAAP (HGB) control firms unaffected by the regulatory change, we find that IFRS adopters significantly increased their leasing intensity following IFRS 16 implementation. This response contrasts sharply with prior evidence from the ASC 842 implementation in the U.S., where capitalization led firms to reduce operating leasing. Through extensive robustness checks, including event-study tests, propensity score matching, and entropy balancing, we confirm the validity of our identification strategy, thus establishing a credible causal relationship.

Further investigation into the underlying economic mechanism reveals that managerial incentives play a crucial role in this shift. Specifically, firms whose managerial compensation is closely linked to EBIT and EBITDA metrics exhibit a substantially stronger increase in leasing after IFRS 16's adoption. The implications are amplified among firms with substantial pre-existing lease commitments, suggesting that managerial reporting incentives drive a more pronounced behavioral adjustment when the accounting standard's impact is particularly salient.

Additionally, we document clear substitution effects, where firms responded by decreasing capital expenditures and traditional debt financing, replacing these financing methods with leases. This finding implies a significant rebalancing of the firms' financing

structures, underscoring the effectiveness of IFRS 16 in leveling the playing field between leasing and debt, aligning financial reporting with underlying economic realities.

Importantly, our results do not support concerns of managerial opportunism. Instead, we find evidence of improved investment efficiency post-IFRS 16, suggesting that increased leasing activities reflect genuine economic benefits rather than opportunistic financial manipulation. The alignment of financing decisions with underlying investment opportunities points to enhanced capital allocation and supports IFRS 16's intended transparency objectives.

An obvious caveat to our analysis, however, is the focus exclusively on firms within a single country – Germany. Although by our empirical design we seek to ensure strong internal validity, external validity is necessarily limited by the country-specific institutional, economic, and regulatory context. Future research could significantly enhance our understanding by replicating and extending this analysis across multiple countries or broader international samples. Investigating cross-country heterogeneity would allow scholars and standard setters to assess whether the managerial incentives and financing responses identified here generalize across diverse institutional environments or regulatory frameworks.

In conclusion, our study contributes important insights into the interplay between accounting standards, managerial incentives, and corporate financing decisions. By capitalizing previously off-balance-sheet leases, IFRS 16 not only reshaped financial reporting but also produced meaningful changes in firms' real economic behavior, underscoring the crucial role of accounting transparency in promoting efficient investment and aligning managerial incentives with long-term firm value.

Anhang zu Kapitel 2

Als Alternative zu Gleichung (2.1) wurden zwei verschiedene Modellspezifikationen getestet. In Modell (2.2) wird der Random Slope für die Zeit durch einen Random Intercept ersetzt.

$$Y_{i,t} = \beta_0 + L_{0,i} + T_{0,t} + \beta_1 \times X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.2)$$

Die Ergebnisse zeigt Tabelle A2.1. Die Vorzeichen fast aller Koeffizienten bleiben unverändert, mit Ausnahme des Koeffizienten, der die Auswirkungen der Marktzinsen auf die Gesamtkapital-Rentabilität misst, und des Koeffizienten, der die Auswirkungen der Relation Kreditrefinanzierung/Forfaitierung auf die Eigenkapital-Rentabilität misst. Die Marktzinsen sind auch nicht mehr signifikant für die Gesamtkapital-Rentabilität. Eine abnehmende Zahl an verleasten Assetklassen sowie ein zunehmender Einsatz von Forfaitierung erhöhen die Gesamtkapital-Rentabilität nun signifikant.

Modell (2.3) enthält die Zeit als Random Intercept und als Random Slope.

$$Y_{i,t} = \beta_0 + L_{0,i} + T_{0,t} + (\beta_1 + t_i) \times X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.3)$$

Die Ergebnisse zeigt Tabelle A2.2. Die Vorzeichen aller Koeffizienten sind identisch mit denen des Basismodells. Der Einfluss der Marktzinsen auf die Gesamtkapital-Rentabilität ist nun nicht mehr signifikant.

Tabelle A2.1: Ergebnisse des RE-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio (Modell 2.2)

| | Gesamtkapital-Rentabilität | Eigenkapital-Rentabilität | Cost Income Ratio |
|---|----------------------------|---------------------------|-----------------------|
| Intercept | 0,0856*** (0,0130) | 1,0894*** (0,3167) | 0,2022 (0,1281) |
| Bankennah | -0,0032 (0,0054) | 0,0124 (0,1558) | 0,0745 (0,0663) |
| Unabhängig | -0,0049 (0,0048) | -0,0199 (0,1387) | 0,0706 (0,0589) |
| Anzahl verleaste Assetklassen | -0,0018* (0,0011) | -0,0370 (0,0307) | 0,0154 (0,0131) |
| Bilanzsumme | -0,0051*** (0,0006) | 0,0152 (0,0183) | 0,0026 (0,0075) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf | -0,0016*** (0,0004) | 0,0031 (0,0131) | 0,0042 (0,0053) |
| Verhältnis Kredite zu Forfaitierung | -0,0006* (0,0003) | 0,0049 (0,0094) | 0,0018 (0,0038) |
| Marktzinssätze | -0,0006 (0,0034) | 0,2182*** (0,0752) | -0,0691** (0,0298) |
| Random Effects | | | |
| σ^2 : Restabweichung | 0,00 | 0,44 | 0,07 |
| τ_{00} : Varianz des Zufallsabschnitts $L_{0,i}$ | 0,00 Gesellschaft | 0,37 Gesellschaft | 0,07 Gesellschaft |
| τ_{11} : Varianz der zufälligen Steigung t_i | 0,00 Jahr | 0,00 Jahr | 0,00 Jahr |
| N : Anzahl der Zufallsabschnitte $T_{0,t}$ | 14 Jahr | 14 Jahr | 14 Jahr |
| N : Anzahl der Zufallsabschnitte $L_{0,i}$ | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft |
| Beobachtungen | 2186 | 2186 | 2186 |
| Marginal R^2 / Conditional R^2 | 0,102 / 0,539 | 0,015 / NA | 0,025 / NA |

Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse der Random Effects-Regression für die Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio. Zudem werden in Klammern die Standardfehler angegeben. ***, ** und * zeigen jeweils die statistische Signifikanz auf dem 1%, 5% sowie 10 % Signifikanzniveau.

Tabelle A2.2: Ergebnisse des RE-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio (Modell 2.3)

| | Gesamtkapital-Rentabilität | Eigenkapital-Rentabilität | Cost Income Ratio |
|---|-----------------------------------|----------------------------------|--------------------------|
| Intercept | 0,0948*** (0,0149) | 1,2755*** (0,3639) | 0,1729 (0,1531) |
| Bankennah | -0,0031 (0,0055) | 0,0499 (0,1572) | 0,0558 (0,0674) |
| Unabhängig | -0,0050 (0,0049) | -0,0147 (0,1402) | 0,0843 (0,0599) |
| Anzahl verleaste Assetklassen | -0,0017 (0,0011) | -0,0403 (0,0307) | 0,0183 (0,0132) |
| Bilanzsumme | -0,0049*** (0,0007) | -0,0009 (0,0200) | 0,0055 (0,0084) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf | -0,0013*** (0,0005) | -0,0091 (0,0141) | 0,0059 (0,0057) |
| Verhältnis Kredite zu Forfaitierung | -0,0004 (0,0003) | -0,0009 (0,0102) | 0,0033 (0,0041) |
| Marktzinssätze | 0,0033 (0,0039) | 0,2117** (0,0842) | -0,0632* (0,0353) |
| Random Effects | | | |
| σ^2: Restabweichung | 0,00 | 0,38 | 0,06 |
| τ_{00}: Varianz des Zufallsabschnitts $L_{0,i}$ | 0,00 Gesellschaft | 0,63 Gesellschaft | 0,12 Gesellschaft |
| τ_{00}: Varianz des Zufallsabschnitts $T_{0,t}$ | 0,00 Jahr | 0,00 Jahr | 0,00 Jahr |
| τ_{11}: Varianz der zufälligen Steigung t_i | 0,00 Gesellschaft, Jahr | 0,00 Gesellschaft, Jahr | 0,00 Gesellschaft, Jahr |
| ρ_{01}: Korrelation zwischen $L_{0,i}$ and t_i | -0,74 Gesellschaft | -0,65 Gesellschaft | -0,67 Gesellschaft |
| N: Anzahl der Zufallsabschnitte $T_{0,t}$ | 14 Jahr | 14 Jahr | 14 Jahr |
| N: Anzahl der Zufallsabschnitte $L_{0,i}$ | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft |
| Beobachtungen | 2186 | 2186 | 2186 |
| Marginal R^2 / Conditional R^2 | 0,069 / 0,740 | 0,017 / NA | 0,013 / 0,685 |

Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse der Random Effects-Regression für die Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio. Zudem werden in Klammern die Standardfehler angegeben. ***, ** und * zeigen jeweils die statistische Signifikanz auf dem 1%, 5% sowie 10 % Signifikanzniveau.

Es wurde eine weitere Robustheitsprüfung durchgeführt, indem das REWB-Modell für die Gleichungen (2.1) bis (2.3) berechnet wurde. Die ökonometrischen Modelle bleiben unverändert, jedoch werden die numerischen Zeitvariablen in einen Within- und einen Between-Effekt aufgeteilt. Die Ergebnisse der REWB-Modelle bestätigen zumeist die Befunde der jeweiligen RE-Modelle. In den Fällen, in denen die Vorzeichen der Within- und Between-Koeffizienten unterschiedlich sind, sind die Koeffizienten nicht signifikant.

Für Modell (2.1.1) zeigt Tabelle A2.3 die Ergebnisse, welche die Aussagen des RE-Modells (2.1) unterstreichen. Das REWB-Modell untermauert jedoch die positiven Auswirkungen des Mietkaufs auf die Eigenkapital-Rentabilität durch Signifikanz beim Within-Effekt. Der Effekt der Marktzinsen auf die Gesamtkapital-Rentabilität ist hier nicht signifikant.

Für Modell (2.2.1) zeigt Tabelle A2.4 die Ergebnisse. Diese bestätigen die Ergebnisse des RE-Modells (2.2) umfassend ohne Abweichungen bei den Signifikanzen.

Für Modell (2.3.1) zeigt Tabelle A2.5 die Ergebnisse. Auch diese sind ähnlich wie beim RE-Modell (2.3). Der positive Effekt des Mietkaufs auf die Eigenkapital-Rentabilität ist nun für den Within-Effekt signifikant.

Tabelle A2.3: Ergebnisse des REWB-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio (Modell 2.1.1)

| | Gesamtkapital- Rentabilität | Eigenkapital- Rentabilität | Cost Income Ratio |
|---|--|---------------------------------------|------------------------------|
| Intercept | 0,1180* (0,0652) | 0,7059 (1,8646) | -1,2723 (0,7917) |
| Bankennah | -0,0039 (0,0054) | 0,0352 (0,1564) | 0,0571 (0,0670) |
| Unabhängig | -0,0039 (0,0049) | -0,0752 (0,1418) | 0,0900 (0,0606) |
| Anzahl verleaste Assetklassen | -0,0016 (0,0011) | -0,0270 (0,0310) | 0,0182 (0,0133) |
| Bilanzsumme_Within | -0,0071*** (0,0012) | 0,0214 (0,0339) | -0,0039 (0,0136) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf_Within | -0,0015*** (0,0006) | -0,0310* (0,0172) | 0,0059 (0,0068) |
| Verhältnis Kredite zu Forfaitierung_Within | -0,0005 (0,0004) | -0,0033 (0,0123) | 0,0068 (0,0048) |
| Marktzinssätze_Within | 0,0042 (0,0028) | 0,2264* (0,0853) | -0,0581* (0,0336) |
| Bilanzsumme_Between | -0,0035*** (0,0009) | -0,0067 (0,0253) | 0,0079 (0,0109) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf_Between | -0,0007 (0,0009) | 0,0368 (0,0250) | 0,0041 (0,0107) |
| Verhältnis Kredite zu Forfaitierung_Between | 0,0001 (0,0006) | 0,0045 (0,0186) | -0,0057 (0,0080) |
| Marktzinssätze_Between | 0,0161 (0,0205) | 0,0442 (0,5875) | -0,5145** (0,2493) |
| Random Effects | | | |
| σ^2 : Restabweichung | 0,00 | 0,38 | 0,06 |
| τ_{00} : Varianz des Zufallsabschnitts $L_{0,i}$ | 0,00 Gesellschaft | 0,63 Gesellschaft | 0,12 Gesellschaft |
| τ_{11} : Varianz der zufälligen Steigung t_i | 0,00 Gesellschaft, Jahr | 0,00 Gesellschaft, Jahr | 0,00 Gesellschaft, Jahr |
| ρ_{01} : Korrelation zwischen $L_{0,i}$ and t_i | -0,75 Gesellschaft | -0,67 Gesellschaft | -0,67 Gesellschaft |
| N: Anzahl der Zufallsabschnitte $L_{0,i}$ | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft |
| Beobachtungen | 2186 | 2186 | 2186 |
| Marginal R^2 / Conditional R^2 | 0,054 / 0,736 | 0,011 / 0,627 | 0,020 / 0,681 |

Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse der Random Effects Within Between-Regression für die Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio. Zudem werden in Klammern die Standardfehler angegeben. ***, ** und * zeigen jeweils die statistische Signifikanz auf dem 1%, 5% sowie 10 % Signifikanzniveau.

Tabelle A2.4: Ergebnisse des REWB-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio (Modell 2.2.1)

| | Gesamtkapital- Rentabilität | Eigenkapital- Rentabilität | Cost Income Ratio |
|---|--------------------------------|-------------------------------|-----------------------|
| Intercept | 0,1223** (0,0623) | 0,8424 (1,8090) | -1,2510 (0,7615) |
| Bankennah | -0,0038 (0,0053) | 0,0029 (0,1553) | 0,0748 (0,0658) |
| Unabhängig | -0,0042 (0,0048) | -0,0841 (0,1414) | 0,0784 (0,0598) |
| Anzahl verleaste Assetklassen | -0,0018* (0,0011) | -0,0265 (0,0311) | 0,0155 (0,0132) |
| Bilanzsumme_Within | -0,0061*** (0,0009) | 0,0426 (0,0269) | -0,0061 (0,0106) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf_Within | -0,0018*** (0,0005) | -0,0088 (0,0154) | 0,0042 (0,0061) |
| Verhältnis Kredite zu Forfaitierung_Within | -0,0007** (0,0004) | 0,0030 (0,0108) | 0,0044 (0,0043) |
| Marktzinssätze_Within | -0,0015 (0,0036) | 0,2421*** (0,0769) | -0,0666** (0,0304) |
| Bilanzsumme_Between | -0,0039*** (0,0009) | -0,0041 (0,0253) | 0,0078 (0,0107) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf_Between | -0,0007 (0,0009) | 0,0331 (0,0250) | 0,0035 (0,0106) |
| Verhältnis Kredite zu Forfaitierung_Between | 0,0001 (0,0006) | 0,0074 (0,0188) | -0,0064 (0,0080) |
| Marktzinssätze_Between | 0,0159 (0,0197) | 0,0911 (0,5708) | -0,5118** (0,2402) |
| Random Effects | | | |
| σ^2 : Restabweichung | 0,00 | 0,44 | 0,07 |
| τ_{00} : Varianz des Zufallsabschnitts $L_{0,i}$ | 0,00 Gesellschaft | 0,36 Gesellschaft | 0,07 Gesellschaft |
| τ_{00} : Varianz des Zufallsabschnitts $T_{0,t}$ | 0,00 Jahr | 0,00 Jahr | 0,00 Jahr |
| N : Anzahl der Zufallsabschnitte $T_{0,t}$ | 14 Jahr | 14 Jahr | 14 Jahr |
| N : Anzahl der Zufallsabschnitte $L_{0,i}$ | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft |
| Beobachtungen | 2186 | 2186 | 2186 |
| Marginal R^2 / Conditional R^2 | 0,083 / 0,523 | 0,023 / NA | 0,044 / NA |

Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse der Random Effects Within Between-Regression für die Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio. Zudem werden in Klammern die Standardfehler angegeben. ***, ** und * zeigen jeweils die statistische Signifikanz auf dem 1%, 5% sowie 10 % Signifikanzniveau.

Tabelle A2.5: Ergebnisse des REWB-Schätzers für die abhängigen Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio (Modell 2.3.1)

| | Gesamtkapital-Rentabilität | Eigenkapital-Rentabilität | Cost Income Ratio |
|---|----------------------------|---------------------------|------------------------|
| Intercept | 0,1132* (0,0656) | 0,7059 (1,8646) | -1,2642 (0,7928) |
| Bankennah | -0,0039 (0,0054) | 0,0352 (0,1564) | 0,0572 (0,0670) |
| Unabhängig | -0,0038 (0,0049) | -0,0752 (0,1418) | 0,0898 (0,0606) |
| Anzahl verleaste Assetklassen | -0,0017 (0,0011) | -0,0270 (0,0310) | 0,0182 (0,0133) |
| Bilanzsumme_Within | -0,0070*** (0,0012) | 0,0214 (0,0339) | -0,0045 (0,0136) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf_Within | -0,0015*** (0,0006) | -0,0310* (0,0172) | 0,0061 (0,0068) |
| Verhältnis Kredite zu Forfaitierung_Within | -0,0005 (0,0004) | -0,0033 (0,0123) | 0,0068 (0,0048) |
| Marktzinssätze_Within | 0,0025 (0,0039) | 0,2264*** (0,0853) | -0,0580 (0,0358) |
| Bilanzsumme_Between | -0,0035*** (0,0009) | -0,0067 (0,0253) | 0,0079 (0,0109) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf_Between | -0,0007 (0,0009) | 0,0368 (0,0250) | 0,0041 (0,0107) |
| Verhältnis Kredite zu Forfaitierung_Between | 0,0001 (0,0006) | 0,0045 (0,0186) | -0,0057 (0,0080) |
| Marktzinssätze_Between | 0,0147 (0,0207) | 0,0442 (0,5875) | -0,5120** (0,2497) |
| Random Effects | | | |
| σ^2 : Restabweichung | 0,00 | 0,38 | 0,06 |
| τ_{00} : Varianz des Zufallsabschnitts $L_{0,i}$ | 0,00 Gesellschaft | 0,63 Gesellschaft | 0,12 Gesellschaft |
| τ_{00} : Varianz des Zufallsabschnitts $T_{0,t}$ | 0,00 Jahr | 0,00 Jahr | 0,00 Jahr |
| τ_{11} : Varianz der zufälligen Steigung t_i | 0,00 Gesellschaft,Jahr | 0,00 Gesellschaft,Jahr | 0,00 Gesellschaft,Jahr |
| ρ_{01} : Korrelation zwischen $L_{0,i}$ and t_i | -0,75 Gesellschaft | -0,67 Gesellschaft | -0,67 Gesellschaft |
| N : Anzahl der Zufallsabschnitte $T_{0,t}$ | 14 Jahr | 14 Jahr | 14 Jahr |
| N : Anzahl der Zufallsabschnitte $L_{0,i}$ | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft | 209 Gesellschaft |
| Beobachtungen | 2186 | 2186 | 2186 |
| Marginal R² / Conditional R² | 0,053 / 0,738 | 0,011 / 0,627 | 0,020 / 0,682 |

Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse der Random Effects Within Between-Regression für die Variablen Gesamtkapital-Rentabilität, Eigenkapital-Rentabilität und Cost Income Ratio. Zudem werden in Klammern die Standardfehler angegeben. ***, ** und * zeigen jeweils die statistische Signifikanz auf dem 1%, 5% sowie 10% Signifikanzniveau.

Anhang zu Kapitel 3

Alternativ zu Gleichung (3.1) werden zwei Modelle mit leicht modifizierten Random Effects getestet. In Modell (3.2) wird der Random Slope für den Zeiteffekt durch einen Random Intercept für die verschiedenen Jahre ersetzt.

$$Odds(Y(1|0)_{i,t}) = \exp(\beta_0 + I_{0,i} + T_{0,t} + \beta_1 \times X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}) \quad (3.2)$$

Die Ergebnisse zeigt Tabelle A3.1. Die Implikationen der Schätzer für bankennahe Gesellschaften, die Bilanzsumme und das Verhältnis von Leasing zu Mietkauf ändern sich im Vergleich zu Gleichung (3.1), es liegt bei diesen Variablen aber weiterhin keine Signifikanz vor. Dagegen ist nun auch der Einfluss der GKR signifikant, was mit den Erkenntnissen zur EKQ übereinstimmt.

In Modell (3.3) ist für den Zeiteffekt sowohl der Random Intercept als auch der Random Slope enthalten:

$$Odds(Y(1|0)_{i,t}) = \exp(\beta_0 + I_{0,i} + T_{0,t} + (\beta_1 + t_i) \times X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}) \quad (3.3)$$

Die Ergebnisse zeigt Tabelle A3.2. Die Vorzeichen aller Schätzer stimmen mit Modell (3.1) überein, ebenso die Signifikanz.

Tabelle A3.1: Ergebnisse der logistischen Random Effects-Regression mit abhängiger Variable Substanzwertangabe (Modell 3.2)

| | Substanzwertangabe |
|--|---------------------------|
| Intercept | 0,1020*** (0,0585) |
| Bankennahe Gesellschaften | 0,6870 (0,7123) |
| Herstellernahe Gesellschaften | 0,5979 (0,7050) |
| Bilanzsumme | 0,9684 (0,3409) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf | 1,0035 (0,1247) |
| Verhältnis Kreditrefinanzierung zu Forfaitierung | 1,1500 (0,1331) |
| GKR | 0,3553** (0,1690) |
| EKQ | 0,5185** (0,1451) |
| Random Effects | |
| σ^2: Varianz der Residuen | 3,29 |
| τ_{00} Gesellschaft: Varianz des Random Intercepts $I_{0,i}$ | 29,17 |
| τ_{00} Jahr: Varianz des Random Intercepts $T_{0,t}$ | 0,61 |
| N Gesellschaft: Anzahl an Random Intercepts $I_{0,i}$ | 220 |
| N Jahr: Anzahl an Random Intercepts $T_{0,t}$ | 11 |
| Beobachtungen | 2053 |
| Marginal R^2 / Conditional R^2 | 0,020 / 0,903 |

Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse der logistischen Random Effects-Regression für die Variable Substanzwertangabe. Zudem werden in Klammern die Standardfehler angegeben. ***, ** und * zeigen jeweils die statistische Signifikanz auf dem 1%, 5% sowie 10 % Signifikanzniveau.

Tabelle A3.2: Ergebnisse der logistischen Random Effects-Regression mit abhängiger Variable Substanzwertangabe (Modell 3.3)

| | Substanzwertangabe |
|--|---------------------------|
| Intercept | 0,0236*** (0,0224) |
| Bankennahe Gesellschaften | 2,3622 (4,1302) |
| Herstellernahe Gesellschaften | 0,0935 (0,2160) |
| Bilanzsumme | 1,2275 (1,0865) |
| Verhältnis Leasing zu Mietkauf | 0,7697 (0,2454) |
| Verhältnis Kreditrefinanzierung zu Forfaitierung | 1,3128 (0,2585) |
| GKR | 0,4126 (0,3295) |
| EKQ | 0,2576** (0,1703) |
| Random Effects | |
| σ^2: Varianz der Residuen | 3,29 |
| τ_{00} Gesellschaft: Varianz des Random Intercepts $I_{0,i}$ | 57,23 |
| τ_{00} Jahr: Varianz des Random Intercepts $T_{0,t}$ | 0,05 |
| τ_{11} Gesellschaft,Jahr: Varianz des Random Slope t_i | 2,68 |
| ρ_{01} Gesellschaft: Korrelation zwischen $I_{0,i}$ und t_i | 0,15 |
| N Gesellschaft: Anzahl an Random Intercepts $I_{0,i}$ | 220 |
| N Jahr: Anzahl an Random Intercepts $T_{0,t}$ | 11 |
| Beobachtungen | 2053 |
| Marginal R^2 / Conditional R^2 | 0,053 / 0,949 |

Diese Tabelle zeigt die Ergebnisse der logistischen Random Effects-Regression für die Variable Substanzwertangabe. Zudem werden in Klammern die Standardfehler angegeben. ***, ** und * zeigen jeweils die statistische Signifikanz auf dem 1%, 5% sowie 10 % Signifikanzniveau.

Literaturverzeichnis

- Abdel-Khalik, A. R. (1981), The economic effects on lessees of FASB Statement No. 13, *Accounting for Leases*, FASB.
- Adams, M./Meckfessel, M. (2021), Are all non-GAAP disclosures created equal? *Business Horizons*, 64(1), 7–18.
- Adams, M./Hardwick, P. (1998), Determinants of the leasing decision in United Kingdom listed companies, *Applied Financial Economics*, 8(5), 487–494.
- Ahmed, K./Courtis, J. K. (1999), Associations between corporate characteristics and disclosure level in annual reports: A meta-analysis, *British Accounting Review*, 31(1), 35–61.
- Ang, J./Peterson, P. P. (1984), The Leasing Puzzle, *The Journal of Finance*, 39(4), 1055–1065.
- Bagnoli, M./Watts, S. (2007), Financial Reporting and Supplemental Voluntary Disclosure, *Journal of Accounting Research*, 45(5), 885–913.
- Balakrishnan, K./Billings, M. B./Kelly, B./Ljungqvist, A. (2014), Shaping Liquidity: On the Causal Effects of Voluntary Disclosure, *The Journal of Finance*, 69(5), 2237–2278.
- Barako, D. G./Hancock, P./Izan, H. Y. (2006), Factors Influencing Voluntary Corporate Disclosure by Kenyan Companies, *Corporate Governance: An International Review*, 14(2), 107–125.
- Barone, E./Birt, J./Moya, S. (2014), Lease Accounting: A Review of Recent Literature, *Accounting in Europe*, 11(1), 35–54.
- Barth, M. E./Landsman, W. R./Lang, M. H. (2008), International Accounting Standards and Accounting Quality, *Journal of Accounting Research*, 46(3), 467–498.

- Bassen, A./Frank, R./Madsen, O./Bojanic, T./Laskavaya, E. (2012), Ausweis von Pro-Forma-Kennzahlen kapitalmarktorientierter Unternehmen, *Zeitschrift für internationale und kapitalmarktorientierte Rechnungslegung*, 12(7–8), 360–365.
- Bathala, C. T./Mukherjee, T. K. (1995), A Survey of Leasing in Small Firms, *Journal of Small Business Finance*, 4(2-3), 113–127.
- Bausch, J./Fülbier, R. U. (2015), Beurteilung und erwartete Auswirkungen der neuen IFRS-Leasingbilanzierung, *Der Betrieb*, 68(41), 2341–2348.
- BDL (2010), Anwendungshinweise zur Umsetzung der Risikotragfähigkeitsrechnung.
- BDL (2021a), BDL-Jahresbericht 2020 – Marktbericht 2019, in: <https://2020.jahresbericht.leasingverband.de/leasing-markt-und-umfeld/marktbericht-2019/>, abgerufen am 22.02.2022.
- BDL (2021b), Die Mitglieder des BDL, in: <https://bdl.leasingverband.de/der-bdl/die-mitglieder-des-bdl/>, abgerufen am 22.02.2022.
- BDL (2024a), Leasing in Deutschland, in: <https://bdl.leasingverband.de/leasing/marktzahlen/leasing-markt>, abgerufen am 03.09.2024.
- BDL (2024b), Unsere Mitglieder: Partner für Investitionen, Absatzfinanzierung und ergänzende Services, in: <https://bdl.leasingverband.de/der-bdl/die-mitglieder-des-bdl>, abgerufen am 03.09.2024.
- Beattie, V./Goodacre, A./Thomson, S. (2000), Operating leases and the assessment of lease–debt substitutability, *Journal of Banking & Finance*, 24(3), 427–470.
- Beatty, A./Liao, S./Weber, J. (2010), Financial Reporting Quality, Private Information, Monitoring, and the Lease-versus-Buy Decision, *The Accounting Review*, 85(4), 1215–1238.
- Bell, A./Fairbrother, M./Jones, K. (2019), Fixed and random effects models: making an informed choice, *Quality & Quantity*, 53(2), 1051–1074.

-
- Berger, P./Hann, R. (2007), Segment Profitability and the Proprietary and Agency Costs of Disclosure, *The Accounting Review*, 82(4), 869–906.
- Bernard, D./Burgstahler, D./Kaya, D. (2018), Size management by European private firms to minimize proprietary costs of disclosure, *Journal of Accounting and Economics*, 66(1), 94–122.
- Bhattacharya, N./Black, E./Christensen, T./Larson, C. (2003), Assessing the relative informativeness and permanence of pro forma earnings and GAAP operating earnings, *Journal of Accounting and Economics*, 36(1–3), 285–319.
- Bhattacharya, N./Black, E./Christensen, T./Mergenthaler, R. (2004), Empirical Evidence on Recent Trends in Pro Forma Reporting, *Accounting Horizons*, 18(1), 27–43.
- Biddle, G. C./Hilary, G. (2006), Accounting Quality and Firm-Level Capital Investment, *The Accounting Review*, 81(5), 963–982.
- Biddle, G. C./Hilary, G./Verdi, R. S. (2009), How does financial reporting quality relate to investment efficiency?, *Journal of Accounting and Economics*, 48(2-3), 112–131.
- Bini, L./Giunta, F./Dainelli, F. (2011), Signalling theory and voluntary disclosure to the financial market. Evidence from the profitability indicators published in the annual report, *SSRN Electronic Journal*.
- Bini, L./Dainelli, F./Giunta, F. (2017), Is a loosely specified regulatory intervention effective in disciplining management commentary? The case of performance indicator disclosure, *Journal of Management & Governance*, 21(1), 63–91.
- BIS (2017), Frequently asked questions on changes to lease accounting, in: <https://www.bis.org/press/p170406a.htm>, abgerufen am 20.03.2025.
- Black, D./Christensen, T. (2009), US Managers' Use of 'Pro Forma' Adjustments to Meet Strategic Earnings Targets, *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(3–4), 297–326.

-
- Black, D./Christensen, T./Ciesielski, J./Whipple, B. (2018), Non-GAAP reporting: Evidence from academia and current practice, *Journal of Business Finance & Accounting*, 45(3–4), 259–294.
- Boesso, G./Kumar, K. (2006), Drivers of corporate voluntary disclosure – A framework and empirical evidence from Italy and the United States, *Accounting, Auditing & Accountability Journal*, 20(2), 269–296.
- Botosan, C. (1997), Disclosure Level and the Cost of Equity Capital, *The Accounting Review*, 72(3), 323–349.
- Botosan, C./Stanford, M. (2005), Managers' Motives to Withhold Segment Disclosures and the Effect of SFAS No. 131 on Analysts' Information Environment, *The Accounting Review*, 80(3), 751–771.
- Bourveau, T./Schoenfeld, J. (2017), Shareholder activism and voluntary disclosure, *Strategic Management Journal*, 42(10), 1850–1879.
- Branson, B. C. (1995), An Empirical Reexamination of the Leasing Puzzle, *Quarterly Journal of Business and Economics*, 34(3), 3–18.
- Bushman, R./Chen, Q./Engel, E./Smith, A. (2004), Financial accounting information, organizational complexity and corporate governance systems, *Journal of Accounting and Economics*, 37(2), 167–201.
- Campbell, D./Gee, K./Wiebe, Z. (2021), The Determinants and Informativeness of Non-GAAP Revenue Disclosures, *SSRN Electronic Journal*.
- Campbell, D./Shrives, P./Bohmbach-Saager, H. (2001), Voluntary Disclosure of Mission Statements in Corporate Annual Reports: Signaling What and To Whom? *Business and Society Review*, 106(1), 65–87.
- Caskey, J./Ozel, N. B. (2019), Reporting and Non-Reporting Incentives in Leasing, *The Accounting Review*, 94(6), 137–164.

-
- Chatterjee, C. (2021), Efficiency gains from accounting regulatory compliance, *Working Paper*.
- Chen, C./Correia, M./Urcan, O. (2023), Accounting for Leases and Corporate Investment, *The Accounting Review*, 98(3), 1–25.
- Cheng, A./Geng, Y./Zhao, S. (2022), Operating Leases and the Market's Assessment of Equity Risk: Evidence from the Adoption of Asc 842, *Working Paper*, 1–56.
- Cheng, L./Jaggi, J./Yan, M. Y./Young, S. (2022), Debt Contracting and Changes to the Accounting for Leases: Implications of Accounting Standards Codification 842, *Working Paper*.
- Cheyne, E. (2013), A theory of voluntary disclosure and cost of capital, *Review of Accounting Studies*, 18(4), 987–1020.
- Christensen, D./Linsmeier, T. J./Wangerin, D. D. (2025), Do Reporting Incentives and Consequences Change under the New Lease Accounting Standard?, *The Accounting Review*, 1–27.
- Christensen, D./Lynch, D. P./Partridge, C. (2025), Improvements in investment efficiency prior to a mandated accounting change: Evidence from ASC 842, *Contemporary Accounting Research*, 42(1), 615–648.
- Christensen, T./Drake, M./Thornrock, J. (2014), Optimistic Reporting and Pessimistic Investing: Do Pro Forma Earnings Disclosures Attract Short Sellers? *Contemporary Accounting Research*, 31(1), 67–102.
- CIO (2022), CIO Top 500, in: <https://www.cio.de/top500>, abgerufen am 15.03.2022.
- Core, J. E. (2001), A review of the empirical disclosure literature: discussion, *Journal of Accounting and Economics*, 31(1–3), 441–456.
- Cotter, J./Lokman, N./Najah, M. (2011), Voluntary Disclosure Research: Which Theory Is Relevant?, *The Journal of Theoretical Accounting Research*, 6(2), 77–95.

- Crump, R. (2014), IASB scraps dual lease accounting model, in: <https://www.accountancyage.com/2014/08/11/iasb-scraps-dual-lease-accounting-model/>, abgerufen am 20.03.2025.
- Curtis, A./McVay, S./Whipple, B. (2014), The Disclosure of Non-GAAP Earnings Information in the Presence of Transitory Gains, *The Accounting Review*, 89(3), 933–958.
- Dechow, P. M./Sloan, R. G./Sweeney, A. P. (1995), Detecting Earnings Management, *The Accounting Review*, 70(2), 193–225.
- Deloof, M./Lagaert, I./Verschuere, I. (2007), Leases and Debt: Complements or Substitutes? Evidence from Belgian SMEs, *Journal of Small Business Management*, 45(4), 491–500.
- Depoers, F. (2000), A cost-benefit study of voluntary disclosure: some empirical evidence from French listed companies, *European Accounting Review*, 9(2), 245–263.
- Depoers, F./Jeanjean, T. (2012), Determinants of Quantitative Information Withholding in Annual Reports, *European Accounting Review*, 21(1), 115–151.
- Deutsche Bundesbank (2023), Die Ertragslage der deutschen Kreditinstitute im Jahr 2022, *Monatsbericht September 2023*, 91–131.
- Deutsche Bundesbank (2024a), Zeitreihen-Datenbanken – Banken und andere finanzielle Unternehmen – Bilanzpositionen – Aktiva und Passiva der Banken in Deutschland (ohne Deutsche Bundesbank und Geldmarktfonds) – Wichtige Aktiva und Passiva der Banken (MFIs), in: https://www.bundesbank.de/dynamic/action/de/statistiken/zeitreihen-datenbanken/zeitreihen-datenbank/723444/723444?treeAnchor=BANKEN&statisticType=BBK_ITS, abgerufen am 03.09.2024.
- Deutsche Bundesbank (2024b), Zeitreihen-Datenbanken – Geld- und Kapitalmärkte – Zinssätze und Renditen – Einlagen- und Kreditzinssätze – MFI-Zinsstatistik

- (deutscher Beitrag) – Bestände, in:
https://www.bundesbank.de/dynamic/action/de/statistiken/zeitreihen-datenbanken/zeitreihen-datenbank/723444/723444?treeAnchor=GELD&statisticType=BBK_ITS, abgerufen am 03.09.2024.
- Dhaliwal, D. S./Li, O. Z./Tsang, A./Yang, Y. G. (2011), Voluntary Nonfinancial Disclosure and the Cost of Equity Capital: The Initiation of Corporate Social Responsibility Reporting, *The Accounting Review*, 86(1), 59–100.
- Diamond, D. W./Verrecchia, R. E. (1991), Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital, *The Journal of Finance*, 46(4), 1325–1359.
- Dinh, T./Thielemann, F. (2016), ESMA Guidelines on Alternative Performance Measures – Möglichkeiten und Herausforderungen bei der Darstellung von Pro-Forma-Kennzahlen, *IRZ Zeitschrift für Internationale Rechnungslegung*, 11(10), 433–438.
- Dobler, M. (2020), § 315 HGB, in: Hachmeister, D./Kahle, H./Mock, S./Schüppen, M. (Hrsg.), *Bilanzrecht Kommentar*, Otto Schmidt.
- Doyle, J./Jennings, J./Soliman, T. (2013), Do managers define non-GAAP earnings to meet or beat analyst forecasts? *Journal of Accounting and Economics*, 56(1), 40–56.
- Dye, R. (1985), Disclosure of Nonproprietary Information, *Journal of Accounting Research*, 23(1), 123–145.
- Easton, P. D. (2004), PE Ratios, PEG Ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital, *The Accounting Review*, 79(1), 73–95.
- EBA (2024), Risk Dashboard – Data as of Q1 2024, in:
<https://www.eba.europa.eu/sites/default/files/2024-06/b4a17394-1285-4b4e-923e-642a2f725d7e/EBA%20Dashboard%20-%20Q1%202024.pdf>, abgerufen am 03.09.2024.

- Edmans, A./Gabaix, X./Jenter, D. (2017), Executive Compensation: A Survey of Theory and Evidence, in: Hermalin, B./Weisbach, M. (Hrsg.), *The Handbook of the Economics of Corporate Governance*, Vol. 1, Elsevier, 383–539.
- Eisfeldt, A. L./Rampini, A. A. (2009), Leasing, Ability to Repossess, and Debt Capacity, *The Review of Financial Studies*, 22(4), 1621–1657.
- Elfeky, M. (2017), The extent of voluntary disclosure and its determinants in emerging markets: Evidence from Egypt, *The Journal of Finance and Data Science*, 3(1–4), 45–59.
- El-Gazzar, S. (1993), Stock Market Effects of the Closeness to Debt Covenant Restrictions Resulting from Capitalization of Leases, *The Accounting Review*, 68(2), 258–272.
- Eng, L. L./Mak, Y. T. (2003), Corporate Governance and voluntary disclosure, *Journal of Accounting and Public Policy*, 22(4), 325–345.
- Ernst & Young (2018), Applying IFRS – Alternative Performance Measures, in: https://assets.ey.com/content/dam/ey-sites/ey-com/en_gl/topics/ifrs/ey-apply-apm-october-2018-2.pdf?download, abgerufen am 22.02.2022.
- ESMA (2015), Guidelines – ESMA Guidelines on Alternative Performance Measures, *ESMA/2015/1415*.
- Esterer, F./Schröder, D. (2014), Implied cost of capital investment strategies: evidence from international stock markets, *Annals of Finance*, 10(2), 171–195.
- Europe Economics (2017), Ex ante Impact Assessment of IFRS 16, in: [https://www.efrag.org/sites/default/files/sites/webpublishing/SiteAssets/IFRS%2016%20-%20Europe%20Economics%20-%20Ex%20ante%20Impact%20Assessment%20\(22%20February%202017\).pdf](https://www.efrag.org/sites/default/files/sites/webpublishing/SiteAssets/IFRS%2016%20-%20Europe%20Economics%20-%20Ex%20ante%20Impact%20Assessment%20(22%20February%202017).pdf), abgerufen am 20.03.2025.
- Family Capital and PwC (2022), Top 500 German Family Businesses: The economy most dependent on family enterprises, in: <https://www.famcap.com/top-500-german->

- family-businesses-the-economy-most-dependent-on-family-enterprises/*, abgerufen am 15.03.2022.
- FASB (2013), IASB and FASB propose changes to lease accounting, in: https://www.fasb.org/page/getarticle?uid=fasb_NewsRelease05-16-13Body_0228221200, abgerufen am 20.03.2025.
- FASB (2020), Accounting Standards Update No. 2016-02, Leases (Topic 842), *FASB in Focus*, 1–4.
- Finucane, T. J. (1988), Some empirical evidence on the use of financial leases, *The Journal of Financial Research*, 11(4), 321–333.
- Forte, L./Batista dos Santos Neto, J./Chaves Nobre, F./Nepomuceno Nobre, L./Barrêto de Queiroz, D. (2015), Determinants of Voluntary Disclosure: A Study in the Brazilian Banking Sector, *Revista de Gestão, Finanças e Contabilidade*, 5(2), 23–37.
- Francis, J./Khurana, I. K./Pereira, R. (2005), Disclosure Incentives and Effects on Cost of Capital around the World, *The Accounting Review*, 80(4), 1125–1162.
- Francis, J./LaFond, R./Olsson, P./Schipper, K. (2005), The market pricing of accruals quality, *Journal of Accounting and Economics*, 39(2), 295–327.
- Francis, J./Nanda, D./Olsson, P. (2008), Voluntary Disclosure, Earnings Quality, and Cost of Capital, *Journal of Accounting Research*, 46(1), 53–99.
- Franzen, L./Cornaggia, K. R./Simin, T. T. (2009), Capital Structure and the Changing Role of Off-Balance-Sheet Lease Financing, *Working Paper*.
- Freeman, R. E. (1984), *Strategic Management: A Stakeholder Approach*, Cambridge University Press.
- Freeman, R. E./Reed, D. (1983), Stockholder and Stakeholder: A New Perspective on Corporate Governance, *California Management Review*, 25(3), 88–106.

-
- Fülbier, R. U./Fehr, J. (2013), Bilanzwirksamkeit und -unwirksamkeit von Leasingverhältnissen aus Sicht der empirischen Forschung, *Management Review Quarterly*, 63(4), 207–242.
- Gebhardt, W. R./Lee, C. M. C./Swaminathan, B. (2001), Toward an Implied Cost of Capital, *Journal of Accounting Research*, 39(1), 135–176.
- Giner, B./Pardo, F. (2018), The Value Relevance of Operating Lease Liabilities: Economic Effects of IFRS 16, *Australian Accounting Review*, 28(4), 496–511.
- Goodman, T. H./Neamtiu, M./Shroff, N./White, H. D. (2014), Management Forecast Quality and Capital Investment Decisions, *The Accounting Review*, 89(1), 331–365.
- Graham, J. R./Harvey, C. R./Rajgopal, S. (2005), The Economic Implications of Corporate Financial Reporting, *Journal of Accounting and Economics*, 40(1–3), 3–73.
- Graham, J./Lemmon, M./Schallheim, J. (1998), Debt, Leases, Taxes, and the Endogeneity of corporate tax status, *The Journal of Finance*, 53(1), 131–162.
- Hail, L. (2002), The Impact of Voluntary Disclosure on the Ex-Ante Cost of Capital for Swiss Firms, *European Accounting Review*, 11(4), 741–773.
- Hainmueller, J. (2012), Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies, *Political Analysis*, 20(1), 25–46.
- Hartmann-Wendels, T. (2010), Zur Refinanzierung von Leasinggesellschaften, *bank und markt*, 39(6), 42–44.
- Hartmann-Wendels, T. (2015), Substanzwert und Risikotragfähigkeit – Substanzwertrechnung als Instrument der Erfolgsmessung, *Finanzierung Leasing Factoring*, 62(2), 57–63.

-
- Hartmann-Wendels, T./Hendriock, M./Kußmaul, H. (2025), Leasing vs. Debt: The Impact of IFRS 16 on Firm Financing Decisions and Managerial Incentives, *Working Paper*.
- Hartmann-Wendels, T./Imanto, C. P. (2020), Does the Finalised Basel III Accord Treat Leasing Exposures Adequately? Evidence from a European Leasing Dataset, in: Imanto, C. P. (Hrsg.), *Essays on Improvements to the Regulatory Capital Framework for Credit Risk*, Dissertation, Universität zu Köln, 5–46.
- Hartmann-Wendels, T./Kußmaul, H. (2021), Entwicklung der Performance deutscher Leasing-Gesellschaften – Bilanzdaten 2009 bis 2018, *Finanzierung Leasing Factoring*, 68(1), 21–25.
- Hartmann-Wendels, T./Kußmaul, H. (2025), Geschäftsaktivitäten und Performance deutscher Leasing-Gesellschaften, *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, 77(1), 31–61.
- Hartmann-Wendels, T./Nemet, M./Azimi Garakani, P. (2012), Die Kosten der Regulierung für die Leasing-Gesellschaften – Kleinere Gesellschaften überproportional belastet, *Finanzierung Leasing Factoring*, 59(6), 241–246.
- Hassan, O./Giorgini, G./Romilly, P. (2006), The extent of financial disclosure and its determinants in an emerging capital market: the case of Egypt, *International Journal of Accounting, Auditing and Performance Evaluation*, 3(1), 41–67.
- He, H./Lourie, B./Ma, M./Zhu, C. (2023), Operating Lease Recognition and Credit Assessment by Banks, *SSRN Electronic Journal*.
- Healy, P. M. (1985), The effect of bonus schemes on accounting decisions, *Journal of Accounting and Economics*, 7(1-3), 85–107.
- Healy, P. M./Palepu, K. G. (2001), Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets: A review of the empirical disclosure literature, *Journal of Accounting and Economics*, 31(1–3), 405–440.

-
- Healy, P. M./Wahlen, J. M. (1999), A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting, *Accounting Horizons*, 13(4), 365–383.
- Hebestreit, G./Teitler-Feinberg, E. (2017), Alternative Performance Measures: Ist-Zustand und Stoßrichtung des IASB, *IRZ Zeitschrift für Internationale Rechnungslegung*, 12(4), 169–176.
- Heese, J./Shin, A./Wang, C. C. Y. (2024), Variable Leases Under ASC 842: First Evidence on Properties and Consequences, *Working Paper*.
- Heitzman, S./Wasley, C./Zimmerman, J. (2010), The joint effects of materiality thresholds and voluntary disclosure incentives on firms' disclosure decisions, *Journal of Accounting and Economics*, 49(1–2), 109–132.
- Hellen, H. (2003), Die Substanzwert-Rechnung – Ein Instrument zur Analyse und Steuerung von Leasing-Gesellschaften, *Finanzierung Leasing Factoring*, 50(3), 114–119.
- Hitz, J. (2010a), Information versus adverse Anlegerbeeinflussung: Befund und Implikationen der empirischen Rechnungswesenforschung zur Publizität von Pro-forma-Ergebnisgrößen, *Journal für Betriebswirtschaft*, 60(2), 127–161.
- Hitz, J. (2010b), Information versus strategic reporting: Determinants of the disclosure of pro forma earnings by large German corporations, *SSRN Electronic Journal*.
- Hitz, J./Jenniges, V. (2008), Publizität von Pro-forma-Ergebnisgrößen am deutschen Kapitalmarkt, *Zeitschrift für internationale und kapitalmarktorientierte Rechnungslegung*, 8(4), 236–245.
- Holthausen, R. W./Watts, R. L. (2001), The relevance of the value-relevance literature for financial accounting standard setting, *Journal of Accounting and Economics*, 31(1-3), 3–75.
- Hou, Q./Jin, Q./Wang, L./Zhang, G. (2016), Mandatory IFRS Adoption, Accounting Quality, and Investment Efficiency: Evidence from China, *China Journal of Accounting Studies*, 4(3), 236–262.

- House of Control (2023), The impact of IFRS 16 on 12 different financial ratios, in: <https://www.houseofcontrol.com/blog/the-impact-of-ifrs16-on-12-different-financial-ratios>, abgerufen am 20.03.2025.
- IASB (2016), Effects Analysis; International Financial Reporting Standard – IFRS 16 Leases, in: <https://www.ifrs.org/content/dam/ifrs/project/leases/ifrs/published-documents/ifrs16-effects-analysis.pdf>, abgerufen am 20.03.2025.
- IFRS Foundation (2016), IASB shines light on leases by bringing them onto the balance sheet, in: <https://www.ifrs.org/news-and-events/news/2016/01/iasb-shines-light-on-leases-by-bringing-them-onto-the-balance-sheet/>, abgerufen am 20.03.2025.
- Inchausti, B. (1997), The influence of company characteristics and accounting regulation on information disclosed by Spanish firms, *European Accounting Review*, 6(1), 45–68.
- Jana, S./McMeeking, K. (2021), Alternative Performance Measures: Determinants of Disclosure Quality – Evidence from Germany, *Accounting in Europe*, 18(1), 102–142.
- Jankensgård, H. (2015), The Relationship between Voluntary Disclosure, External Financing and Financial Status, *Journal of Business Finance & Accounting*, 42(7), 860–884.
- Jensen, M./Meckling, W. (1976), Theory of the firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure, *Journal of Financial Economics*, 3(4), 305–360.
- Jung, T./Scarlat, E. (2024), The effect of ASC 842 leases on bond yields, *Finance Research Letters*, 67, 105944.
- Kang, S./Long, M. S. (2001), The fixed payment financing decision: To borrow or lease, *Review of Financial Economics*, 10(1), 41–55.
- Kleinmanns, H. (2016), ESMA veröffentlicht Leitlinien zu alternativen Leistungskennzahlen – ein Schritt in die richtige Richtung, *IRZ Zeitschrift für Internationale Rechnungslegung*, 11(3), 131–136.

- Knauer, T./Wöhrmann, A. (2011), Rahmenbedingungen, Charakteristika und Konsequenzen freiwilliger Unternehmenspublizität – State of the Art und neue Perspektiven der empirischen Forschung, *Zeitschrift für Planung und Unternehmenssteuerung*, 21(3), 235–254.
- Kolsi, M. (2017), The determinants of corporate voluntary disclosure policy – Evidence from the Abu Dhabi Securities Exchange (ADX), *Journal of Accounting in Emerging Economies*, 7(2), 249–265.
- Kothari, S./Shu, S./Wysocki, P. (2009), Do Managers Withhold Bad News? *Journal of Accounting Research*, 47(1), 241–276.
- KPMG (2024), IFRS compared to German GAAP and Dutch GAAP: A detailed overview, in: <https://assets.kpmg.com/content/dam/kpmg/nl/pdf/2024/services/IFRS-dutch-german-GAAP.pdf>, abgerufen am 20.03.2025.
- Krimpmann, A./Müller, S. (2021), § 315 HGB, in: Bertram, K./Kessler, H./Müller, S. (Hrsg.), *HGB Bilanz Kommentar*, Haufe.
- Krishnan, V. S./Moyer, R. C. (1994), Bankruptcy Costs and the Financial Leasing Decision, *Financial Management*, 23(2), 31–42.
- Küting, K./Heiden, M. (2002), Pro-Forma-Ergebnisse in deutschen Geschäftsberichten – Kritische Bestandsaufnahme aus Sicht der Erfolgsanalyse, *Steuer- und Bilanzpraxis*, 4(22), 1085–1089.
- Küting, K./Heiden, M. (2003), Zur Systematisierung von Pro-forma-Kennzahlen – Gleichzeitig: Fortsetzung einer empirischen Bestandsaufnahme, *Deutsches Steuerrecht*, 41(36), 1544–1552.
- Kußmaul, H. (2023), Der Leasing-Substanzwert als alternative Leistungskennzahl – Effekte und Einflussfaktoren, *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis*, 75(1), 72–101.
- Lan, Y./Wang, L./Zhang, X. (2013), Determinants and features of voluntary disclosure in the Chinese stock market, *China Journal of Accounting Research*, 6(4), 265–285.

- Lang, K. (2018), Voluntary Disclosure and Analyst Forecast, *European Accounting Review*, 27(1), 23–36.
- Lang, M./Lundholm, R. (1992), An Empirical Assessment of Voluntary Disclosure Theory, *Stanford University Research Paper #1188*.
- Lasfer, M. A./Levis, M. (1998), The Determinants of the Leasing Decision of Small and Large Companies, *European Financial Management*, 4(2), 159–184.
- Leaseurope (2024a), European Leasing Market, 2022, in: <https://www.leaseurope.org/2022-annual-statistics-glance>, abgerufen am 03.09.2024.
- Leaseurope (2024b), Leaseurope Index Q1 2024, in: https://www.leaseurope.org/_flysystem/s3?file=Statistics/Leaseurope%20Index/Quarterly%20Surveys/Leaseurope%20Index%20Q1%202024_Summary%20Report.pdf, abgerufen am 03.09.2024.
- Leuz, C. (2003), Discussion of ADRs, analysts, and accuracy: does cross-listing in the United States improve a firm's information environment and increase market value? *Journal of Accounting Research*, 41(2), 347–362.
- Lewis, C. M./Schallheim, J. S. (1992), Are Debt and Leases Substitutes?, *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27(4), 497–511.
- Li, B./Venkatachalam, M. (2024), Leasing Loses Altitude While Ownership Takes Off: Real Effects of the New Lease Standard, *The Accounting Review*, 99(3), 315–347.
- Li, Y./Sun, S./Wu, Q./Zeng, C. (2024), Does New Lease Accounting Standard ASC 842 Affect Bank Loan Pricing?, *Working Paper*.
- Lin, J./Wang, C./Chou, D./Chueh, F. (2013), Financial constraint and the choice between leasing and debt, *International Review of Economics & Finance*, 27, 171–182.

- Lougee, B./Marquardt, C. (2004), Earnings Informativeness and Strategic Disclosure: An Empirical Examination of "Pro Forma" Earnings, *The Accounting Review*, 79(3), 769–795.
- Ma, M./Thomas, W. (2023), Economic Consequences of Operating Lease Recognition, *Journal of Accounting and Economics*, 75(2-3), 1–25.
- Magness, V. (2006), Strategic posture, financial performance and environmental disclosure: an empirical test of legitimacy theory, *Accounting, Auditing and Accountability Journal*, 19(4), 540–563.
- Marques, A. (2010), Disclosure strategies among S&P 500 firms: Evidence on the disclosure of non-GAAP financial measures and financial statements in earnings press releases, *The British Accounting Review*, 42(2), 119–131.
- Marques, A. (2017), Non-GAAP earnings: international overview and suggestions for future research, *Meditari Accounting Research*, 25(3), 318–335.
- Marston, F./Harris, R. S. (1988), Substitutability of Leases and Debt in Corporate Capital Structures, *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 3(2), 165–169.
- Meek, G. K./Roberts, C. B./Gray, S. J. (1995), Factors Influencing Voluntary Annual Report Disclosure by U.S., U.K. and Continental European Multinational Corporations, *Journal of International Business Studies*, 26(3), 555–572.
- Morris, R. D./Tronnes, P. C. (2018), The determinants of voluntary disclosure: an international comparison, *Accounting Research Journal*, 31(3), 423–441.
- Müller, S. (2021), Aktuelles Stichwort: Alternative Leistungskennzahlen – APM (Alternative Performance Measures), *Handbuch der Bilanzierung*, Heft 2, 56–58.
- Nakisa (2016), Know Your Local GAAP: Accounting for Leases Under German GAAP Bilanzrechtsmodernisierungsgesetz BilMoG, in: <https://nakisa.com/blog/know-your-local-gaap-accounting-for-leases-under-german-gaap-bilanzrechtsmodernisierungsgesetz-bilmog/>, abgerufen am 20.03.2025.

- Nemet, M./Ulrich, P.-O. (2010), Substanzwertrechnung: Anwendungsbereiche und Weiterentwicklung – Möglichkeiten des BDL-Schemas, *Finanzierung Leasing Factoring*, 57(3), 123–130.
- Ordelleide, D. (1988), Kaufmännischer Periodengewinn als ökonomischer Gewinn: Zur Unsicherheitsrepräsentation bei der Konzeption von Erfolgsgrößen, in: Domsch, M./Eisenführ, F./Ordelleide, D./Perlitz, M. (Hrsg.), *Unternehmenserfolg: Planung – Ermittlung – Kontrolle*, Gabler, 275–302.
- Palmer, P. (2008), Disclosure of the impacts of adopting Australian equivalents of International Financial Reporting Standards, *Accounting and Finance*, 48(5), 847–870.
- Petersen, M. A. (2009), Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches, *Review of Financial Studies*, 22(1), 435–480.
- Prencipe, A. (2004), Proprietary costs and determinants of voluntary segment disclosure: evidence from Italian listed companies, *European Accounting Review*, 13(2), 319–340.
- Raffournier, B. (1995), The determinants of voluntary financial disclosure by Swiss listed companies, *The European Accounting Review*, 4(2), 261–280.
- Richardson, S. (2006), Over-investment of free cash flow, *Review of Accounting Studies*, 11(2-3), 159–189.
- Roychowdhury, S. (2006), Earnings management through real activities manipulation, *Journal of Accounting and Economics*, 42(3), 335–370.
- Schoenfeld, J. (2017), The effect of voluntary disclosure on stock liquidity: New evidence from index funds, *Journal of Accounting and Economics*, 63(1), 51–74.
- Setiany, E./Suhardjanto, D./Lukviarman, N./Hartoko, S. (2017), Board Independence, Voluntary Disclosure, and the Cost of Equity Capital, *Review of Integrative Business and Economics Research*, 6(4), 389–399.

- Sharpe, S. A./Nguyen, H. H. (1995), Capital market imperfections and the incentive to lease, *Journal of Financial Economics*, 39(2-3), 271–294.
- Shehata, N. F. (2014), Theories and Determinants of Voluntary Disclosure, *Accounting and Finance Research*, 3(1), 18–26.
- Shipper, K. (1989), Commentary on Earnings Management, *Accounting Horizons*, 3(4), 91–102.
- Singhvi, S./Desai, H. (1971), An Empirical Analysis of the Quality of Corporate Financial Disclosure, *The Accounting Review*, 46(1), 129–138.
- Skinner, D. (1994), Why Firms Voluntarily Disclose Bad News, *Journal of Accounting Research*, 32(1), 38–60.
- Solsma, L./Wilder, W. M. (2015), Pro forma disclosure practices of firms applying IFRS, *International Journal of Accounting and Information Management*, 23(4), 383–403.
- Suchman, M. (1995), Managing Legitimacy: Strategic and Institutional Approaches, *The Academy of Management Review*, 20(3), 571–610.
- Tan, P. (2020), IFRS Adoption and Investment-Cash Flow Sensitivity: Evidence from Japan, *International Review of Business*, 20, 39–56.
- The Global Treasurer (2013), IASB and FASB Propose Changes to Lease Accounting, in: <https://www.theglobaltreasurer.com/2013/05/17/iasb-and-fasb-propose-changes-to-lease-accounting/>, abgerufen am 20.03.2025.
- Trullion (2022), IFRS 16 vs ASC 842 – Differences In Lease Accounting Standards, in: <https://trullion.com/blog/ifrs-16-vs-asc-842-the-differences-in-lease-accounting-standards/>, abgerufen am 20.03.2025.
- Tuo, L./Yu, J./Zhang, Y (2020), How do industry peers influence individual firms' voluntary disclosure strategies? *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 54(3), 911–956.

-
- van der Laan Smith, J./Adhikari, A./Tondkar, R. (2005), Exploring differences in social disclosures internationally: A stakeholder perspective, *Journal of Accounting and Public Policy*, 24(2), 123–151.
- Verrecchia, R. E. (1983), Discretionary Disclosure, *Journal of Accounting and Economics*, 5(1), 179–194.
- Verrecchia, R. E. (2001), Essays on disclosure, *Journal of Accounting and Economics*, 32(1–3), 97–180.
- Volk, G. (2007), Pro-forma-Kennzahlen in der Ergebnisberichterstattung 2005 der DAX30-Unternehmen, *IRZ Zeitschrift für Internationale Rechnungslegung*, 2(4), 251–257.
- Watson, A./Shrives, P./Marston, C. (2002), Voluntary disclosure of accounting ratios in the UK, *British Accounting Review*, 34(4), 289–313.
- Watts, R. L./Zimmerman, J. L. (1985), Positive accounting theory, Prentice-Hall.
- Weidner, D. J. (2017), New FASB Rules for Leases: A Sarbanes-Oxley Promise Delivered, *Business Lawyer*, 72(2), 367–404.
- Williamson, O. E. (1985), The Economic Institutions of Capitalism, Collier Macmillan.
- Wooldridge, J. M. (2020), Introductory Econometrics: A Modern Approach, Cengage Learning.
- Yan, A. (2006), Leasing and Debt Financing: Substitutes or Complements?, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 41(3), 709–731.
- Yoon, Y. (2021), Recognition Versus Disclosure: Operating Lease Capitalization and Managerial Leasing Decisions, *SSRN Electronic Journal*.

Lebenslauf

Name: Hendrik Kußmaul

Adresse: Am Ramsteiner Tor 31, 67688 Rodenbach

Geburtstag: 01. Februar 1995

Geburtsort: Kaiserslautern

09/2005 – 03/2014 Gymnasium Ramstein-Miesenbach
Abschluss: Abitur

10/2014 – 09/2017 Studium Betriebswirtschaftslehre, Heinrich-Heine-
Universität Düsseldorf
Abschluss: Bachelor of Science

10/2018 – 12/2020 Studium Business Administration, Universität zu Köln
Abschluss: Master of Science

01/2021 – dato Wissenschaftlicher Mitarbeiter am Forschungsinstitut für
Leasing, Universität zu Köln
Thema der Dissertation: *Entwicklung des Leasing-
geschäfts in Deutschland*
Abschluss: Promotion

Rodenbach, den 22.04.2025

Eidesstattliche Erklärung

Hiermit versichere ich an Eides Statt, dass ich die vorgelegte Dissertation selbstständig und ohne die Benutzung anderer als der angegebenen Hilfsmittel angefertigt habe. Die aus anderen Quellen direkt oder indirekt übernommenen Aussagen, Daten und Konzepte sind unter Angabe der Quelle gekennzeichnet. Bei der Auswahl und Auswertung folgenden Materials haben mir die nachstehend aufgeführten Personen in der jeweils beschriebenen Weise entgeltlich/unentgeltlich geholfen:

Prof. Dr. Thomas Hartmann-Wendels (Koautor Kapitel 2 und 4)

Dr. Mario Hendriock (Koautor Kapitel 4)

Weitere Personen, neben den in der Einleitung der Dissertation aufgeführten Koautorinnen und Koautoren, waren an der inhaltlich-materiellen Erstellung der vorliegenden Dissertation nicht beteiligt. Insbesondere habe ich hierfür nicht die entgeltliche Hilfe von Vermittlungs- bzw. Beratungsdiensten in Anspruch genommen. Niemand hat von mir unmittelbar oder mittelbar geldwerte Leistungen für Arbeiten erhalten, die im Zusammenhang mit dem Inhalt der vorgelegten Dissertation stehen. Die Dissertation wurde bisher weder im In- noch im Ausland in gleicher oder ähnlicher Form einer anderen Prüfungsbehörde vorgelegt. Ich versichere, dass ich nach bestem Wissen die reine Wahrheit gesagt und nichts verschwiegen habe.

Rodenbach, den 22.04.2025