



CENTER FOR  
TAX AND  
ACCOUNTING  
RESEARCH

TAXATION, ACCOUNTING, AND FINANCE  
**TAF WORKING PAPER**

**No. 19 / May 2016 / revised August 2016**

Alberternst, Stephan

**Relevanz der deutschen Zinsschranke für  
Einzelunternehmer und Personengesellschaften  
– eine dynamische Analyse der Betroffenheit**

# RELEVANZ DER DEUTSCHEN ZINSSCHRANKE FÜR PERSONENUNTERNEHMEN

## – EINE DYNAMISCHE ANALYSE DER BETROFFENHEIT

Stephan Alberternst<sup>a</sup>  
*Universität Paderborn*

**Abstract:** Empirische Untersuchungen zur Relevanz der Zinsschranke betrachten in der Regel lediglich Kapitalgesellschaften und bilden somit nur einen Bruchteil der potentiell betroffenen Unternehmen ab. Auf Basis eines umfangreichen balancierten Panels analysiere ich anhand von handelsrechtlichen Jahresabschlussdaten den Einfluss der Zinsschranke auf Personenunternehmen. In Abhängigkeit vom jeweiligen Jahr sind im Zeitraum von 2008 bis 2012 zwischen 64 (2,9%) und 73 (3,3%) Personenunternehmen in der Stichprobe potentiell von der Zinsschranke betroffen. Die balancierte Panelstruktur liefert zudem Hinweise darauf, dass ein erheblicher Teil der Personenunternehmen, die zumindest in einem Jahr betroffen sind, dieses auch über einen langen Zeitraum bleiben (49,53%). Die Zins- und *EBITDA*-Vorträge steigen im Zeitablauf nahezu linear pro betroffenem Personenunternehmen an, führen jedoch nicht, wie politisch beabsichtigt, zu einer langfristigen Reduzierung der Anzahl der betroffenen Unternehmen. Zudem weisen von der Zinsschranke betroffene Personenunternehmen signifikant höhere Fremdkapitalquoten auf, sind weniger rentabel und größer als die nicht betroffenen Personenunternehmen. Ebenso ist zu erkennen, dass die betroffenen Gesellschaften eine höhere Sicherheitenquote, ein höheres Insolvenzrisiko, eine niedrigere Liquidität und ein niedrigeres Innenfinanzierungsvolumen sowie ein höheres operatives Risiko aufweisen. Darüber hinaus deutet ein Vergleich der betroffenen Personenunternehmen mit den betroffenen Kapitalgesellschaften darauf hin, dass die Kapitalgesellschaften sich in einer wirtschaftlich schlechteren Situation als die entsprechenden Personenunternehmen befinden. Unter Verwendung eines Propensity Score Matchings kann für Personenunternehmen der vermutete Zusammenhang, dass betroffene Personenunternehmen ihre Fremdkapitalquote stärker reduzieren als nicht betroffene Personenunternehmen und ebenso der Einfluss von Liquiditätsproblemen, nicht auf einem statistisch signifikanten Niveau gezeigt werden.

**JEL Klassifikation:** F34, H21, H24

**Schlüsselwörter:** Finanzierungsentscheidungen, deutsche Steuerreform, Zinsschranke, Fremdkapitalquote, Besteuerung, Unterfinanzierungsregelungen

**Acknowledgements:** Ich danke den Teilnehmern des CETAR Young Researcher Seminars der Universität Paderborn für wertvolle und hilfreiche Hinweise. Besonderer Dank gilt Laura Emmighausen, Thomas Hoppe, Jens Müller, Regina Ortmann, Julia Rauch, Sönke Sievers, Caren Sureth-Sloane und André Uhde für zahlreiche Anmerkungen, Anregungen und konstruktive Kritik.

---

<sup>a</sup> Universität Paderborn, Fakultät für Wirtschaftswissenschaften, Warburger Str. 100, 33098 Paderborn, Germany. Tel.: +49-5251-60-1784, Fax: +49-5251-60-3520, Email: stephan.alberternst@upb.de, www.upb.de/taxation.

# 1 EINLEITUNG

Ungefähr acht Jahre nach der Unternehmenssteuerreform 2008 zählt die dort eingeführte Zinsschranke noch immer zu den meist diskutierten und umstrittensten Regelungen im deutschen Steuerrecht. Die Zinsschranke untersagt Unternehmen unter bestimmten Voraussetzungen, Zinsaufwendungen als steuerlichen Aufwand (Betriebsausgabe) geltend zu machen. Neben der angezweifelt Verfassungsmäßigkeit<sup>1</sup> erfährt sie auch immer wieder eine besondere Bedeutung in der politischen Diskussion über Instrumente zur Eindämmung von Steuerflucht<sup>2</sup>, insbesondere vor dem Hintergrund der Veröffentlichungen der Lux Leaks Dokumente.<sup>3</sup>

Nach der aktuell gültigen Fassung der Zinsschranke (§ 4h EStG i.V.m. § 8a KStG) gilt diese für alle Betriebe, unabhängig von der zugrundeliegenden Rechtsform. Die meisten empirischen Untersuchungen zur Zinsschranke beziehen lediglich Daten für Kapitalgesellschaften oder nur in geringem Umfang für Personenunternehmen mit ein.<sup>4</sup> Ein häufig angeführtes Argument ist die bessere Verfügbarkeit von Handelsbilanz- und Jahresabschlussdaten für Kapitalgesellschaften, da für diese die Publizitätspflichten deutlich größer als für Personenunternehmen sind. Jedoch wird damit nicht der Tatsache Rechnung getragen, dass lediglich ca. 15% aller deutschen Gewerbetreibenden in der Rechtsform einer Kapitalgesellschaft organisiert sind.<sup>5</sup> Darüber hinaus ist unklar, ob die gewonnenen Erkenntnisse für Kapitalgesellschaften unmittelbar auf Personenunternehmen übertragen werden können, da sich beispielsweise die Besteuerung (Transparenz- vs. Trennungsprinzip) und die Anteilseignerstrukturen häufig grundlegend unterscheiden. Obwohl detaillierte Daten für Personenunternehmen oft in empirischen Analysen fehlen, steht für die vorliegende Untersuchung aufgrund einer sehr aufwendigen manuellen Datenerhebung eine Stichprobe mit einer ausreichend hohen Anzahl an Handelsbilanz- und Jahresabschlussdaten zur Verfügung.<sup>6</sup>

In Anlehnung an Alberternst und Schwar (2016) untersuche ich im ersten Teil der Studie die Relevanz der Zinsschranke auf Basis empirischer Daten der Jahre 2008 bis 2012 für Personenunternehmen und ermittle die Charakteristika der betroffenen Unternehmen. Insbesondere wird geschätzt, wie viele Personenunternehmen tatsächlich von dem Zinsabzugsverbot betroffen sind und wie viele Jahre die Zinsschranke in der Regel im Unternehmen Anwendung findet. Des Weiteren wird die Entwicklung und der Einfluss von Zins- und *EBITDA*-Vorträgen

---

<sup>1</sup> Der Bundesfinanzhof (BFH) zweifelt seit 2013 an der Verfassungskonformität der Zinsschranke und hat diese dem Bundesverfassungsgericht (BVerfG) am 14.10.2015 erneut zur Prüfung vorgelegt hat. Vgl. Bundesfinanzhof (2013) und Bundesfinanzhof (2016) i.V.m der Entscheidung des 1. Senats des BFH vom 14. Oktober 2015 (I R 20/15).

<sup>2</sup> Die aktuell gültige deutsche Zinsschrankenregelung dient im Wesentlichen als Muster für den Vorschlag der OECD (2015) und der Europäische Kommission (2016) zur Bekämpfung von „base erosion and profit shifting“ (BEPS, Action 4). Mit dem sogenannten BEPS-Action Plan unterstützt die OECD Regierungen bei der Modernisierung des internationalen Steuerrechts.

<sup>3</sup> Vgl. The Center for Public Integrity (2014).

<sup>4</sup> Vgl. beispielsweise Blaufus und Lorenz (2009b), Blaufus und Lorenz (2009a), Broer (2009), Dreßler und Scheuring (2015), Buettner, Overesch, Schreiber und Wamser (2012), Alberternst und Sureth-Sloane (2016), Alberternst und Schwar (2016) und Buslei und Simmler (2012).

<sup>5</sup> Vgl. die Umsatzsteuerstatistik des Statistisches Bundesamt (DeStatis) (2016).

<sup>6</sup> Ein herzlicher Dank gilt dem Lehrstuhl für BWL, insbesondere Internationale Rechnungslegung von Herrn Prof. Dr. Sönke Sievers an der Universität Paderborn, der maßgeblich an der Datenerhebung beteiligt war.

analysiert. Die Erkenntnisse über Personengesellschaften werden abschließend mit denen zu Kapitalgesellschaften aus der Studie von Alberternst und Schwar (2016) verglichen. Im zweiten Teil wird in Anlehnung an Alberternst und Sureth-Sloane (2016) mit einem Difference in Difference (DiD) Ansatz untersucht, ob die Einführung der Zinsschranke einen Einfluss auf die Finanzierungsstruktur von Personenunternehmen hat. Auf Basis theoretischer Überlegungen ist zu vermuten, dass von der Zinsschranke betroffene Personenunternehmen ihre Fremdkapitalquote stärker reduzieren als nicht betroffene Personenunternehmen. Die gewonnenen Erkenntnisse werden solchen für Kapitalgesellschaften aus Alberternst und Sureth-Sloane (2016) gegenübergestellt und analysiert.

Hinsichtlich der Schätzung der Anzahl der von der Zinsschranke betroffenen Unternehmen haben Bach und Buslei (2009) auf der Grundlage von Handelsbilanz- und Jahresabschlussdaten aus der DAFNE-Datenbank in einer einperiodigen Betrachtung 1.100 betroffene Unternehmen aller Rechtsformen ermittelt.<sup>7</sup> Zudem schätzen Blaufus und Lorenz (2009b) ebenfalls auf Grundlage von Daten aus der DAFNE-Datenbank 149 bis 392 betroffene Kapitalgesellschaften. Diesen beiden Studien liegt jedoch ein alter Rechtsstand und jeweils nur eine einperiodige Betrachtung zugrunde. In einer mehrperiodigen Betrachtung und unter Berücksichtigung des jeweils aktuellen Rechtsstand über den Zeitraum von 2008 bis 2012 ermitteln Alberternst und Schwar (2016) zwischen 299 und 337 betroffene Kapitalgesellschaften pro Jahr. Zudem kommen sie zu dem Ergebnis, dass die Berücksichtigung von Zins- und EBITDA-Vorträgen grundsätzlich entlastend wirkt, es aber dennoch zu einer Anhäufung der entsprechenden Vorträge im Zeitablauf kommt. Im Vergleich dazu lag die von der Politik angestrebte Anzahl der Unternehmen, die der Zinsschranke unterliegen sollten, bei 300.<sup>8</sup> Bereits diese Ergebnisse geben Anlass zur Befürchtung, dass die von der Politik angestrebte Anzahl deutlich übertroffen wird. Dies gilt insbesondere vor dem Hintergrund, dass in den Studien von Blaufus und Lorenz (2009b) und Alberternst und Schwar (2016) keine Personenunternehmen in der Schätzung enthalten sind und diese jedoch ca. 85% aller deutschen Unternehmen repräsentieren. Mit der vorliegenden Untersuchung soll (unter anderem) diese Forschungslücke geschlossen werden.

Die Studien von Overesch und Wamser (2010), Buslei und Simmler (2012), Buettner, Overesch, Schreiber und Wamser (2012), Alberternst und Sureth-Sloane (2016) und Dreßler und Scheuring (2015) liefern Indizien dafür, dass Unternehmen auf die Einführung der Zinsschrankenregelungen durch Anpassungen, z.B. durch Veränderung der Finanzierungsstruktur, reagieren. Sie unterscheiden sich jedoch in ihrer Intention, Methodik und in der zugrundeliegenden Datenbasis und somit auch bei den erzielten Ergebnissen. Sie finden Hinweise auf eine Reduktion der Fremdkapitalquote in Reaktion auf die Betroffenheit durch die Zinsschranke zwischen 1% und 5%. Aus den Ergebnissen dieser Studien können jedoch keine Aussagen über die Reaktion von Personenunternehmen auf die Einführung der Zinsschranke gewon-

---

<sup>7</sup> In der Untersuchung von Bach und Buslei (2009) sind alle Rechtsformen enthalten, jedoch weisen die Autoren darauf hin, dass aufgrund der schlechten Datenbasis nur wenige Personenunternehmen in der Stichprobe enthalten sind.

<sup>8</sup> Vgl. o.V. (2006).

nen werden.<sup>9</sup> Die noch nicht beantwortete Forschungsfrage, ob und in welchem Maße auch Personenunternehmen auf die Einführung der Zinsschrankenregelungen durch Anpassungen reagieren, soll mit der vorliegenden Studie nachgegangen werden.

Darüber hinaus wird ein detaillierteres Bild der möglichen Anpassungsreaktionen der Personenunternehmen gegeben, welches die Ausführungen von Alberternst und Sureth-Sloane (2016) zu Kapitalgesellschaften maßgeblich erweitert und die Beurteilung der Erreichung der Ziele des Gesetzgebers, zum Beispiel die Stärkung der Eigenkapitalbasis, damit erstmals für alle Rechtsformen überprüfbar macht.

Nachfolgend wird in Kapitel 2 zunächst die Funktion der deutschen Zinsschranke erläutert. In Kapitel 3 werden theoretische Vorüberlegungen zu Unterschieden zwischen Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften und deren Auswirkungen auf die Betroffenheit angestellt. Darüber hinaus werden die zu untersuchenden Hypothesen erläutert. Kapitel 4 beinhaltet das empirische Modell. Es besteht sowohl aus einer Beschreibung der Methodik, der verwendeten Variablen als auch der Daten. Die Ergebnisse der Untersuchung werden im Kapitel 5 erläutert. Abschließend wird in Kapitel 6 ein Fazit formuliert.

## 2 ZINSSCHRANKENREGELUNG

Im Zuge der Unternehmenssteuerreform 2008 wurde die sogenannte Zinsschranke gemäß § 4h EStG in das deutsche Einkommensteuerrecht eingeführt.<sup>10</sup> Sie gilt für Betriebe aller Rechtsformen. Kapitalgesellschaften haben neben den Regelungen des § 4h EStG jedoch zusätzlich die Bedingungen des § 8a KStG zu beachten. Die Zinsschrankenregelung soll die Anreize zur Unterkapitalisierung mindern und so die Eigenkapitalquoten deutscher Unternehmen stärken und die Verlagerung von Steuersubstrat ins Ausland reduzieren.

Durch die Zinsschranke wird der Grundsatz durchbrochen, dass Zinsaufwendungen als Betriebsausgabe abzugsfähig sind. Demnach sind gemäß § 4h Abs. 1 EStG Zinsaufwendungen nur in Höhe der Zinserträge abzugsfähig, darüber hinaus in Höhe von 30% des steuerlichen *EBITDA*.<sup>11</sup>

Ein Unternehmen ist nicht von der Zinsschranke betroffen, sofern eine der drei folgenden Ausnahmeklauseln des § 4h Abs. 2 EStG greift:

- Freigrenze: Der Saldo aus Zinsaufwendungen und Erträgen beträgt weniger als 3 Mio. €.<sup>12</sup>
- Konzernklausel: Der Betrieb gehört nicht oder nur anteilmäßig zu einem Konzern. Für Kapitalgesellschaften gilt diese Befreiung nur, sofern keine schädliche Gesellschafterfremdfinanzierung im Sinne des § 8a Abs. 2 KStG vorliegt.

---

<sup>9</sup> In der Studie von Buslei und Simmler (2012) sind Personenunternehmen mit der Rechtsform GmbH & Co KG in der Stichprobe enthalten. Jedoch kann kein Rückschluss auf die Reaktion von Personenunternehmen der Rechtsform GmbH & Co KG gezogen werden, da diese nicht separat in den Ergebnissen ausgewiesen werden.

<sup>10</sup> Vgl. BT-Drucksache 16/4841 vom 27.03.2007, S. 31.

<sup>11</sup> *EBITDA* steht für *Earnings Before Interest Taxes Depreciation and Amortisation*. Vgl. § 4h Abs. 1 EStG.

<sup>12</sup> Der erste Entwurf des Gesetzes sah noch eine Freigrenze i.H.v. 1 Mio. Euro vor. Durch rückwirkende Anpassungen fand dieser Betrag aber de facto nie Anwendung. Vgl. BT-Drucksache 17/15 vom 09.11.2009, S. 10 und Hoffmann (2014), Rz. 550.

- Escape-Klausel: Der Betrieb gehört zu einem Konzern und seine Eigenkapitalquote ist am Schluss des vorangegangenen Abschlussstichtages mindestens so hoch wie die des Konzerns. Eine Unterschreitung von bis zu 2% ist unschädlich.<sup>13</sup> Diese Ausnahmeklausel greift nur, wenn keine schädliche Gesellschafterfremdfinanzierung im Sinne des § 8a Abs. 3 KStG vorliegt.

Im Falle einer Organschaft gelten Organgesellschaft und Organträger als ein Betrieb. Nach Anwendung der Zinsschranke verbleibende nicht abziehbare Zinsaufwendungen dürfen unbeschränkt in die folgenden Wirtschaftsjahre vorgetragen werden (Zinsvortrag).<sup>14</sup> Nachträglich eingeführt wurde der *EBITDA*-Vortrag.<sup>15</sup> Hiernach kann ein verbleibendes steuerliches *EBITDA* vorgetragen werden, soweit das verrechenbare *EBITDA* die um die Zinserträge geminderten Zinsaufwendungen des Betriebs übersteigt. Das gilt jedoch nicht, sofern eine der Ausnahmeklauseln greift. Der Vortrag ist auf maximal fünf Wirtschaftsjahre begrenzt. Für die Jahre 2007 bis 2009 erlaubt das Gesetz auf Antrag die Ermittlung eines fiktiven *EBITDA*-Vortrags, welcher erstmalig 2010 genutzt werden kann.<sup>16</sup>

### 3 THEORETISCHE VORÜBERLEGUNGEN

#### 3.1 VERTEILUNG DER RECHTSFORMEN

Die Umsatzsteuerstatistik des Statistischen Bundesamtes eignet sich, um einen Überblick über die Verteilung der Rechtsformen in Deutschland zu geben, da die Umsatzsteuer für alle Rechtsformen in gleicher Weise erhoben wird. In Abbildung 1 ist die prozentuale Aufteilung der Rechtsformen für die Jahre 2011 und 2012 ermittelten 3.190.624 umsatzsteuerpflichtigen Personen und Unternehmen dargestellt, die einen höheren Umsatz als 17.500 € aufweisen. Es ist zu erkennen, dass mit 68,05% und 13,06% der Anteil von natürlichen Personen und Einzelunternehmern sowie Personenunternehmen erheblich über dem der Kapitalgesellschaften (16,13%) liegt. Aus dieser Verteilung kann geschlossen werden, dass eine alleinige Betrachtung von Kapitalgesellschaften nicht zweckmäßig für die Beurteilung der Relevanz der Zinsschranke für die Gesamtheit der deutschen Unternehmen ist.

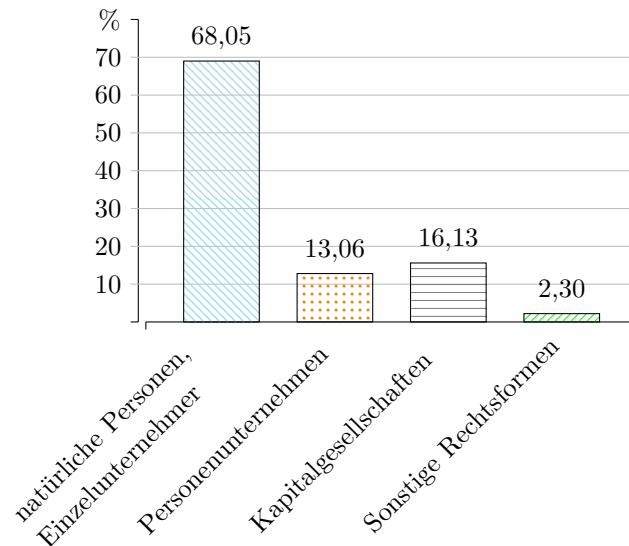
Die mit der Unternehmenssteuerreform 2008 eingeführte Zinsschranke soll insbesondere große Unternehmen daran hindern, sich im Übermaß durch Fremdkapital zu finanzieren und Gewinne ins niedriger besteuerte Ausland zu verlagern. Um einen ersten Eindruck von der Anzahl der möglichen betroffenen Unternehmen zu erlangen ist in Abbildung 2 die prozentuale Ver-

<sup>13</sup> Bei Einführung galt hier noch eine maximale Unterschreitung von 1%. Im Zuge des Wachstumsbeschleunigungsgesetz wurde dieser Wert dauerhaft auf 2% erhöht. Vgl. BT-Drucksache 17/15 vom 09.11.2009, S. 4.

<sup>14</sup> Unter bestimmten Bedingungen, wie beispielsweise der Aufgabe oder Übertragung des Betriebs, kann es zum Untergang des Zinsvortrags kommen. Vgl. Schaden und Käshammer (2007), S. 2318 ff.

<sup>15</sup> Vgl. BT-Drucksache 17/15 vom 09.11.2009, S. 10.

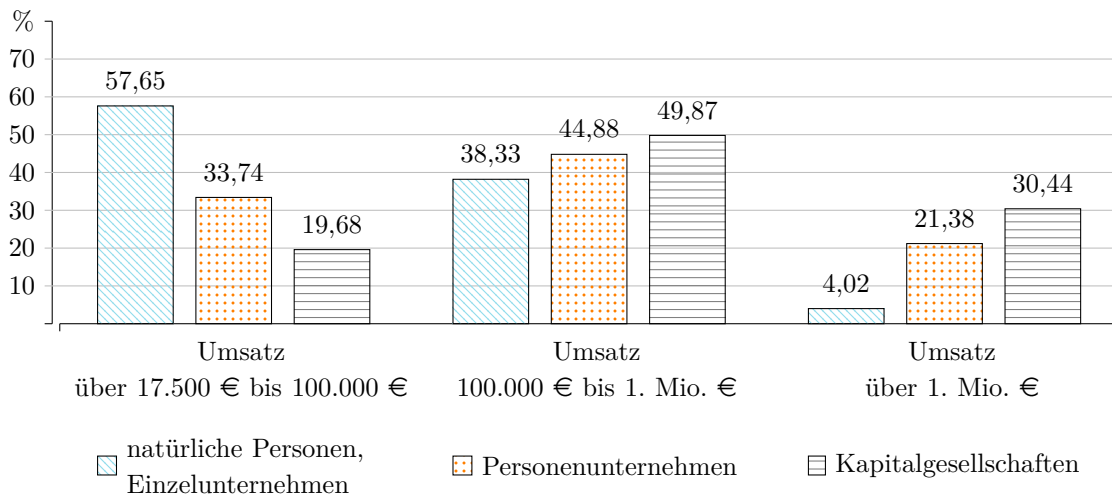
<sup>16</sup> Ähnlich wie beim Zinsvortrag kann es auch zu einem Untergang des *EBITDA*-Vortrags kommen, wenn z.B. der Betrieb aufgegeben oder übertragen wird. Vgl. Herzig (2010), S. 694.



Quelle: Vgl. Statistisches Bundesamt (DeStatis) (2016).

Abbildung 1: Prozentuale Verteilung der Rechtsformen anhand der gemittelten Umsatzsteuerstatistiken der Jahre 2011 und 2012 für Unternehmen, deren Umsatz größte 17.500 € ist. Die Auswahl der Jahre 2011 und 2012 erfolgt analog zur nachfolgenden Betrachtung nach Größenklassen

teilung der Rechtsformen nach Größenklassen des Umsatzes gemittelt für die Jahre 2011 und 2012, für Steuerpflichtige deren, Umsatz größer als 17.500 € ist, dargestellt.<sup>17</sup>



Quelle: Vgl. Statistisches Bundesamt (DeStatis) (2016).

Abbildung 2: Prozentuale Verteilung der Rechtsformen auf Größenklassen anhand der gemittelten Umsatzsteuerstatistiken der Jahre 2011 und 2012 für Unternehmen, deren Umsatz größer 17.500 € ist

Insgesamt sind 95,98% aller natürlichen Personen und Einzelunternehmen in den Umsatzklassen bis 1. Mio. € eingeordnet. Mit einem Umsatz von max. 1. Mio. € erscheint es sehr unwahrscheinlich, die Freigrenze von 3. Mio. € Nettozinsaufwendungen zu überschreiten

<sup>17</sup> Die Verteilung der Rechtsformen nach Größenklassen des Umsatz kann nur gemittelt für die Jahre 2011 und 2012 angegeben werden, da diese Informationen vor 2011 nicht in der Umsatzsteuerstatistik enthalten sind.

und somit von der Zinsschranke betroffen zu sein. Dies bestärkt ebenfalls die beispielhafte Gegenüberstellung der Nettozinserträge und des Umsatzes für das Jahr 2008 in Abbildung 9 im Anhang. Demnach ist davon auszugehen, dass gegenüber den vorherigen Vermutungen die Zinsschrankenregelung für natürliche Personen und Einzelunternehmer nahezu irrelevant ist. Darüber hinaus ist in Abbildung 2 zu erkennen, dass bei der Größenklasse bei einem Umsatz größer 1. Mio. € der Anteil der Kapitalgesellschaften mit 30,44% ca. 10% größer ist als bei den Personenunternehmen. Jedoch fallen ca. 21,38% der Personenunternehmen in diese Größenklasse, sodass hier ebenso wie bei den Kapitalgesellschaften auf Grundlage der Größe von einer Relevanz der Zinsschranke ausgegangen werden kann.

### 3.1.1 UNTERSCHIEDE PERSONENUNTERNEHMEN ZU KAPITALGESELLSCHAFTEN

Um später in der Lage zu sein, die Ergebnisse für Personenunternehmen mit denen aus den Studien zu Kapitalgesellschaften vergleichen zu können, ist es notwendig die Unterschiede zwischen den Rechtsformen genauer zu betrachten. Zwischen Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften gibt es eine Vielzahl von nicht steuerlichen Faktoren, die die Rechtsformwahl beeinflussen können. Hier sind beispielsweise Unterschiede bei der Haftung, der Geschäftsführerbefugnis, den Finanzierungsmöglichkeiten oder den Publizitätspflichten zu nennen.<sup>18</sup>

Grundsätzlich werden Kapitalgesellschaften nach dem Trennungs- und Personenunternehmen nach dem Transparenzprinzip besteuert. Demzufolge ist bei Kapitalgesellschaften die Ebene der Gesellschafter von der Ebene der Gesellschaft getrennt. Aufgrund der uneinheitlichen Besteuerung der einzelnen Rechtsformen kann es zu unterschiedlichen Gesamtsteuerbelastungen kommen, die jedoch in vielen Fällen nicht gravierend ausfallen.<sup>19</sup> Demnach ist zu vermuten, dass die Folgen einer Mehrbelastung durch die Nichtabzugsfähigkeit von Zinsaufwendungen in vielen Fällen rechtsformunabhängig ist. Bei möglichen Anpassungsreaktionen hingegen ist zu erwarten, dass Personenunternehmen vor dem Hintergrund des Transparenzprinzips bei unternehmerischen Entscheidungen alle Anteilseigner berücksichtigen müssen und hierdurch wesentlich handlungsunfähiger sind.

Auch wenn die Gesamtsteuerbelastung für alle Rechtsformen nahezu gleich ist und hierdurch keine Unterschiede zu erwarten sind, könnte es jedoch strukturelle Unterschiede zwischen den Rechtsformen hinsichtlich der effektiven Steuersätze (Effective Tax Rate (ETR)) geben. Diese können unter anderem durch die Anteilseignerstruktur ausgelöst werden, die sich zwischen den verschiedenen Rechtsformen unterscheiden. So werden viele durch Familien oder eine geringe Anzahl an Gesellschaftern geführte Gesellschaften eher in der Rechtsform der Personenunternehmen und Gesellschaften mit einer großen Anzahl an Gesellschaftern eher in der Rechtsform der Kapitalgesellschaft geführt. Dass die Struktur der Gesellschafter einen

---

<sup>18</sup> Vgl. König, Maßbaum und Sureth (2013), S. 6–9.

<sup>19</sup> Vgl. König, Maßbaum und Sureth (2013), S. 159. Dies trifft insbesondere für den Fall einer ausschüttenden Kapitalgesellschaft im Vergleich zu einer Personenunternehmen mit hohen Einkünften im Bereich des Spitzensteuersatzes zu. Da zu vermuten ist, dass nur große Gesellschaften von der Zinsschranke betroffen sind, die Einkünfte im Bereich des Spitzensteuersatzes erzielen, kann diese Annahme als realitätsnah angesehen werden.



Einfluss auf die ETR hat, zeigen beispielsweise Chen, Chen, Cheng und Shevlin (2010), die in ihrer Untersuchung Evidenz dafür finden, dass Familienunternehmen sich weniger steueraggressiv verhalten, als nicht Familienunternehmen. Hingegen illustrieren Lin, Mills und Zhang (2014) anhand einer chinesischen Steuerreform, dass nicht börsennotierte Unternehmen viel stärker als börsennotierte Gesellschaften auf diese reagieren. Dagegen kommt Pierk (2016) zu dem Ergebnis, dass börsennotierte Unternehmen steueraggressiver handeln als nicht börsennotierte Unternehmen.

Die Ausnahmetatbestände der Zinsschrankenregelung werden durch § 8a Abs. 2 KStG i.v.m. § 4h Abs. 2 EstG (schädliche Gesellschafterfremdfinanzierung) für Kapitalgesellschaften eingeschränkt. Demnach ist eine Vergütung der Gesellschafterfremdfinanzierung in Höhe von mehr als 10% der Nettozinsaufwendungen schädlich, wenn eine Beteiligung des Anteilseigners von mehr als 25% vorliegt. Da die Regelung zur Anwendung der Zinsschranke für Kapitalgesellschaften umfassender ist, ist zu vermuten, dass diese häufiger von der Zinsschranke betroffen sind als Personenunternehmen.<sup>20</sup>

Hinsichtlich der Ausgestaltung des Gesetzestextes der Zinsschranke ist mit Ausnahme der zuvor dargestellten Unterschiede bei der Gesellschafterfremdfinanzierung keine differenzierte Wirkungsweise und damit verbundene Auswirkungen auf die Betroffenheit zu erwarten.

	Personenunternehmen				
	Einzelunternehmung	OHG	KG	GbR	GmbH & Co. KG
Publizitätspflicht	nicht vorgeschrieben	nicht vorgeschrieben	nicht vorgeschrieben	nicht vorgeschrieben	Veröffentlichung nach § 264a HGB

	Kapitalgesellschaften		
	GmbH	AG	KGaA
Publizitätspflicht	mittelgroße und große GmbH abhängig von Bilanzsumme, Umsatz, Anzahl Arbeitnehmer	Veröffentlichung nach § 160 AktG	Veröffentlichung nach § 160 AktG

Quelle: Vgl. Traunreut (2010).

Tabelle 1: Übersicht der Publizitätspflichten von Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften

Die Publizitätspflicht knüpft in Deutschland an den Unternehmensträger an. Wie in Tabelle 1 dargestellt, unterscheiden sich die Publizitätspflichten grundlegend zwischen Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften. Personenunternehmen unterliegen keiner grundsätzlichen Publizitätspflicht gem. PubliG. Sie sind jedoch dazu verpflichtet, die Jahresabschlüsse offen zu legen, wenn sie zwei der drei folgenden Kriterien in drei aufeinander folgenden Jahren überschreiten: Bilanzsumme über 65 Mio. €, Jahresumsatz größer 130 Mio. € und Arbeitnehmeranzahl größer 5.000.<sup>21</sup> Abweichend davon sind Personenhandelsgesellschaften ohne eine natürliche Person als persönlich haftender Gesellschafter (z.B. die GmbH & Co. KG) gem. § 264a HGB zur Offenlegung der Jahresabschlüsse angewiesen.<sup>22</sup> Hingegen sind Kapitalgesell-

<sup>20</sup> In der vorliegenden Studie kann diese These jedoch nicht überprüft werden, da keine Daten über die Anteilseignerstrukturen in ausreichender Qualität vorliegen.

<sup>21</sup> Vgl. § 1 Abs. 1 PubliG und Traunreut (2010).

<sup>22</sup> Vgl. Traunreut (2010).

schaften nach § 325 HGB dazu verpflichtet den festgestellten oder gebilligten Jahresabschluss, den Lagebericht und den Bestätigungsvermerk oder den Vermerk über dessen Versagung sowie den Bericht des Aufsichtsrats und die nach § 161 des Aktiengesetzes vorgeschriebene Erklärung zu veröffentlichen. Gemäß § 326 HGB gelten größenabhängige Erleichterungen für kleine Kapitalgesellschaften und Kleinstkapitalgesellschaften bei der Offenlegung.

Die unterschiedlichen gesetzlich vorgeschriebenen Publizitätspflichten für Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften haben zur Folge, dass die verfügbare Datenbasis für empirische Untersuchungen unterschiedlich ist. Insbesondere für Personenunternehmen sind weniger detaillierte Daten verfügbar. Damit sind die Untersuchungen abhängig von freiwilligen Angaben der Unternehmen oder Angaben aufgrund von größenabhängigen Verpflichtungen oder besonderer Vorschriften. Dass kleine Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften von den Publizitätspflichten ausgenommen sind, ist für die folgende Analyse unerheblich, da davon auszugehen ist, dass diese nicht, sondern vor allem mittelgroße bis große Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften von der Zinsschranke betroffen sein dürften.

### 3.2 FORSCHUNGSFRAGEN UND HYPOTHESEN

In der vorliegenden Studie untersuche ich empirisch, ob die Einführung der Zinsschranke auch einen signifikanten Einfluss auf die Finanzierungsentscheidungen von Personenunternehmen hat und wie viele Personenunternehmen tatsächlich durch die Zinsschrankenregelung im Zeitablauf betroffen sind. Diese Ergebnisse sollen dann im Verhältnis zu den Erkenntnissen aus den Beiträgen von Alberternst und Schwar (2016) und Alberternst und Sureth-Sloane (2016) für Kapitalgesellschaften betrachtet werden. Die der Untersuchung zugrundeliegenden Modelle und Hypothesen bauen auf eben diesen Beiträgen auf und werden im Folgenden daher nur kurz skizziert.<sup>23</sup>

Auf Basis von Handelsbilanz- und Jahresabschlussdaten der Jahre 2008 bis 2012 aus der DAFNE-Datenbank untersuchen Alberternst und Schwar (2016) die Relevanz der Zinsschranke unter Berücksichtigung einer balancierten Panelstruktur in den Daten nach Inkrafttreten der Reform für Kapitalgesellschaften. Darauf aufbauend werde ich für Personenunternehmen schätzen, wie viele Unternehmen tatsächlich von dem Zinsaufwandsabzugsverbot betroffen sind und wie viele Jahre die Zinsschranke in der Regel Anwendung findet.<sup>24</sup> Des Weiteren wird die Entwicklung und der Einfluss von Zins- und *EBITDA*-Vorträgen ebenso wie ein Brancheneinfluss analysiert.

Alberternst und Sureth-Sloane (2016) untersuchen, ob die Unternehmen auf die Einführung der Zinsschranke durch eine Veränderung der Finanzierungsstruktur (Eigen- oder Fremdkapital) reagieren. Hierzu identifizieren sie Kapitalgesellschaften, die theoretisch von der Zinsschranke im Jahr 2006 vor der Reform betroffen gewesen wären und vergleichen deren Reakti-

---

<sup>23</sup> Für eine umfassende Darstellung vgl. Alberternst und Schwar (2016) und Alberternst und Sureth-Sloane (2016).

<sup>24</sup> Abweichend zu Alberternst und Schwar (2016) kann keine steuerliche Mehrbelastung für Personenunternehmen geschätzt werden, da Informationen zu den individuellen Steuersätzen der Anteilseigner aufgrund des Steuergeheimnisses nicht vorliegen.

on mit der von Unternehmen, die nicht von der Zinsschranke betroffen sind. Darauf aufbauend untersuche ich folgende Hypothesen analog für Personenunternehmen:

*Hypothese H1:*

Personenunternehmen, die die Kriterien der Betroffenheit von der Zinsschranke vor der Unternehmenssteuerreform 2008 erfüllen, reduzieren ihr Fremdkapital nach der Einführung der Reform stärker als die Unternehmen, die diese Kriterien vor der Reform nicht erfüllen.

*Hypothese H2:*

Personenunternehmen, die die Kriterien der Betroffenheit von der Zinsschranke vor der Unternehmenssteuerreform 2008 erfüllen, reduzieren ihr Fremdkapital nach der Einführung der Reform stärker, wenn sie keine Liquiditätsprobleme aufweisen.

## 4 EMPIRISCHES MODELL

### 4.1 ALLGEMEIN

Die Operationalisierung der Schätzung der Betroffenheit von der Zinsschranke wird im Folgenden aus Alberternst und Schwar (2016) übernommen. In Analogie zum Prüfschema aus Abbildung 10 im Anhang wird für jedes Unternehmen der Stichprobe für die Jahre 2006 bis 2012 die Betroffenheit approximiert.<sup>25</sup> Der Nettozinsertrag (*NZE*) ist wie folgt definiert:

$$NZE = Zinsertrag - Zinsaufwand. \quad (1)$$

Das steuerliche *EBITDA* wird für jedes Unternehmen gemäß dem Rechenschema aus Tabelle 2 ermittelt.<sup>26</sup> Mit Sternchen (\*) gekennzeichnete Felder werden hier und im Folgenden mit Null angenommen, sofern keine Daten vorliegen.<sup>27</sup>

Ausgehend vom handelsrechtlichen Jahresüberschuss werden steuerliche Korrekturen vorgenommen. Zu den Korrekturen gehört die Neutralisierung von handelsrechtlichen Rückstellungen für drohende Verluste aus schwebenden Geschäften sowie Rückstellungen für ungewisse Verbindlichkeiten.<sup>28</sup> Eine weitere Korrektur ist bei den Erträgen aus Beteiligungen notwendig.

---

<sup>25</sup> Für eine verbesserte Übersichtlichkeit wurde in den nachfolgenden Gleichungen auf eine Kennzeichnung des Jahres *t* verzichtet. Eine Ausnahme bilden Gleichungen, in die Werte verschiedener Jahre einfließen.

<sup>26</sup> Vgl. Blaufus/Lorenz (2009b), S. 523, auf deren Approximation das hier genutzte Schema fußt.

<sup>27</sup> Dieses Vorgehen ist konsistent mit Blaufus und Lorenz (2009b), Alberternst und Schwar (2016) und Albert-ernst und Sureth-Sloane (2016). Das so berechnete *EBITDA* ist für die Unternehmen, für die Daten mit (\*) gekennzeichneten Variablen vorliegen, genauer. Hierdurch wird eine exaktere Abbildung der gesetzlichen Regelungen erreicht. In der zugrundeliegenden Stichprobe ist das ermittelte *EBITDA* im Durchschnitt um 0,24 Mio. € größer, als ohne Berücksichtigung der mit (\*) gekennzeichneten Variablen. Insgesamt kann in einem Robustness Check gezeigt werden, dass diese Annahme keinen wesentlichen Einfluss auf die Ergebnisse hat.

<sup>28</sup> Rückstellungen für drohende Verluste aus schwebenden Geschäften sind steuerlich grundsätzlich nicht zulässig und Rückstellungen für ungewisse Verbindlichkeiten sind zum Teil steuerlich nicht zulässig. Vgl. Scheffler (2011), S. 283-291. Da die Daten für eine fallweise Unterscheidung nicht präzise genug sind, wurden diese Rückstellungen im Sinne einer vorsichtigen Schätzung vollständig herausgerechnet.

	Jahresüberschuss
±	Δ Rückstellungen für drohende Verluste aus schw. Geschäften*
±	Δ Rückstellungen für ungewissen Verbindlichkeiten*
+	Erträge aus Beteiligungen*
±	Latente Steuern*
±	Steuern vom Einkommen und Ertrag*
=	Zu versteuerndes Einkommen bzw. maßgeblicher Gewinn
+	Abschreibungen
-	Nettozinsenertrag ( <i>NZE</i> )
=	Steuerliches <i>EBITDA</i>

*Tabelle 2: Berechnung des steuerlichen EBITDA*

Vereinfachend wird hier davon ausgegangen, dass es sich ausschließlich um Erträge aus Beteiligungen an Kapitalgesellschaften handelt, die zu 95% steuerfrei sind (§ 8b Abs. 1 KStG).<sup>29</sup> Auf die Abbildung des 5% Betriebsausgabenabzugsverbots i.S.d. § 8b Abs. 3 KStG wird vereinfachend verzichtet.<sup>30</sup> Latente Steuern dienen im Handelsrecht dazu, Differenzen zwischen steuerrechtlichen und handelsrechtlichen Ansätzen abzubilden.<sup>31</sup> Diese sind demnach ebenfalls zu eliminieren. Wird zudem die gebuchte Körperschaftsteuerzahlung herausgerechnet, so ergibt sich zunächst das approximierte zu versteuernde Einkommen (zvE).<sup>32</sup> Gemäß § 4h Abs. 1 EStG werden zur Ermittlung des steuerlichen *EBITDA* die Abschreibungen und der Nettozinsaufwand hinzuaddiert.

Die Ausnahmeklauseln werden wie folgt modelliert:

1. Der Nettozinsaufwand größer als 3 Mio. € ist.
2. Ein Unternehmen wird im Jahr  $t$  als konzernzugehörig betrachtet, wenn in der DAFNE-Datenbank eine globale und/oder eine nationale Konzernmutter namentlich benannt wird.<sup>33</sup> Handelt es sich um ein Mutterunternehmen, so wird das Unternehmen selbst als globale/nationale Konzernmutter in der DAFNE-Datenbank geführt.
3. Die Eigenkapitalquote zwischen Konzernmutter und Konzerntochter nicht mehr als 1% (2%) nach unten abweicht.<sup>34</sup>

<sup>29</sup> Grundsätzlich könnten hier auch Beteiligungen aus Personenunternehmen enthalten sein, welche transparent besteuert werden. Vgl. Bach und Buslei (2009), S. 10.

<sup>30</sup> Dieses Vorgehen ist konsistent mit Blaufus und Lorenz (2009b), S. 509, Alberternst und Sureth-Sloane (2016) und Alberternst und Schwar (2016).

<sup>31</sup> Vgl. Baetge, Kirsch und Thiele (2012), S. 543 f.

<sup>32</sup> Neben anderen Faktoren sind es insbesondere auch steuerfrei Einnahmen und nichtabziehbare Betriebsausgaben, welche das steuerliche Ergebnis beeinflussen. Vgl. Scheffler (2012), S. 197 f für eine Übersicht aller theoretisch notwendigen Korrekturen. Diesbezüglich liegen (neben den genannten Punkten) keine Daten vor und somit können diese nicht korrigiert werden. Vgl. Bach und Buslei (2009), S. 10.

<sup>33</sup> Diese Informationen werden in der Datenbank nicht für jedes der betrachteten Jahre einzeln ausgewiesen, sondern gehen zeitkonstant in das Modell ein. Die DAFNE-Datenbank erlaubt es, die Definition einer Konzernmutter anzupassen. Für die vorliegende Untersuchung gilt ein Unternehmen als Konzernmutter, wenn eine Mindestbeteiligung von 50,01% vorliegt. Innerhalb des Konzerns wurde als Konzernmutter das Unternehmen definiert, welches keine Gesellschafter oder Gesellschafter mit unbekannter Beteiligung vorweist. Ein vergleichbares Vorgehen nutzen Alberternst und Sureth-Sloane (2016), S. 12 und Blaufus und Lorenz (2009a), S. 523.

<sup>34</sup> Als Grenze für den Eigenkapitalquotenvergleich wird für die Jahre 2008 und 2009 1% für 2010 bis 2012 2% angesetzt, da der Gesetzgeber im Zeitverlauf die Freigrenze von 1% auf 2% angehoben hat. Auf die

4. Für die Auswertung wird angenommen, dass ein Unternehmen im Jahr  $t$  eine Organisationsgesellschaft ist, wenn der Jahresüberschuss null ist und eine Gewinn- bzw. Verlustabführung aufgrund eines Gewinn- oder Teilgewinnabführungsvertrags gebucht wurde.<sup>35</sup>

Sofern Zinsen nicht vollständig abgezogen werden dürfen, können diese im Rahmen des Zinsvortrags in nachfolgende Perioden vorgetragen werden. Dieser Zinsvortrag ist seit erstmaliger Anwendung der Regelung im Jahre 2008 möglich.

Nicht genutztes Abzugspotenzial in Form des steuerlichen *EBITDA* kann unter bestimmten Bedingungen zeitlich begrenzt<sup>36</sup> vorgetragen werden. Dieser Vortrag ist fiktiv bereits seit 2007 möglich, wobei eine erstmalige Nutzung erst 2010 möglich ist. Auch diese Einschränkung wurde in das Modell einbezogen. Nicht modelliert wurde jedoch die Tatsache, dass der fiktive *EBITDA*-Vortrag eine antragsgebundene Klausel ist. Ich gehe davon aus, dass bei allen Unternehmen, bei denen ein fiktiver *EBITDA*-Vortrag entsteht bzw. entstehen könnte, dieser Antrag tatsächlich gestellt wird.<sup>37</sup> Tabelle 3 veranschaulicht zusammenfassend, welche Veränderungen der Gesetzesgrundlage berücksichtigt werden.

	2007	2008	2009	2010-2012
Anwendung der Zinsschranke	Nein	Ja	Ja	Ja
Zinsvortrag	Nicht möglich	möglich	möglich	möglich
<i>EBITDA</i> -Vortrag	Fiktiv möglich	Fiktiv möglich	Fiktiv möglich	Vollumfänglich in Kraft
EK-Klausel: Max. Abweichung	1%	1%	1%	2%

*Anmerkungen:* Die Tabelle stellt die Veränderung der Rechtsgrundlage der Zinsschranke im Zeitablauf dar, soweit sie in das empirische Modell eingeflossen sind.

Tabelle 3: Veränderung der Rechtsgrundlage

#### 4.1.1 BETROFFENE UNTERNEHMEN UND KENNZAHLEN

Die Forschungsfragen in Bezug auf die Anzahl der Personenunternehmen, die tatsächlich von der Zinsschrankenregelung betroffen sind, werden durch eine deskriptive Auswertung der Paneldaten für die Jahre 2008 bis 2012 untersucht. Hierzu werden zunächst die im jeweiligen Jahr betroffenen Unternehmen anhand der zuvor dargestellten Operationalisierung ermittelt. Darüber hinaus werden die im Folgenden dargestellten Kennzahlen verwendet. Für eine detaillierte Begründung der Auswahl und Erläuterung der erwarteten Wirkrichtung wird auf die Studie von Alberternst und Schwar (2016) verwiesen.

---

Berechnung des korrigierten Eigenkapital und Bilanzsumme bei der Konzernmutter wird aus Vereinfachungsgründen verzichtet.

<sup>35</sup> Vgl. Alberternst und Sureth-Sloane (2016), S. 12. Ähnlich auch Hoppe, Maiterth und Sureth-Sloane (2016), S. 12.

<sup>36</sup> Die zeitliche Begrenzung von fünf Jahren spielt für die vorliegende Untersuchung keine Rolle, da der zeitliche Horizont kürzer ist.

<sup>37</sup> In welchen Fällen dieser Antrag unter Umständen nicht sinnvoll ist, wird von Herzig (2010), S. 691 f. ausgeführt.

Wie in Gleichung (2) dargestellt ist die *Fremdkapitalquote* ( $\lambda$ ) definiert als das Verhältnis zwischen Fremdkapital ( $FK$ ) und Bilanzsumme ( $BS$ )

$$\lambda = \frac{FK}{BS} . \quad (2)$$

Im Folgenden wird jedes Unternehmen anhand des WZ2008 Tätigkeitscodes des Statistischen Bundesamtes einer *Branche* zugeordnet. Insgesamt ergibt sich eine Klassifikation in 19 Wirtschaftszweige.<sup>38</sup>

Im Rahmen der vorliegenden Untersuchung gilt ein Unternehmen als  *Holding*, wenn der Anteil der Finanzanlagen an der Bilanzsumme über 75% beträgt.<sup>39</sup> Es ist zu bedenken, dass Holdinggesellschaften häufig nicht dazu verpflichtet sind, eine GuV zu veröffentlichen, weshalb vermutlich viele von ihnen in Ermangelung der Daten zur Approximation der Zinsschranke aus dem Datensatz eliminiert wurden.<sup>40</sup> Die tatsächliche Anzahl der betroffenen Holdinggesellschaften liegt demnach unter Umständen deutlich höher.

Zur Bestimmung der *Rentabilität* eines Unternehmens werden die Gesamtkapital-, Eigenkapital- und Umsatzrentabilität gemäß nachfolgender Definitionen herangezogen. Die Gesamtkapitalrentabilität ( $GK_{Rent}$ ) setzt den Jahresüberschuss ( $J\ddot{U}$ ) erhöht um Zinsaufwendungen ( $ZA$ ) und vermindert um Zinserträge ( $ZE$ ) in Relation zur Bilanzsumme ( $BS$ ):

$$GK_{Rent} = \frac{J\ddot{U} + ZA - ZE}{BS} . \quad (3)$$

Die Eigenkapitalrentabilität ( $EK_{Rent}$ ) ist durch das Verhältnis von Jahresüberschuss ( $J\ddot{U}$ ) und Eigenkapital ( $EK$ ) definiert:

$$EK_{Rent} = \frac{J\ddot{U}}{EK} . \quad (4)$$

Als letzte Kennzahl zur Rentabilität eines Unternehmens wird die Umsatzrentabilität ( $UE_{Rent}$ ) berechnet. Sie ergibt sich aus Jahresüberschuss ( $J\ddot{U}$ ) dividiert durch die Umsatzerlöse ( $UE$ ):

$$UE_{Rent} = \frac{J\ddot{U}}{UE} . \quad (5)$$

Zur Bestimmung der *Größe eines Unternehmens* werden die Bilanzsumme, die Anzahl der Mitarbeiter und der Umsatz herangezogen.<sup>41</sup>

Als Proxy für die *Kreditsicherheiten* eines Unternehmens wird nachfolgend der in der Bilanz ausgewiesene Wert des Anlagevermögens ( $AV$ ) genutzt. Um den Wert zwischen Unternehmen verschiedener Größen vergleichbar zu machen, wird das Anlagevermögen in Relation zur

---

<sup>38</sup> Eine Übersicht der Brancheneinteilung ist in Tabelle 11 enthalten.

<sup>39</sup> Vgl. Blaufus und Lorenz (2009b), S. 524.

<sup>40</sup> Vgl. Bach und Buslei (2009), S. 7.

<sup>41</sup> Vgl. Blaufus und Lorenz (2009b), S. 511. Diese Größenmerkmale werden beispielsweise auch im § 267 HGB zur Größenklassifikation herangezogen.

jeweiligen Bilanzsumme ( $BS$ ) betrachtet. Die sogenannte Sicherheitenquote ( $SQ$ ) ist nachfolgend definiert als:<sup>42</sup>

$$SQ = \frac{AV}{BS} . \quad (6)$$

Das *operative Risiko* ( $OR$ ) eines Unternehmens wird im Rahmen der Untersuchung durch die Schwankung des steuerlichen  $EBITDA$  (abgebildet durch die Varianz des  $EBITDA$ ) im Verhältnis zur Summe der Verbindlichkeiten ( $VERB$ ) definiert. Eine höhere Varianz wird als höheres Risiko interpretiert, wobei auch diese Größe relativ betrachtet werden muss, weshalb eine Betrachtung in Relation zur Höhe der Verbindlichkeiten zweckmäßig erscheint.<sup>43</sup>

$$OR = \frac{Var(EBITDA)}{VERB} . \quad (7)$$

Die jeweilige Varianz des  $EBITDA$  wird für jedes Unternehmen separat über die Zeit von 2008 bis 2012 bestimmt. Sie ist somit konstant in diesem Zeitraum und eine Veränderung in der Variable operatives Risiko ( $OR$ ) wird durch Veränderungen in der Höhe der Verbindlichkeiten hervorgerufen.

Ein gängiger Wert zur Approximation des *Insolvenzrisikos* ist der  $ZSCORE$ . Im Folgenden wird eine den abgerufenen Daten angepasste Version des  $ZSCORE$  nach Altman (2013) verwendet. Dieser Wert sei im Folgenden definiert als:

$$\begin{aligned} ZSCORE = & 0.717 \cdot \frac{UV - krzfb. VERB}{BS} + 0.847 \cdot \frac{GR}{BS} + 3.107 \cdot \frac{EBIT}{BS} \\ & + 0.420 \cdot \frac{EK}{VERB} + 0.998 \cdot \frac{UE}{BS} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\text{mit : } EBIT = J\ddot{U} - NZE + Steuern .$$

wobei  $UV$  das Umlaufvermögen,  $krzfb. VERB$  die kurzfristigen Verbindlichkeiten,  $BS$  die Bilanzsumme,  $GR$  die Gewinnrücklagen,  $EBIT$  die Earnings ( $J\ddot{U}$ ) before Interest ( $ZA$  und  $ZE$ ) and Taxes (Ertragsteuern) und  $EK$  das Eigenkapital ist. Je niedriger der  $ZSCORE$ , desto höher ist das geschätzte Risiko einer Insolvenz.

Die *Liquidität* eines Unternehmens wird im Rahmen der Untersuchung operationalisiert durch die Liquidität 3. Grades, auch bekannt als Current Ratio ( $CR$ ). Die Berechnung lautet:

$$CR = \frac{UV}{krzfb. VERB} . \quad (9)$$

Um das *Innenfinanzierungsvolumen* eines Unternehmens im jeweiligen Jahr  $t$  zu quantifizieren, wird nachfolgend der Quotient Return on Operative Cash-Flow ( $ROCF$ ) aus dem

<sup>42</sup> In Anlehnung an Blaufus und Lorenz (2009b), S. 511 und 524.

<sup>43</sup> Vgl. Blaufus und Lorenz (2009b), S.512.

approximierten Operativen Cash-Flow (*OCF*) und der Bilanzsumme herangezogen.<sup>44</sup> Da der operative Cash-Flow nicht direkt den Daten zu entnehmen ist, muss dieser aus dem Jahresüberschuss abgeleitet werden, indem um nicht Cash-Flow wirksame Positionen korrigiert wird. Tabelle 16 im Anhang stellt die genutzte Approximation dar.

Um auch hier der unterschiedlichen Größe von Unternehmen gerecht zu werden, wird dieser Wert in Relation zur Bilanzsumme gesetzt:

$$ROCF = \frac{OCF}{BS}. \quad (10)$$

#### 4.1.2 REAKTION DER BETROFFENEN UNTERNEHMEN

Zur Untersuchung der Hypothesen H1 und H2 wird der in Alberternst und Sureth-Sloane (2016) vorgestellte Difference in Difference (DiD) Ansatz verwendet. Bei diesem Ansatz wird die Stichprobe in eine Gruppe von Unternehmen, die von der Zinsschranke betroffen sind (*BETROFFEN* = 1) und eine Kontrollgruppe (*BETROFFEN* = 0) aufgeteilt. Personenunternehmen gehören zur Gruppe der betroffenen Unternehmen, wenn sie im Jahr 2006 potenziell von der Zinsschranke betroffen gewesen wären. Hierzu wird die zu Beginn des Kapitels 4 dargestellte Operationalisierung unter den im ursprünglichen Gesetzentwurf enthaltenen Prämissen angewendet.<sup>45</sup> Darüber hinaus wird die Stichprobe durch die Dummyvariable *ZEIT* in Beobachtungen vor und nach der Reform 2008 aufgeteilt. Für Beobachtungen vor 2008 nimmt *ZEIT* den Wert eins und null für Daten nach der Reform an. Lediglich die Variable des nominalen Steuersatzes (*NSS*) kann nicht aus dem Modell von Alberternst und Sureth-Sloane (2016) übernommen werden, da für Personenunternehmen der persönliche Einkommensteuersatz des Gesellschafters erforderlich wäre und aufgrund des Steuergeheimnisses keine Informationen zum persönlichen Steuersatz der Anteilseigner vorliegen.<sup>46</sup> Im Folgenden wird die Veränderung der Fremdkapitalquote im Zeitablauf untersucht, welche definiert ist als:

$$\Delta\lambda = \lambda_t - \lambda_{t-1}. \quad (11)$$

Zur Untersuchung der Hypothese H1 wird das folgende Modell für  $\Delta\lambda$  geschätzt:<sup>47</sup>

$$\begin{aligned} \Delta\lambda = & \beta_0 + \beta_1 \cdot ZEIT + \beta_2 \cdot BETROFFEN + \beta_3 \cdot BETROFFEN \cdot ZEIT \\ & + \beta_4 \cdot UMSATZ(\ln) + \beta_5 \cdot SQ + \beta_6 \cdot GK_{Rent} + \beta_7 \cdot CR + \beta_8 \cdot ZSCORE + \epsilon. \end{aligned} \quad (12)$$

<sup>44</sup> Vgl. Blaufus und Lorenz (2009b), S. 524.

<sup>45</sup> Hierzu zählen die Freigrenze von 1. Mio. € oder die Differenz des Eigenkapitalquotenvergleichs von 1%. Vgl. Alberternst und Sureth-Sloane (2016).

<sup>46</sup> Im Jahr 2007 wurde der Spitzensteuersatz im Einkommensteuerrecht von 42% auf 45% erhöht. Hierdurch kann es zu Anpassungsreaktionen der Unternehmen im Vorfeld oder im Untersuchungszeitraum gekommen sein, für die aufgrund fehlender Daten nicht kontrolliert werden kann. Die Ergebnisse sind vor diesem Hintergrund vorsichtig zu interpretieren, da nicht ausgeschlossen werden kann, dass diese möglicherweise überschätzt werden.

<sup>47</sup> Der Regression liegt eine OLS-Schätzung mit geclusterteten Standardfehlern zugrunde.



Die Untersuchung beinhaltet bereits  $CR$  als einen Indikator für Liquidität. Um den Einfluss von Liquidität detaillierter zu untersuchen wird die Dummyvariable  $LIQUIDITÄT$  definiert:

$$LIQUIDITÄT = 1 \text{ wenn } CR < 1. \quad (13)$$

Das Ausgangsmodell in Gleichung (12) wird um eine sogenannte dreifache Interaktion erweitert, um den Einfluss von Liquidität auf die Anpassungsreaktion der Unternehmen zu untersuchen. Um die Hypothese H2 zu testen, wird folgendes Modell verwendet:<sup>48</sup>

$$\begin{aligned} \Delta\lambda = & \beta_0 + \beta_1 \cdot ZEIT + \beta_2 \cdot BETROFFEN + \beta_3 \cdot BETROFFEN \cdot ZEIT \\ & + \beta_4 \cdot LIQUIDITÄT \cdot ZEIT + \beta_5 \cdot LIQUIDITÄT \cdot BETROFFEN \\ & + \beta_6 \cdot LIQUIDITÄT \cdot BETROFFEN \cdot ZEIT + \beta_7 \cdot \text{Kontrollvariablen} + \epsilon. \end{aligned} \quad (14)$$

#### 4.2 DATENBASIS UND DESKRIPTIVE STATISTIKEN

Die der Untersuchung zugrundeliegende DAFNE-Datenbank vom Bureau van Dijk (BvD) enthält die handelsrechtlichen Jahresabschlüsse von deutschen und österreichischen Unternehmen.<sup>49</sup> Der Datenbank wurden zunächst unkonsolidierte Jahresabschlüsse aller deutschen Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften für die Jahre 2005 bis 2012 entnommen.<sup>50</sup> Die exportierten Daten enthalten fehlende oder offensichtlich fehlerhafte Einträge, die zu falschen Ergebnissen der Untersuchung führen können. Aus diesem Grund werden die extrahierten Daten zunächst auf Vollständigkeit und Plausibilität überprüft. Ebenso werden Personenunternehmen mit einer besonderen Rechtsform, wie z.B. eingetragener Verein (eV) aus der Stichprobe entfernt.<sup>51</sup> Eine Übersicht der in der Stichprobe enthalten Rechtsformen und deren Verteilung sind in der Tabelle 8 aufgeführt. Des Weiteren werden für den Teil der Untersuchung der auf Alberternst und Schwar (2016) basiert alle Unternehmen aus dem Datensatz gelöscht, für die eine Schätzung der notwendigen Zinsschranken-Parameter und des steuerlichen  $EBITDA$  für den Betrachtungszeitraum von 2008 bis 2012 nicht möglich ist.<sup>52</sup> Die verbleibende Stichprobe umfasst 2.194 Personenunternehmen und 11.128 Kapitalgesellschaften und weist die Struktur eines balancierten Panels auf. Für den auf Alberternst und Sureth-Sloane (2016) basierenden Teil werden alle Unternehmen aus dem Datensatz entfernt, für die notwendige Variablen zur Ermittlung der Betroffenheit und der DiD-Regression keine oder offensichtlich falsche Daten für die Jahre 2006 und 2008 aufweisen. Ebenso wie in

<sup>48</sup> Zu den Kontrollvariablen zählen  $UMSATZ(ln)$ ,  $SQ$ ,  $GK_{Rent}$ ,  $CR$  und  $ZSCORE$ .

<sup>49</sup> Bureau van Dijk Electronic Publishing GmbH, <http://www.bvdinfo.com/>.

<sup>50</sup> Für die Untersuchung der Hypothesen H1 und H2 wurden für 22 Unternehmen die Verbindlichkeiten und die Konzernzugehörigkeit manuell auf Grundlage von verfügbaren Jahresabschlüssen im Bundesanzeiger und einer aktualisierten Version der DAFNE-Datenbank ergänzt.

<sup>51</sup> In der Stichprobe werden keine Personenunternehmen mit den Rechtsformen eingetragener Verein (eV), Genossenschaften (eG), sonstige öffentliche Einrichtungen, Körperschaft des öffentl. Rechts, private Stiftungen, sowie Freiberufler und Verbände berücksichtigt, da sie oftmals einem gemeinnützigen Zweck dienen und von der Steuer befreit sind. Wenn die Unternehmen nicht aus der Stichprobe genommen werden, führt dies zu verzerrten Ergebnissen.

<sup>52</sup> Vgl. Alberternst und Schwar (2016).

Alberternst und Sureth-Sloane (2016) werden des Weiteren alle Unternehmen mit einer negativen Eigenkapitalquote oder Verlusten gelöscht. Aufgrund einer besonderen Kapitalstruktur werden darüber hinaus alle Banken und Versicherungen, sowie gemeinnützige Gesellschaften aus dem Sample entfernt.<sup>53</sup> Die verbleibende Stichprobe umfasst 1.738 Personenunternehmen und 9.290 Kapitalgesellschaften und weist die Struktur eines balancierten Panels auf.<sup>54</sup> Die Stichprobengrößen unterscheiden sich, da unterschiedliche Anforderungen an den Datenumfang für die Beantwortung der verschiedenen Forschungsfragen erforderlich sind und es sich um unterschiedliche Zeiträume handelt. Die jeweils deutlich niedrigere Anzahl an Personenunternehmen kann mit den eingeschränkten Publizitätspflichten für diese erklärt werden. In Tabelle 4 werden die Stichproben gestaffelt nach Umsatzklassen mit der Umsatzsteuerstatistik 2012 verglichen.<sup>55</sup> Bei der Umsatzsteuerstatistik 2012 ist davon auszugehen, dass sie nahezu alle für die Untersuchung relevanten Personenunternehmen beinhaltet und daher näherungsweise als Grundgesamtheit angenommen wird.<sup>56</sup> Laut Statistik wurden im Jahr 2012 insgesamt ca. 2,6 Mio. Personenunternehmen mit einem Umsatz größer 17.500 € umsatzsteuerlich veranlagt. Die Stichproben enthalten 2.194 und 1.738 Personenunternehmen und decken somit 0,08% und 0,07% der Grundgesamtheit ab.

Umsatzklasse	Grundgesamtheit Umsatzsteuer- statistik		Stichprobe zu Alberternst und Sureth-Sloane (2015)		Stichprobe zu Alberternst und Schwar (2015)	
	Anzahl	Anteil	Anzahl	Anteil	Anzahl	Anteil
17.501 - 100.000	1.419.017	53,82%	14	0,64%	9	0,52%
100.000 - 500.000	876.540	33,24%	74	3,37%	67	3,86%
500.000 - 1.000.000	161.714	6,13%	73	3,33%	66	3,80%
1.000.000 - 25.000.000	171.010	6,49%	764	34,82%	716	41,20%
25.000.000 - 100.000.000	6.330	0,24%	685	31,22%	507	29,17%
100.000.000 und mehr	2.019	0,08%	584	26,62%	373	21,46%
Summe	2.636.629		2.194		1.738	

*Anmerkungen:* Die Tabelle stellt die Anzahl der Unternehmen je Umsatzklasse in der Grundgesamtheit und der Stichprobe gegenüber. Der Umsatz ist in Euro ausgewiesen. Die Grundgesamtheit ergibt sich näherungsweise aus der Umsatzsteuerstatistik 2012. Die Anzahl der Unternehmen in der jeweiligen Umsatzklasse ergibt sich aus dem Mittelwert der Umsätze aus den Jahren 2008 bis 2012 für die Stichprobe zu Alberternst und Schwar (2016) und aus dem Mittelwert der Umsätze aus den Jahren 2006 und 2008 für die Stichprobe zu Alberternst und Sureth-Sloane (2016).

*Quelle:* Umsatzsteuerstatistik 2012. Vgl. Statistisches Bundesamt (DeStatis) (2013)

Tabelle 4: Vergleich zwischen Grundgesamtheit und den Stichproben

Die Stichproben beinhalten zu einem hohen Anteil große bis sehr große Unternehmen der höchsten drei Umsatzklassen. In der Grundgesamtheit befinden sich hier ca. 7% der Unternehmen während in den Stichproben jeweils ca. 92% diesen Klassen zugeordnet werden

<sup>53</sup> Hierfür werden alle Unternehmen mit einer WZ2008 Code beginnend mit "K" oder dem Wort "gemeinnützig" im Namen entfernt.

<sup>54</sup> Die Stichprobengröße für Kapitalgesellschaften weicht von der Stichprobengröße in Alberternst und Sureth-Sloane (2016) ab, da die Datenbasis zwischenzeitlich durch weitere Nacherhebungen noch verbessert werden konnte. Die Ergebnisse von Alberternst und Sureth-Sloane (2016) können mit dem vorliegenden Sample repliziert werden.

<sup>55</sup> Vgl. Statistisches Bundesamt (DeStatis) (2013). Für den Vergleich wird beispielhaft die Umsatzsteuerstatistik 2012 herangezogen, da für frühere Jahre die notwendigen Informationen nicht im notwendigen Detaillierungsgrad vorliegen

<sup>56</sup> Vgl. Blaufus und Lorenz (2009b), S. 510.

können. Dementsprechend zeigt sich insbesondere in den drei höchsten Umsatzklassen eine besonders gute Abdeckung der Grundgesamtheit. Die Tatsache, dass in der Stichprobe große und umsatzstarke Unternehmen erheblich überrepräsentiert sind, ist bei Betrachtung der nachfolgenden Untersuchung stets Rechnung zu tragen. Dieser Sachverhalt verliert jedoch an Bedeutung für die Allgemeingültigkeit der vorliegenden Studie, da insbesondere große Unternehmen die Zielgruppe der Zinsschranke sind. Dennoch sei betont, dass nicht ausgeschlossen werden kann, dass kleinere, von der Zinsschranke in der Realität betroffene Unternehmen in der genutzten Stichprobe nicht erfasst werden.

## 5 ERGEBNISSE

### 5.1 BETROFFENE UNTERNEHMEN

In einem ersten Schritt wird überprüft, ob die Stichproben sich hinsichtlich ausgewählter Eigenschaften für Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften ähneln. In Tabelle 5 sind die Mediane ausgewählter Kennzahlen der beiden Stichproben gegenübergestellt. Es wird auf den Median zurückgegriffen, da dieser robuster gegen mögliche Ausreißer ist.<sup>57</sup> Da die Merkmale innerhalb der beiden Samples nicht normalverteilt sind, erfolgt die Signifikanzbeurteilung der Medianunterschiede auf Basis des nichtparametrisierten k-sample Test nach Wilcoxon (bzw. unter Verwendung des Mann-Whitney U Tests).<sup>58</sup>

Die Ergebnisse der univariaten Analyse in Tabelle 5 deuten darauf hin, dass die Unternehmen im Sample der Personenunternehmen sich mindestens auf dem 10% Signifikanzniveau hinsichtlich aller aufgeführten Kennzahlen von den Kapitalgesellschaften unterscheiden. Hierbei weisen die Personenunternehmen beispielsweise eine deutlich höhere Fremdkapitalquote (Unterschied von 13,14%) und damit verbunden einen im Median um 114.000 € niedrigeren Nettozinsertrag auf. Ebenso ist ein höheres *EBITDA* und eine höhere Bilanzsumme im Sample der Personenunternehmen ersichtlich.

Darüber hinaus wird deutlich, dass Personenunternehmen unter anderem rentabler sind, eine höhere Sicherheitenquote, ein geringeres operatives Risiko sowie ein niedrigeres Insolvenzrisiko als die Kapitalgesellschaften aufweisen. Es ist zu vermuten, dass die Unterschiede zwischen Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften insbesondere durch die unterschiedlichen Publizitätspflichten zu erklären sind. Personenunternehmen haben unter anderem ein besonderes Interesse daran, freiwillig Bilanz- und Jahresabschlussdaten zu veröffentlichen, um beispielsweise dem Kapitalmarkt, die Anteilseigner oder die Kunden über die wirtschaftliche Lage des Unternehmens zu informieren.<sup>59</sup> Hierbei liegt möglicherweise eine besondere Zweckdienlichkeit bei einer positiven Lage des Unternehmens vor, sodass diese Unternehmen in der Stichprobe der Personenunternehmen überrepräsentiert sein könnten. Insgesamt kann geschlussfolgert werden, dass die Ergebnisse für Kapitalgesellschaften aufgrund der un-

---

<sup>57</sup> Vgl. Alberternst und Schwar (2016).

<sup>58</sup> Die Nullhypothese der Normalverteilung des Kolmogorov-Smirnov-Tests muss für alle Variablen verworfen werden.

<sup>59</sup> Vgl. Healy und Palepu (2001) für eine detaillierte Aufzählung und Erläuterung möglicher Gründe für eine freiwillige Veröffentlichung von Informationen.

	Pers. U. Median	Kap. G. Median	Differenz	Signifikanz
Fremdkapitalquote	63,11%	49,97%	13,14%	***
Nettozinsbetrag	-221	-107	114	***
GK-Rentabilität	6,61%	3,75%	2,87%	***
EK-Rentabilität	19,49%	7,85%	11,64%	***
UE-Rentabilität	2,82%	1,39%	1,43%	***
<i>EBITDA</i>	2.448	1.663	785	***
Bilanzsumme	24.039	23.011	1.028	**
Umsatz	40.002	30.239	-9.763	***
Anzahl der Mitarbeiter	187	124	-63	***
Sicherheitsquote	37,92%	33,79%	4,13%	***
Operatives Risiko	71,57	75,37	3,80	*
Insolvenzrisiko ( <i>ZSCORE</i> )	2,58	2,63	0,05	***
Current Ratio	1,38	1,73	0,35	***
Innenfinanzierungsv ( <i>ROCF</i> )	11,97%	8,50%	3,47%	***
Holdingsgesellschaften	0,30%	0,61%	-0,31%	***
N	10.775	56.660	45.885	
N pro Jahr	2.155	11.332	9.177	

*Anmerkungen:* In der Tabelle werden die Mediane der dargestellten Variablen jeweils für die Stichprobe der Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften angegeben. Die Signifikanzbeurteilung der Differenz zwischen den Stichproben erfolgt auf Basis eines Wilcoxon Rangsummentests (bzw. unter Verwendung des Mann-Whitney U Tests). Die Nullhypothese der Normalverteilung des Kolmogorov-Smirnov-Tests muss für alle Variablen verworfen werden. Die Fremdkapitalquote ist in Prozent, die Bilanzsumme, das *EBITDA* und der Nettozinsbetrag sind in 1.000 € angegeben. Für die Signifikanzkennzeichnung gilt folgendes Schema: \* = 10%-Level, \*\* = 5%-Level, \*\*\* = 1%-Level.

Tabelle 5: Deskriptive Kennzahlen zur Stichprobe

terschiedlichen Eigenschaften nicht unmittelbar auf das Sample der Personenunternehmen übertragen werden können.

	2008	2009	2010	2011	2012
Betroffen, ohne Zins- und <i>EBITDA</i> -Vortrag	72	64	62	59	58
Betroffen, mit <i>EBITDA</i> -Vortrag	72	64	54	51	50
Betroffen, mit Zinsvortrag	72	73	71	74	76
Betroffen, mit Zins- und <i>EBITDA</i> -Vortrag	72	73	64	66	68

*Anmerkungen:* Die Tabelle stellt die Anzahl der potenziell von der Zinsschranke betroffenen Unternehmen dar. Die Ergebnisse sind mit und ohne Berücksichtigung von Zins- und *EBITDA*-Vorträgen angegeben.

Tabelle 6: Anzahl der betroffenen Unternehmen

Die absolute Anzahl der betroffenen Unternehmen entspricht im Durchschnitt bei Kapitalgesellschaften 318 (2,78%) gegenüber 68 (3,09%) bei Personenunternehmen. Somit liegt der Anteil der betroffenen Unternehmen im Verhältnis zur jeweiligen Stichprobe bei den Personenunternehmen um ca. 10% höher. Eine Erklärung hierfür könnte sein, dass in der Stichprobe der Personenunternehmen im Verhältnis mehr große Unternehmen enthalten sind.<sup>60</sup> Bei einer um ein Vielfaches größeren Grundgesamtheit der Personenunternehmen ist die Anzahl der großen Unternehmen, die potenziell eher von der Zinsschranke betroffen sind, im zugrundeliegenden Sample größer. Hierdurch kann möglicherweise ein höherer Anteil der betroffenen Unternehmen in der Stichprobe der Personenunternehmen erklärt werden.

<sup>60</sup> Vgl. Tabelle 5.

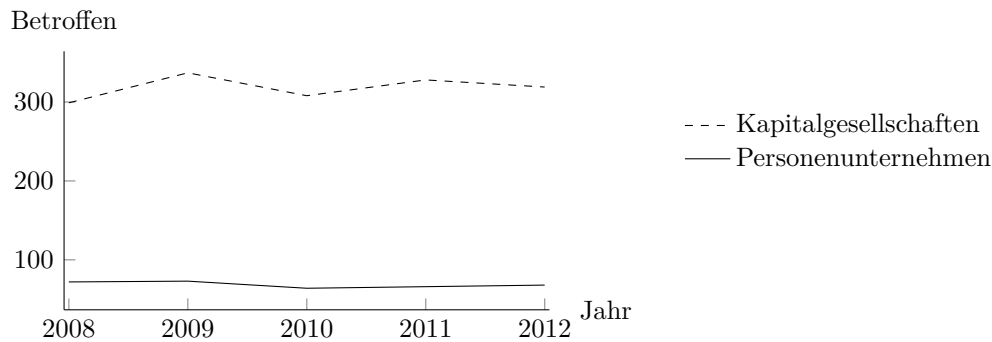


Abbildung 3: Anzahl der betroffenen Unternehmen im Zeitverlauf mit Zins- und EBITDA-Vorträgen

In Abbildung 3 ist die Anzahl der betroffenen Kapital- und Personenunternehmen unter Berücksichtigung von Zins- und EBITDA-Vorträgen dargestellt. Es ist zu erkennen, dass die Verläufe der Graphen sich ähneln, die Peaks bei den Kapitalgesellschaften jedoch deutlich größer ausfallen. Beide Graphen sind im Zeitablauf nahezu konstant und weisen einen Rückgang der Anzahl der betroffenen Unternehmen im Jahr 2010 auf. Dieser kann durch die erstmalige Nutzung der EBITDA-Vorträge erklärt werden. Offensichtlich hat die Einführung des EBITDA-Vortrags nicht zu einer dauerhaften Reduzierung der Anzahl der betroffenen Unternehmen, wie politisch motiviert, geführt.

Die Häufigkeit der (potenziellen) Betroffenheit von der Zinsschranke ist in Tabelle 7 dargestellt. Hiernach zählen 28,04% zu den kurz-, 22,43% zu den mittel- und zu 49,53% zu den langfristig von der Zinsschranke betroffenen Personenunternehmen. Auffällig ist insbesondere, dass ungefähr die Hälfte der Personenunternehmen langfristig (vier bis fünf Jahre) in der zugrundeliegenden Stichprobe zu den betroffenen Gesellschaften zählen. Dieser Wert ist verglichen mit den Kapitalgesellschaften (42,10%) um fast 8% höher. Es kann somit festgehalten werden, dass der Anteil der langfristig betroffenen Unternehmen in der zugrundeliegenden Stichprobe bei den Personenunternehmen größer ist als bei den Kapitalgesellschaften.

Häufigkeit der Betroffenheit	Personenunternehmen		Kapitalgesellschaften	
	Anzahl	Anteil	Anzahl	Anteil
Kurz (1 Jahr)	30	28,04%	152	28,95%
Mittel (2-3 Jahre)	24	22,43%	152	28,95%
Lang (4-5 Jahre)	53	49,53%	221	42,10%
Summe	107	100,00%	525	100,00%

*Anmerkungen:* Die Tabelle stellt die Dauer der (potenziellen) Betroffenheit von der Zinsschranke dar. Alle Werte werden unter Berücksichtigung von Zins- und EBITDA-Vorträgen angegeben. Die Werte für Kapitalgesellschaften sind aus Alberternst und Schwar (2016) übernommen. Eine Betroffenheit von zwei oder mehr Jahren bedeutet nicht, dass diese Unternehmen an einem Stück im Untersuchungszeitraum betroffen sind.

Tabelle 7: Dauer der Betroffenheit

Die in der Stichprobe enthaltenen Rechtsformen und die beispielhaft für das Jahr 2012 von der Zinsschranke betroffenen Personenunternehmen sind in der Tabelle 8 dargestellt.<sup>61</sup> Es ist zu erkennen, dass die Mehrzahl der in der Stichprobe enthaltenen Unternehmen die Rechtsform

<sup>61</sup> Die Verteilung der betroffenen Unternehmen auf die einzelnen Rechtsformen in den Jahren 2008 bis 2011 unterscheidet sich nicht wesentlich zu den im Jahr 2012 dargestellten Ergebnissen.

der GmbH & Co. KG besitzen, gefolgt von der Kommanditgesellschaft (KG). Darüber hinaus sind im Jahr 2012 nur Personenunternehmen der Rechtsformen OHG, KG und GmbH & Co. KG mit einem relativen Anteil von ca. 2% bis 10% von der Zinsschranke betroffenen. Ebenfalls in Tabelle 8 ist dargestellt, ob Unternehmen aufgrund der Größenkriterien dazu verpflichtet sind Jahresabschlussdaten zu veröffentlichen oder die zugrundeliegenden Daten auf freiwillige Angaben beruhen.<sup>62</sup> Insgesamt beruhen vermutlich ca. 10% der Daten auf freiwilligen Angaben. Darüber hinaus ist ersichtlich, dass im Jahr 2012 keines der betroffenen Unternehmen freiwillige Angaben gemacht hat. Dies deutet darauf hin, dass es in der Analyse der betroffenen Unternehmen zu keiner Verzerrung durch freiwillige Angaben kommt.

Rechtsform	Anzahl	Betroffen	Anteil	Betroffen & freiwillige Angaben	Unbetroffen & freiwillige Angaben	Anteil
	(1)	(2)	(2)/(1)	(3)	(4)	(4)/(1)
Einzelfirma	11	0	0,00%	0	5	45,45%
PersG	86	0	0,00%	0	11	12,79%
BGB	6	0	0,00%	0	0	0,00%
OHG	41	4	9,76%	0	8	19,51%
KG	441	20	4,54%	0	190	43,08%
GmbH & Co. KG	1.559	44	2,82%	0	0	0,00%
eK	40	0	0,00%	0	2	5,00%
Sonstige Gewerbetreibende	10	0	0,00%	0	0	0,00%
Summe	2.194	68	3,10%	0	216	9,85%

*Anmerkungen:* Die betroffenen Unternehmen sowie die Freiwilligkeit der Angabe von Jahresabschlussdaten werden beispielhaft für das Jahr 2012 ausgewiesen. Die Klassifikation/Bezeichnung der Rechtsformen wird aus der DAFNE-Datenbank übernommen.

Tabelle 8: Rechtsformübersicht

Die Entwicklung der Zinsvorträge für Kapital- und Personenunternehmen ist in Abbildung 4 dargestellt.<sup>63</sup> Ebenfalls eingezeichnet ist jeweils eine lineare Trendgerade. Bei den Personenunternehmen ist ein nahezu linearer Verlauf zu erkennen. Jährlich wächst der Zinsvortrag im Schnitt um ca. 0,32 Mrd. €, dies entspricht einem jährlichen durchschnittlichen Anstieg von ca. 4,7 Mio. € pro betroffenem Personenunternehmen. Hingegen ist bei den Kapitalgesellschaften ein stärkerer Anstieg der Zinsvorträge zu erkennen. Im Schnitt wachsen diese jährlich um ca. 2,1 Mrd. €, welches einem jährlichen durchschnittlichen Anstieg von ca. 6,6 Mio. € pro betroffener Kapitalgesellschaft entspricht. Ein leichter Rückgang des Anstiegs der Zinsvorträge im Jahr 2010 ist durch die erstmalige Nutzbarkeit der *EBITDA*-Vorträge im Jahr 2010 zu erklären. Dieser Effekt ist bei den Kapitalgesellschaften deutlich größer als bei den Personenunternehmen. Der Erklärungsgehalt der Trendgeraden bei Personenunternehmen beträgt 98% und bei Kapitalgesellschaften 90%. Insgesamt ist festzuhalten, dass Kapitalgesellschaften im Vergleich deutlich höhere Zinsvorträge pro betroffenen Unternehmen aufweisen und diese im Zeitablauf stärker ansteigen als Personenunternehmen.

Bei den *EBITDA*-Vorträgen zeigt sich eine ähnliche Entwicklung wie bei der Betrachtung der Zinsvorträge. In Abbildung 5 ist für Personenunternehmen ebenfalls ein nahezu linearer

<sup>62</sup> Ob ein Unternehmen freiwillige Angaben macht, wird vereinfachend angenommen, wenn ein Unternehmen im jeweiligen Jahr zwei der drei Größenkriterien erfüllt. Siehe hierzu Kapitel 3.

<sup>63</sup> Die zugrundeliegenden Zahlen sind im Anhang in Tabelle 17 dargestellt.

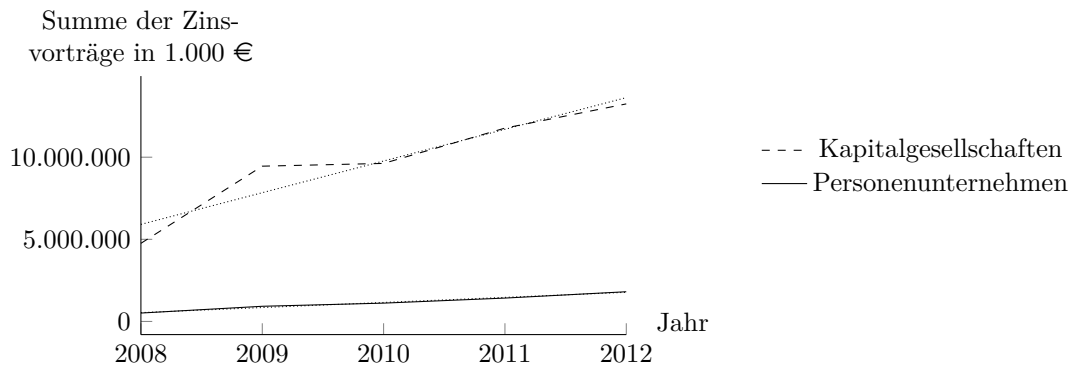


Abbildung 4: Entwicklung der summierten Zinsvorträge

leichter Anstieg der *EBITDA*-Vorträge im Zeitablauf zu erkennen.<sup>64</sup> Die *EBITDA*-Vorträge steigen im Schnitt jährlich um ca. 3 Mrd. € an, dies entspricht einer jährlichen durchschnittlichen Steigerung von ca. 44 Mio. € pro betroffener Personenunternehmen. Hingegen ist bei den Kapitalgesellschaften ein deutlich stärker Anstieg der *EBITDA*-Vorträge ersichtlich.

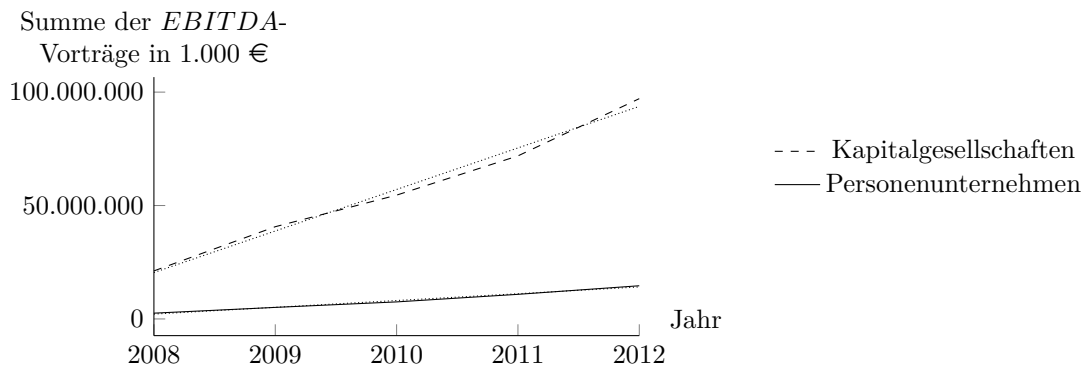


Abbildung 5: Entwicklung der summierten *EBITDA*-Vorträge

Diese steigen im Durchschnitt um ca. 18,9 Mrd € jährlich an, welches einer jährlichen durchschnittlichen Steigerung von ca. 59,6 Mio. € pro betroffener Kapitalgesellschaft entspricht. Der Erklärungsgehalt der Trendgeraden bei Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften beträgt 99%. Bei den Kapitalgesellschaften ist wiederum ein leichter Rückgang des Anstiegs der *EBITDA*-Vorträge nach 2010 zu erkennen, dieser kann ebenfalls durch die erstmalige Nutzbarkeit von *EBITDA*-Vorträgen im Jahr 2010 erklärt werden.

Bei einer Betrachtung der Entwicklung der Mediane in den Tabellen 17 und 18 im Anhang ist eine starke Annäherung im Zeitablauf zu erkennen. Dies deutet darauf hin, dass ein Großteil der Zins- und *EBITDA*-Vorträge insbesondere bei Kapitalgesellschaften auf wenige große Unternehmen entfallen.<sup>65</sup> Die in Abbildung 6 beispielhaft dargestellten Lorenzkurven der aufsummierten Zinsvorträge für das Jahr 2012 bestärken diese Vermutung. Die Konzentration der Zinsvorträge auf wenige Unternehmen bei Personenunternehmen fällt leicht schwächer aus als bei Kapitalgesellschaften.<sup>66</sup>

<sup>64</sup> Die zugrundeliegenden Zahlen sind im Anhang in Tabelle 18 dargestellt.

<sup>65</sup> Vgl. Alberternst und Schwar (2016).

<sup>66</sup> Ein Gini-Koeffizient von 0,57 für Personenunternehmen und 0,76 für Kapitalgesellschaften untermauert die grafische Darstellung.

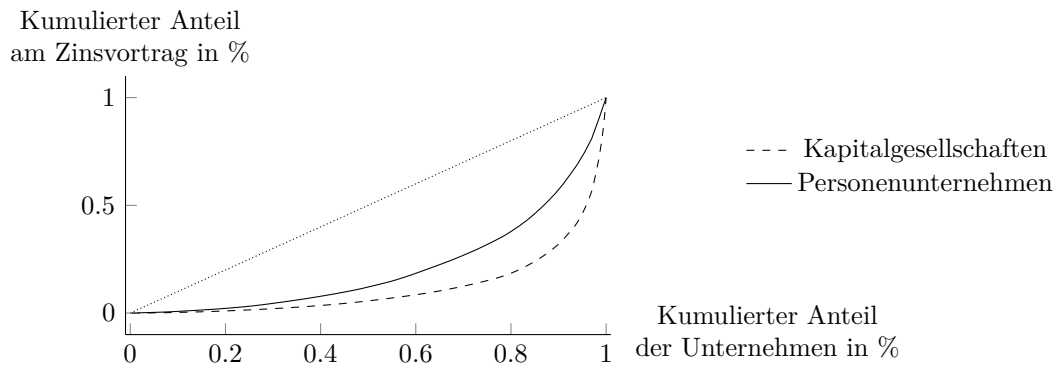


Abbildung 6: Lorenzkurve der Zinsvorträge für das Jahr 2012

Eine noch stärkere Konzentration ist für die aufsummierten *EBITDA*-Vorträge auf wenige Unternehmen in Abbildung 7 zu erkennen. Insbesondere wird dies bei Kapitalgesellschaften mit einem Gini-Koeffizienten von 0,88 deutlich. Bei Personenunternehmen (Gini-Koeffizient 0,76) ist die Konzentration gegenüber Kapitalgesellschaften etwas schwächer ausgeprägt.

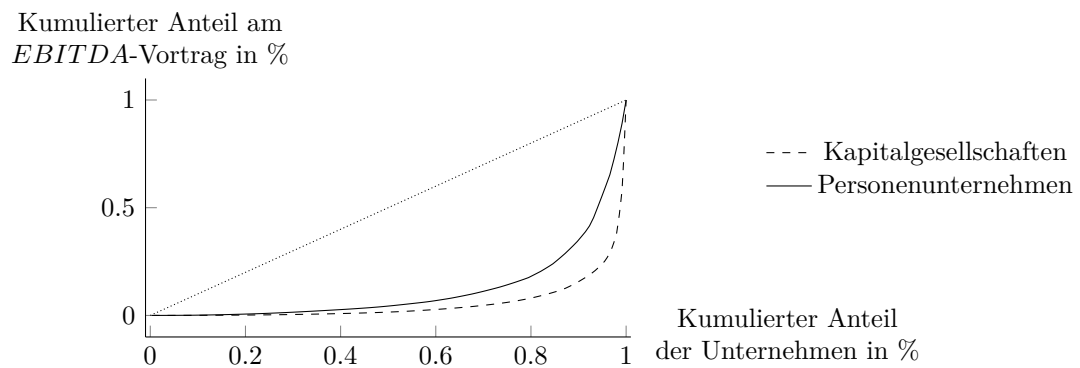


Abbildung 7: Lorenzkurve der *EBITDA*-Vorträge für das Jahr 2012

Hinsichtlich des Medians und der absoluten Summe lässt sich festhalten, dass Zins- und *EBITDA*-Vorträge in der vorliegenden Stichprobe bei Kapitalgesellschaften größer und stärker auf wenige Unternehmen konzentriert sind als bei Personenunternehmen.

In den Spalten (1) und (2) der Tabelle 9 sind ausgewählte Kennzahlen innerhalb der Stichprobe der Personenunternehmen für betroffene und nicht betroffene Unternehmen gegenübergestellt. Es zeigt sich, den Modellerwartungen von Alberternst und Schwar (2016) entsprechend, dass die betroffenen Unternehmen signifikant höhere Fremdkapitalquoten aufweisen. Darüber hinaus ist zu sehen, dass die betroffenen Unternehmen basierend auf der Eigen-, Gesamt- und Umsatzrentabilität als weniger rentabel bezeichnet werden können. Zudem sind die betroffenen Personenunternehmen deutlich größer als die nicht betroffenen Personenunternehmen, was sich sowohl in der Bilanzsumme, der Höhe des *EBITDA*, dem Umsatz und der Anzahl der Mitarbeiter signifikant zeigt. Abschließend ist zu erkennen, dass die betroffenen Unternehmen eine höhere Sicherheitenquote, ein höheres Insolvenzrisiko, eine niedrigere Current Ratio und ein niedrigeres Innenfinanzierungsvolumen aufweisen. Alle dargelegten Unterschiede mit Ausnahme der Current Ratio sind auf dem 1% Niveau signifikant.

Auch wenn die Stichproben für Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften nicht gleich groß und hinsichtlich der getesteten Variablen nicht exakt übereinstimmen, kann vermu-



tet werden, dass sich zumindest die von der Zinsschranke betroffenen Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften im Hinblick auf ihre Eigenschaften ähneln. In der letzten Spalte der Tabelle 9 ist zur Beantwortung dieser Vermutung die Differenz bezüglich der getesteten Eigenschaften zwischen den von der Zinsschranke betroffenen Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften dargestellt. Entgegen den Erwartungen sind signifikante Unterschiede zu erkennen.

	Pers. U. unbe- troffen Median (1)	Pers. U. betrof- fen Median (2)	Differenz (2)-(1)	KapG unbe- troffen Median (3)	KapG betrof- fen Median (4)	Differenz (4)-(2)
Fremdkapitalquote	62,53%	73,78%	11,24%***	49,28%	69,45%	-4,32%***
Nettozinsertrag	-198	-6.685	-6.487***	-96	-6.773	-88
GK-Rentabilität	6,81%	3,51%	-3,30%***	3,81%	2,24%	-1,27%***
EK-Rentabilität	20,16%	2,29%	-17,87%***	8,14%	0,00%	-2,29%***
UE-Rentabilität	2,91%	0,21%	-2,70%***	1,44%	-0,31%	-0,52%
<i>EBITDA</i>	2.282	12.788	10.506***	1.582	10.719	-2.069
Bilanzsumme	22.598	226.419	203.821***	21.665	242.811	16.392
Umsatz	39.589	62.834	23.245***	28.960	171.366	108.532***
Anzahl der Mitarbeiter	184	391	207***	120	597	206***
Sicherheitenquote	37,25%	69,00%	31,75%***	33,18%	57,46%	-11,53%***
Operatives Risiko	70,48	141,49	71,02***	71,20	509,32	367,83***
Insolvenzrisiko	2,62	0,60	-2,02***	2,67	0,93	0,34***
Current Ratio	1,38	1,35	-0,03	1,74	1,23	-0,12**
Innenfinanzierungsvolumen	12,20%	5,86%	-6,34%***	8,64%	5,25%	-0,61%***
Holdinggesellschaften	0,23%	2,33%	2,11%***	0,45%	6,13%	3,80%***
N	10.627	343	-10.284	55.640	1.500	1.157
Ø N pro Jahr	2.125	69	-2.057	11.128	300	231

*Anmerkungen:* In der Tabelle werden die Mediane verschiedener Variablen jeweils für die Stichprobe der Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften angegeben. Die Signifikanzbeurteilung der Differenz zwischen den Stichproben erfolgt auf Basis eines Wilcoxon Rangsummentests (bzw. Mann-Whitney U Test) und bei dichotomen Merkmalen mittels des  $\chi^2$ -Unabhängigkeitstest. Die Nullhypothese der Normalverteilung des Kolmogorov-Smirnov-Tests muss für alle Variablen verworfen werden. Angaben in Prozent sind entsprechend gekennzeichnet. Die Werte für das *EBITDA*, die Bilanzsumme und dem Umsatz sind in 1.000 € angegeben. Eine niedrigere Stichprobengröße ist den höheren Anforderungen and die Anzahl der notwendigen Variablen geschuldet. Für die Signifikanzkennzeichnung gilt folgendes Schema: \* = 10%-Level, \*\* = 5%-Level, \*\*\* =1%-Level.

Tabelle 9: Deskriptive Kennzahlen zur Stichprobe im reduzierten Sample

Die von der Zinsschranke betroffenen Personenunternehmen sind im Median gegenüber den betroffenen Kapitalgesellschaften rentabler und weisen eine höhere Fremdkapitalquote aus. Die Höhe des Umsatzes und die Anzahl der Mitarbeiter deuten darauf hin, dass die betroffenen Kapitalgesellschaften größer sind als die betroffenen Personenunternehmen. Hingegen deutet eine niedrigere Sicherheitenquote, ein höheres Insolvenzrisiko, ein niedrigeres Innenfinanzierungsvolumen und ein höheres operatives Risiko bei den Kapitalgesellschaften darauf hin, dass die betroffenen Kapitalgesellschaften sich tendenziell in einer wirtschaftlich schlechteren Lage befinden als die betroffenen Personenunternehmen. Lediglich bei der Bilanzsumme, der Umsatz-Rentabilität, dem Nettozinsertrag und dem *EBITDA* unterscheiden sich die betroffenen Unternehmen bezüglich der Mediane entsprechend den Erwartungen nicht auf einem statistisch signifikanten Niveau. Zudem ist festzuhalten, dass der Anteil an Holdinggesellschaften bei den betroffenen Kapitalgesellschaften deutlich höher ist. Insgesamt zeigt sich,

dass auf der Grundlage der Stichproben die Ergebnisse bzw. die Eigenschaften der betroffenen Kapitalgesellschaften nicht unmittelbar auf Personenunternehmen übertragen werden können.

Neben der bereits dargelegten univariaten Betrachtung wird nachfolgend in Analogie zu Alberternst und Schwar (2016) der multivariate Einfluss der untersuchten Merkmale auf die Wahrscheinlichkeit der Zinsschranke zu unterliegen untersucht. Die hierzu verwendete logistische Regression ist wie folgt definiert:<sup>67</sup>

$$\begin{aligned} \text{BETROFFEN} = & \beta_0 + \beta_1 \cdot \lambda + \beta_2 \cdot EK_{Rent} + \beta_3 \cdot BS (ln) + \beta_4 \cdot SQ + \beta_5 \cdot OR \\ & + \beta_6 \cdot HOLDING + \beta_7 \cdot CR + \beta_8 \cdot ZSCORE + \beta_9 \cdot OCF + \epsilon. \end{aligned} \quad (15)$$

Die Dummyvariable *BETROFFEN* nimmt den Wert 1 (0) an, wenn ein Unternehmen von der Zinsschranke betroffen (nicht betroffen) ist. In Tabelle 10 sind die Ergebnisse für Personenunternehmen in den Spalten (1) und (2) aufgeführt. Die der logistischen Regression zugrunde liegende Stichprobe sinkt auf 61 Unternehmenscluster, da nur für diese Beobachtungen Variation in den Ausprägungen der abhängigen Variable *BETROFFEN* vorliegt.<sup>68</sup> Die zuvor erläuterten univariaten Ergebnisse können für  $\lambda$ ,  $EK_{Rent}$ ,  $SQ$  und  $OR$  bestätigt werden. Das bedeutet, dass eine höhere Fremdkapitalquote, eine höhere Sicherheitenquote, ein höherer operativer Cashflow und niedrigere Eigenkapitalrentabilität die Wahrscheinlichkeit für Personenunternehmen erhöht, von der Zinsschranke betroffen zu sein. Für die übrigen Koeffizienten kann aufgrund der fehlenden Signifikanz keine Interpretation im Rahmen der vorliegende multivariaten Untersuchung erfolgen. Die in Tabelle 10 dargestellten Gütemaße Model  $\text{Chi-}R^2$ , McFadden- $R^2$ , Cox & Snell- $R^2$  und der Nagelkerke- $R^2$  deuten auf eine sehr gute Güte des Modells hin.<sup>69</sup>

Für einen Vergleich der Ergebnisse der logistischen Regression zwischen Kapital- und Personenunternehmen sind die  $\beta$ -Koeffizienten der Schätzung für Kapitalgesellschaften aus Alberternst und Schwar (2016) ebenfalls in Tabelle 10 abgebildet. Hinsichtlich der Signifikanz ist ein Unterschied beim operativen Risiko ( $OR$ ) und beim operativen Cashflow ( $OCF$ ) ersichtlich. Bei Personenunternehmen hat das operative Risiko einen signifikanten Einfluss auf die

<sup>67</sup> Aufgrund von Problemen im Hinblick auf Multikollinearität ist in der logistischen Regression jeweils nur ein Maß für die Rentabilität und die Größe der Unternehmen berücksichtigt. Die logistische Regression wird als Fixed Effects Modell geschätzt. Ein zusätzlicher Hausmann-Test bestätigt aus ökonomischer Sicht, dass das gewählte Fixed Effects Modell eine Random Effects Modell vorzuziehen ist. Eine Korrelationsmatrix nach Spearman ist in Tabelle 20 im Anhang abgebildet. Aufgrund einer signifikanten Korrelation von 0,81 auf dem 5% Niveau zwischen der Bilanzsumme und dem operativen Cashflow wird die logistische Regression ebenso ohne den operativen Cashflow geschätzt. Die Ergebnisse bleiben nahezu unverändert. Darüber hinaus deutet ein Mean VIF von 1,68 und ein maximaler Wert von 2,63 auf keine Schwierigkeiten bezüglich Multikollinearität hin.

<sup>68</sup> Die verbleibende Stichprobe mit 61 Unternehmensclustern ist genügend groß um belastbare Ergebnisse zu ermitteln. Hierauf deuten ebenfalls die Gütemaße der Regression hin. Darüber hinaus können die Ergebnisse im Rahmen eines Robustness Checks mit einer logistischen Regression auf Basis zuvor gepoolter Daten in Tabelle 19 im Anhang bestätigt werden, mit Ausnahme des Operativen Risikos. Darüber hinaus ist in Tabelle 19 ersichtlich, dass auf Grundlage der gepoolten Daten die Bilanzsumme, der  $ZSCORE$  und der Operative Cash Flow ebenfalls einen signifikanten Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit von der Zinsschranke betroffen zu sein, haben.

<sup>69</sup> Vgl. Backhaus, Erichson, Wulff und Weiber (2016), S. 314–325 für eine ausführliche Erklärung der jeweiligen Maße. Die Gütemaße sind auf einem deutlich höheren Niveau als bei Blaufus und Lorenz (2009b), S. 517.

	Personenunternehmen		Kapitalgesellschaften	
	$\beta$	$e^\beta$	$\beta$	$e^\beta$
$\lambda$ (+)	9,958 <sup>***</sup> (2,605)	21.117 <sup>***</sup> (-55.006)	5,276 <sup>***</sup> (0,774)	195,6 <sup>***</sup> (151,4)
$EK_{Rent}$ (-)	-11,28 <sup>***</sup> (3,142)	0,000 <sup>***</sup> (0,000)	-2,390 <sup>***</sup> (0,819)	0,091 <sup>***</sup> (0,075)
$BS(\ln)$ (+/-)	-0,421 (1,207)	0,656 (0,792)	0,365 (0,269)	1,440 (0,387)
$SQ$ (+/-)	7,690 <sup>***</sup> (2,970)	2.187 <sup>***</sup> -6.495	2,198 <sup>***</sup> (0,852)	9,009 <sup>***</sup> (7,672)
$OR$ (+)	0,000 <sup>*</sup> (0,000)	1,000 <sup>*</sup> (0,000)	0,000 (0,000)	1,000 (0,000)
$CURRENTRATIO$ (-)	0,005 (0,069)	1,006 (0,069)	-0,003 (0,003)	0,997 (0,003)
$HOLDING$ (+)	-2,571 (3,162)	0,076 (0,242)	-0,972 (0,744)	0,378 (0,281)
$ZSCORE$ (+)	0,048 (0,122)	1,049 (0,128)	0,020 (0,019)	1,021 (0,020)
$OCF$ (-)	0,000 (0,000)	1,000 (0,000)	0,000 <sup>**</sup> (0,000)	1,000 <sup>**</sup> (0,000)
$NSS$			12,35 (17,77)	229.819 (4.084.000)
Jahres Dummies	Ja	Ja	Ja	Ja
N	305	305	1.605	1.605
N pro Jahr	61	61	321	321
Model Chi- $R^2$	56,12	56,12	136,42	136,42
McFadden- $R^2$	0,244	0,244	0,110	0,110
Cox & Snell- $R^2$	0,168	0,168	0,081	0,081
Nagelkerke- $R^2$	0,318	0,318	0,152	0,152

*Anmerkungen:* Die Regression wird als logistisches Fixed-Effects Modell geschätzt. Die Standardfehler sind in den Klammern angegeben. Die Schätzergebnisse für Kapitalgesellschaften sind aus Alberternst und Schwar (2016) übernommen. Für die Signifikanzkennzeichnung gilt folgendes Schema: \* = 10%-Level, \*\* = 5%-Level, \*\*\* = 1%-Level.

Tabelle 10: Ergebnisse der logistischen Regression

Wahrscheinlichkeit, von der Zinsschranke betroffen zu sein, bei Kapitalgesellschaften jedoch nicht. Beim operativen Cashflow ist dieser Zusammenhang genau entgegengesetzt. Darüber hinaus ist zu erkennen, dass bei allen für Personenunternehmen signifikanten Koeffizienten und zusätzlich dem operativen Cashflow, diese bei Kapitalgesellschaften bei gleichem Vorzeichen kleiner sind. Ein möglicher Grund für die größeren Koeffizienten bei Personenunternehmen könnte die kleinere Stichprobe mit einer größeren Streuung sein. Die dargestellten Gütemaße deuten darauf hin, dass die Schätzqualität bei Personenunternehmen besser als bei Kapitalgesellschaften ist. Insgesamt kann festgehalten werden, dass sich die Ergebnisse der logistischen Regression in der Wirkrichtung der Variablen auf die Wahrscheinlichkeit von der Zinsschranke betroffen zu sein für Kapital- und Personenunternehmen nicht wesentlich unterscheiden.

Die Verteilung der Unternehmensjahre auf die nach dem WZ2008 Code klassifizierten Branchen sowie die Anzahl der von der Zinsschranke betroffenen Unternehmensjahre, sind in Tabelle 11 abgebildet. Anhand des relativen Anteils der betroffenen Unternehmensjahre je Branche, ist zu erkennen, dass insbesondere Personenunternehmen in den Branchen Energieversorgung (D), Gastgewerbe (I), Information und Kommunikation (J) und Grundstücks- und Wohnungswesen (L), Erbringung von freiberuflichen, wissenschaftlichen und technischen

Dienstleistungen (M) und Gesundheits- und Sozialwesen (Q) mit ca. 3% bis 8% der Fälle von der Zinsschranke betroffen sind. Im Vergleich zu den Kapitalgesellschaften ist ersichtlich, dass nur die Branchen Grundstücks- und Wohnungswesen (L) und Erbringung von freiberuflichen, wissenschaftlichen und technischen Dienstleistungen (M) ähnlich häufig betroffen sind. Da die Stichproben nicht gleich groß und über die Branchen nicht gleich verteilt sind, ist die Verteilung auf die einzelnen Branchen vorsichtig zu interpretieren. Insgesamt lässt sich jedoch festhalten, dass auch für Personenunternehmen eine Branchenverzerrung hinsichtlich der Betroffenheit von der Zinsschranke zu beobachten ist.

Branche	Personenunternehmen					Kapitalgesellschaften
	N in der Stichprobe	Anzahl betr. N	Relativer Anteil	Mean $\lambda$	Mean <i>BS</i> in tsd. Euro	Relativer Anteil
A	49	0	0,00%	70,70%	11.636	0,30%
B	84	0	0,00%	45,77%	19.914	0,99%
C	3.668	48	1,31%	57,76%	203.004	0,73%
D	427	13	3,04%	47,12%	175.419	0,79%
E	245	0	0,00%	59,43%	36.278	0,04%
F	1.344	5	0,37%	65,75%	23.630	0,20%
G	3.402	32	0,94%	68,18%	140.151	0,35%
H	707	13	1,84%	70,00%	84.819	0,25%
I	91	5	5,49%	65,44%	30.500	0,82%
J	308	2	0,65%	55,49%	672.048	0,84%
K	-	-	-	-	-	-
L	1.659	134	8,08%	65,03%	145.085	5,33%
M	2.471	77	3,12%	53,03%	407.832	3,67%
N	504	0	0,00%	61,33%	66.324	0,82%
O	70	0	0,00%	45,59%	143.571	0,00%
P	14	0	0,00%	54,32%	5.293	0,00%
Q	147	5	3,40%	48,36%	50.068	0,36%
R	84	0	0,00%	60,16%	46.729	1,01%
S	84	0	0,00%	46,03%	55.654	0,72%

*Anmerkungen:* Darstellung von allen Unternehmensjahren und die Anzahl der betroffenen Unternehmensjahre aufgeteilt auf die einzelnen Branchen. Ebenso ist der durchschnittliche Leverage und die durchschnittliche Bilanzsumme je Branche angegeben. Die Branchen sind wie folgt zugeordnet: A – Land- und Forstwirtschaft, Fischerei; B – Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden; C – Verarbeitendes Gewerbe; D – Energieversorgung; E – Wasserversorgung, Abwasser- und Abfallentsorgung und Beseitigung von Umweltverschmutzungen; F – Baugewerbe; G – Handel, Instandhaltung und Reparatur von Kraftfahrzeugen; H – Verkehr und Lagerei; I – Gastgewerbe; J – Information und Kommunikation; K – Erbringung von Finanz- und Versicherungsdienstleistungen; L – Grundstücks- und Wohnungswesen; M – Erbringung von freiberuflichen, wissenschaftlichen und technischen Dienstleistungen; N – Erbringung von sonstigen wirtschaftlichen Dienstleistungen; O – Öffentliche Verwaltung, Verteidigung, Sozialversicherung; P – Erziehung und Unterricht; Q – Gesundheits- und Sozialwesen; R – Kunst, Unterhaltung und Erholung; S – Erbringung von sonstigen Dienstleistungen.

*Tabelle 11:* Branchenverteilung

## 5.2 REAKTION DER BETROFFENEN UNTERNEHMEN

Im Folgenden werden die Hypothesen H1 und H2 untersucht. Aus Tabelle 12 wird deutlich, dass ca. 43,6% der Personenunternehmen in der Stichprobe zu den großen Gesellschaften mit einem durchschnittlichen Umsatz von mehr als 38,5 Mio. € gezählt werden können. Weitere 22,5% können als mittelgroße Unternehmen mit einem durchschnittlichen Umsatz zwischen 9,68 Mio. € und 38,49 Mio. € und 33,8% können als kleine Unternehmen mit einem durch-

schnittlichen Umsatz kleiner 9,68 Mio. € klassifiziert werden. Gegenüber der Größenverteilung bei Kapitalgesellschaften ist zu erkennen, dass die Stichprobe der Personenunternehmen ähnlich verteilt ist, jedoch insgesamt die Anzahl der kleinen Gesellschaften im Verhältnis zu den Kapitalgesellschaften etwas größer ist. Insgesamt ist die Stichprobe mit 1.738 Unternehmen bei den Personenunternehmen nur etwa ein Drittel so groß wie bei den Kapitalgesellschaften. Wegen der Größenverteilung ist zu erwarten, dass der Anteil betroffener Unternehmen im Jahr 2006 in der Stichprobe der Personenunternehmen vergleichbar mit denen der Stichprobe der Kapitalgesellschaften ist.

Umsatz (in €1,000 )	Kapitalgesellschaften		Personenunternehmen	
	Anzahl	in %	Anzahl	in %
< 9.680	1.139	22,80	588	33,83
9.681 – 38.499	1.614	32,31	392	22,55
≥ 38.500	2.241	44,87	758	43,61
Summe	4.994	100,00	1.738	100,00

*Anmerkungen:* Die Angaben zur Zusammensetzung der Stichprobe für Kapitalgesellschaften sind aus Alberternst und Sureth-Sloane (2016) entnommen.

Tabelle 12: Zusammensetzung der Stichprobe hinsichtlich der Unternehmensgröße

Die Gruppe der hypothetisch betroffenen Unternehmen im Jahr 2006 wird in Analogie zur Vorgehensweise im ersten Teil ermittelt. Insgesamt sind 29 der 1.783 Personenunternehmen fiktiv vor der Reform 2008 von der Zinsschranke betroffen. Dies entspricht einem Anteil von ca. 1,6%. Im Verhältnis zu der Anzahl der betroffenen Kapitalgesellschaften (2,08%) ist der relative Anteil um ca. 0,4% höher.<sup>70</sup> Dies entspricht den zuvor geäußerten Erwartungen.

Mit Hilfe des Propensity Score Matchings soll jedem der 29 betroffenen Unternehmen ein im Hinblick auf ausgewählte Charakteristika möglichst ähnliches Unternehmen unter Berücksichtigung eines Calipers kleiner als 0,1 und ohne Doppelungen zugeordnet werden.<sup>71</sup> Insgesamt kann unter den gewählten Kriterien für 28 der 29 betroffenen Unternehmen ein möglichst ähnliches Unternehmen ermittelt werden. Die Stichprobe umfasst somit 28 betroffene und 28 nicht betroffene Unternehmen. Ein Grund dafür, dass für 1 Unternehmen kein geeigneter Matchingpartner ermittelt werden kann, liegt möglicherweise in der kleinen Stichprobe der Personenunternehmen.<sup>72</sup>

Zur Überprüfung der Matchingqualität wird unter anderem das Maß Standardized Bias (*SB*) angewendet.<sup>73</sup> Die Abbildung 8 verdeutlicht die starke Reduzierung des Standardized Bias, vor dem Matching mit Kreisen und nach dem Matching mit Kreuzen dargestellt.<sup>74</sup> Die betragsmäßige Reduzierung des *SB* liegt für alle Variablen zwischen ca. 13% und 100% mit

<sup>70</sup> In der Untersuchung von Alberternst und Sureth-Sloane (2016) werden 104 Unternehmen als von der Zinsschranke betroffen ausgewiesen.

<sup>71</sup> In Tabelle 22 im Anhang sind die Koeffizienten der Propensity Score Schätzung aufgeführt. Die Variablen *BS(ln)* und *JÜ* sind in der Propensity Score Schätzung auf dem 1% Niveau signifikant, alle anderen Variablen sind statistisch nicht signifikant. Darüber hinaus beträgt das  $R^2$  ca. 33%.

<sup>72</sup> Das Matchingverfahren wird nicht verändert, um eine Vergleichbarkeit mit den Ergebnissen von Alberternst und Sureth-Sloane (2016) herstellen zu können.

<sup>73</sup> Vgl. Rosenbaum und Rubin (1985).

<sup>74</sup> Die zugrundeliegenden Daten sind in Tabelle 23 im Anhang dargestellt.

der Ausnahme von *CURRENTRATIO* (+2.855%).<sup>75</sup> Insgesamt beträgt der *SB* nach dem Propensity Score Matching nur noch maximal 24,1% (vorher ca. 153%) im Vergleich zwischen den betroffenen und unbetroffenen Unternehmen.

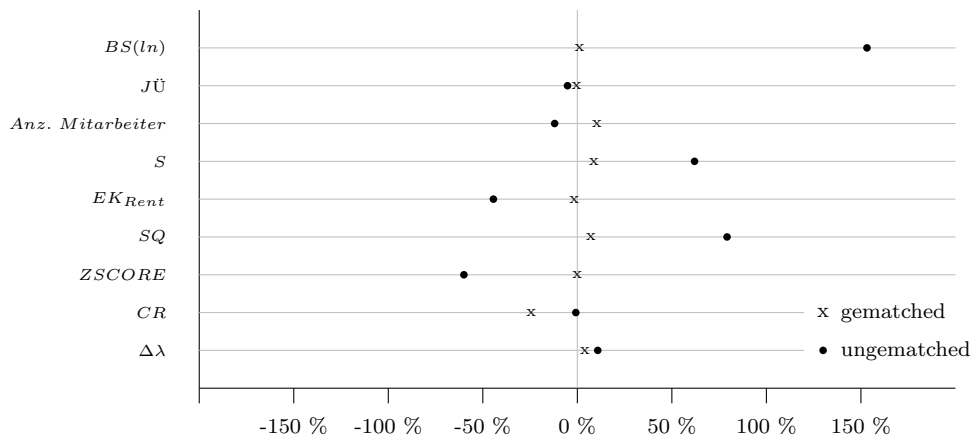


Abbildung 8: Standardized bias der Kovarianz in %

Darüber hinaus erfolgt eine Signifikanzbeurteilung der Differenz der Mediane und Mean-Values zwischen den betroffenen und gematchten unbetroffenen Unternehmen auf Basis eines Wilcoxon Rangsummentests (bzw. Mann-Whitney U Tests), da die Nullhypothese der Normalverteilung des Kolmogorov-Smirnov-Tests für alle Variablen verworfen werden muss. Hierbei zeigt sich, dass kein signifikanter Unterschied zwischen den betroffenen und nicht betroffenen Unternehmen hinsichtlich der Mediane und Mean-Values für die dargelegten Variablen nach dem Propensity Score Matching besteht.

	<i>Pseudo-R</i> <sup>2</sup>	$p > \chi^2$	mean %bias	median %bias
ungematched	0,333	0,000	47,6	44,4
gematched	0,019	0,997	6,5	4,3

Anmerkungen: Die Tabelle zeigt, dass nach dem Propensity Score Matching die Matchingkriterien nicht länger erklären können, ob ein Unternehmen von der Zinsschranke betroffen ist.

Tabelle 13: Joint Insignifikanz der Beobachtungen nach dem Matching

Eine weitere Möglichkeit zur Überprüfung der Qualität des Matching Verfahrens ist die Interpretation des *Pseudo-R*<sup>2</sup> der Probit Propensity Score Schätzung für alle Beobachtungen vor und nach dem Matching. Tabelle 13 zeigt, dass die Matching Variablen nicht länger erklären können, ob ein Unternehmen zur Gruppe der betroffenen oder zur Gruppe der nicht betroffenen Unternehmen gehört. Das *Pseudo-R*<sup>2</sup> wird durch das Matching von 33,3% auf 1,9% gesenkt.<sup>76</sup>

Die Ergebnisse der Überprüfung der Qualität des Propensity Score Matchings deuten darauf hin, dass für 28 betroffene Unternehmen ein möglichst ähnliches nicht betroffenes Unterneh-

<sup>75</sup> Die Erhöhung bei *CURRENTRATIO* um 2.855% ist zu vernachlässigen, da das *SB*-bias nach dem Matching nur -24,1% beträgt.

<sup>76</sup> Darüber hinaus sind die Variablen jointly insignifikant ( $p > \chi^2 = 0.997$ ). Die Verzerrung (% Bias) zwischen den betroffenen und unbetroffenen Unternehmen über alle Variablen reduziert sich im Durchschnitt von 47,6% auf 6,5%. Für die Mediane ist eine ähnliche Entwicklung zu erkennen.

men gefunden wird. Somit ist die Qualität des Propensity Score Matchings auf einem ähnlich hohen Niveau wie für die Kapitalgesellschaften in Alberternst und Sureth-Sloane (2016).

Da der zugrundeliegende Datensatz den Zeitraum von 2005 bis 2012 abdeckt, ist es nicht möglich, die Common Trend Assumption des DiD-Ansatzes für  $\Delta\lambda$  zu überprüfen. Hierzu wären zusätzlich Daten aus den Jahren 2003 und 2004 notwendig, die nicht vorliegen. Jedoch kann die Signifikanzbeurteilung der Differenz der Mediane und Mean-Values zwischen den betroffenen und gematchten unbetroffenen Unternehmen als ein Indiz für die Erfüllung der Common Trend Assumption herangezogen werden, da für das Jahr 2006 für  $\Delta\lambda$  kein signifikanter Unterschied aufgezeigt werden kann.

Um die Hypothese H1 zu testen, werden verschiedene Varianten der Gleichung (12) geschätzt. Die Ergebnisse sind in den Modellen (1) bis (7) der Tabelle 14 abgebildet. Der Fokus liegt auf dem Interaktionsterm  $ZEIT \cdot BETROFFEN$ , da dieser angibt, wie stark die Unternehmen die Fremdkapitalquote im Zeitablauf anpassen, wenn sie von der Reform betroffen sind. Im Modell (7) ist das Ergebnis für das vollständig geschätzte Modell nach der Gleichung (12) dargestellt. Die Variable  $ZEIT \cdot BETROFFEN$  hat mit -0,031 einen negativen Koeffizienten der statistisch nicht signifikant ist. Ein negativer Koeffizient bedeutet, dass die betroffenen Unternehmen ihre Fremdkapitalquote stärker reduzieren als die nicht betroffenen Unternehmen. Im vorliegenden Fall um 3,1%-Punkte. Da der Koeffizient jedoch statistisch nicht signifikant ist, muss die Hypothese H1 für  $\Delta\lambda$  auf dem 10% Signifikanzniveau verworfen werden.

Darüber hinaus kann für alle weiteren Kontrollvariablen keine Interpretation vorgenommen werden, da die Koeffizienten ebenfalls statistisch nicht signifikant sind. Darüber hinaus bestätigen die in den Modellen (1) bis (6) der Tabelle 14 dargelegten Ergebnisse die zuvor vorgestellten Ergebnisse des vollständig geschätzten Modells (7). Der Interaktionsterm  $ZEIT \cdot BETROFFEN$  bleibt nahezu gleich. Darüber hinaus deutet die F-Statistik darauf hin, dass mindestens eine Variable im Regressionsmodell verschieden von Null ist. Jedoch sind die Ergebnisse vor dem Hintergrund der mit 28 Unternehmen sehr kleinen Stichprobe zu interpretieren.

Die Ergebnisse zur Schätzung der Gleichung (14) zur Überprüfung von Hypothese H2 sind in den Modellen (8) und (9) der Tabelle 14 aufgeführt. Im Modell (8) ist zu erkennen, dass die Dummyvariable  $LIQUIDITY$  keinen signifikanten Einfluss in der Regressions-schätzung hat und darüber hinaus auch der Interaktionsterm  $ZEIT \cdot BETROFFEN$  unverändert bleibt. Die Ergebnisse der Schätzung inklusive der Dreifachinteraktion  $LIQUIDITY \cdot BETROFFEN \cdot ZEIT$  im Modell (9) zeigen ein ähnliches Resultat, da sowohl  $LIQUIDITY$ , als auch die Dreifachinteraktion statistisch nicht signifikant sind. Aufgrund der fehlenden statistischen Signifikanz muss die Hypothese H2 verworfen werden und es kann kein Einfluss von Liquiditätsproblemen aufgezeigt werden. Auch an dieser Stelle muss bei der Interpretation der Ergebnisse berücksichtigt werden, dass es sich bei Liquidity um ein Subsample der bereits sehr kleinen Stichprobe von 28 Unternehmen handelt.<sup>77</sup>

---

<sup>77</sup> Unter Berücksichtigung einer Vereinfachung bei der Schätzung der Betroffenheit konnten insgesamt 45 betroffene Unternehmen ermittelt werden. Die Ergebnisse der Regression bleiben unverändert.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	$\Delta\lambda$	$\Delta\lambda$	$\Delta\lambda$	$\Delta\lambda$	$\Delta\lambda$	$\Delta\lambda$	$\Delta\lambda$	$\Delta\lambda$	$\Delta\lambda$
<i>ZEIT</i>	-0,007 (0,014)	-0,007 (0,014)	-0,007 (0,014)	-0,006 (0,014)	-0,008 (0,013)	-0,007 (0,013)	-0,010 (0,014)	-0,007 (0,014)	-0,014 (0,018)
<i>BETROFFEN</i>	0,003 (0,014)	0,003 (0,014)	0,004 (0,014)	0,003 (0,015)	0,004 (0,014)	0,003 (0,014)	0,003 (0,016)	-0,001 (0,016)	-0,001 (0,019)
<i>ZEIT · BETROFFEN</i>	-0,035 (0,028)	-0,035 (0,028)	-0,035 (0,027)	-0,035 (0,028)	-0,034 (0,028)	-0,035 (0,028)	-0,031 (0,027)	-0,035 (0,029)	-0,035 (0,044)
<i>UMSATZ</i>		0,000 (0,004)					0,008 (0,008)	0,010 (0,009)	0,010 (0,010)
<i>ROA</i>			0,057 (0,284)				0,053 (0,301)	0,052 (0,307)	0,059 (0,313)
<i>SQ</i>				0,032 (0,038)			0,052 (0,077)	0,053 (0,077)	0,053 (0,076)
<i>CURRENTRATIO</i>					0,000* (0,000)		0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
<i>ZSCORE</i>						-0,005 (0,006)	-0,003 (0,011)	-0,001 (0,012)	-0,001 (0,012)
<i>LIQUIDITY</i>								0,023 (0,021)	0,010 (0,029)
<i>LIQUIDITY · ZEIT</i>									0,034 (0,028)
<i>LIQUIDITY · BETROFFEN</i>									0,005 (0,034)
<i>LIQUIDITY · BETROFFEN · ZEIT</i>									-0,017 (0,047)
Constant	-0,010 (0,012)	-0,009 (0,053)	-0,013 (0,019)	-0,028 (0,024)	-0,011 (0,012)	-0,003 (0,015)	-0,124 (0,145)	-0,156 (0,165)	-0,155 (0,166)
Beobachtungen	112	112	112	112	112	112	112	112	112
R <sup>2</sup>	0,041	0,041	0,042	0,055	0,045	0,046	0,075	0,088	0,093
F Statistik	1,262	0,938	0,936	1,084	1,761	1,420	2,730	3,191	3,572

*Anmerkungen:* Die Treatment Gruppe (*BETROFFEN*) besteht aus Unternehmen, die von der Zinsschranke betroffen sind. Die betroffenen Unternehmen haben einen Nettozinsaufwand größer 1 Million €, gehören nicht als Organgesellschaft zu einer Organgesellschaft und können nicht die *EBITDA* und stand-alone Klausel nutzen. Die Kontrollgruppe besteht aus möglichst ähnlichen Unternehmen, die durch ein Propensity Score Matching ermittelt werden und nicht von der Zinsschranke betroffen sind. Die Variable *LIQUIDITY* ist eine DUMMY-Variable mit dem Wert 1 wenn *CURRENTRATIO* < 1 ist. Die Standardfehler sind in den Klammern angegeben. Für die Signifikanzzeichnung gilt folgendes Schema: \* = 10%-Level, \*\* = 5%-Level, \*\*\* = 1%-Level.

Tabelle 14: Regressionsergebnisse für die Hypothesen H1 und H2



	VIF
<i>ZEIT · BETROFFEN</i>	3,02
<i>ZEIT</i>	2,03
<i>ZSCORE</i>	2,02
<i>BETROFFEN</i>	2,01
<i>SQ</i>	1,97
<i>S</i>	1,75
<i>ROA</i>	1,28
<i>CURRENTRATIO</i>	1,24
mean VIF	1,92

Tabelle 15: Ergebnis des VIF-Test

Das Resultat des Variance Inflation Factors (VIF), dargestellt in Tabelle 15, deutet darauf hin, dass aufgrund der deutlich niedrigeren Werte als zehn keine Multikollinearität für die vollständige Schätzung des Modells (8) der Tabelle 14 vorliegt.<sup>78</sup>

Insgesamt ist somit festzuhalten, dass die in Alberternst und Sureth-Sloane (2016) dargelegte stärkere Anpassungsreaktion der betroffenen Kapitalgesellschaften von 4,7%-Punkten im Vergleich zu den nicht betroffenen Kapitalgesellschaften in der vorliegenden Untersuchung für Personenunternehmen nicht statistisch signifikant ist. Dies gilt ebenfalls für den Einfluss von Liquiditätsproblemen, die bei Kapitalgesellschaften ohne Liquiditätsprobleme in Alberternst und Sureth-Sloane (2016) zu einer noch stärkeren Anpassungsreaktion in Höhe von 6%-Punkten führt.

Eine Erklärung dafür, dass die Anpassungsreaktionen für Personenunternehmen und Kapitalgesellschaften nicht in gleicher Weise aufgezeigt werden können, kann mit der vorliegenden Untersuchung nicht geliefert werden und gibt Raum für zukünftige Forschung. Jedoch ist anzumerken, dass die Unterschiede in den Ergebnissen möglicherweise mit den eingangs erläuterten strukturellen Unterschieden hinsichtlich der Anteilseignerstruktur und einer damit verbundenen unterschiedlichen Steueraggressivität begründet werden können. Gegebenenfalls sind Kapitalgesellschaften, wie in der Studie von Pierk (2016) aufgezeigt, steueraggressiver als Personenunternehmen und tendenziell eher von der Zinsschranke betroffen und dazu gezwungen stärker auf diese zu reagieren. Ein mögliches Indiz dafür, dass Kapitalgesellschaften in einem größeren Ausmaß von der Zinsschranke betroffen sind, liefern die im ersten Teil der Untersuchung stärker im Zeitablauf ansteigenden Zins- und *EBITDA*-Vorträge für Kapitalgesellschaften. Des Weiteren könnte ein möglicher Grund sein, dass Personenunternehmen aufgrund des Transparenzprinzips bei Reaktionen auf die Zinsschranke alle Anteilseigner berücksichtigen müssen und hierdurch wesentlich handlungsunfähiger sind. Kredite zur Finanzierung des Kauf von Anteilen an einer Personenunternehmung werden im Sonderbetriebsvermögen II gehalten. Zinsaufwendungen und -erträge, die Sonderbetriebsausgaben oder -einnahmen sind, werden der Mitunternehmerschaft zugeordnet.<sup>79</sup> Da dies aus den vorliegenden Daten nicht ersichtlich ist, wird die Anzahl der betroffenen Personenunternehmen möglicherweise unterschätzt und somit können mögliche Anpassungsreaktionen nicht aufgezeigt werden.

<sup>78</sup> Vgl. Wooldridge (2014). Darüber hinaus ist in Tabelle 21 die Korrelationsmatrix nach Spearman abgebildet.

<sup>79</sup> Vgl. BMF Schreiben vom 4.7.2008 (BStBl I S. 718) - IV C 7 - S 2742-a/07/10001-, TZ. 19.

## 6 FAZIT

Im Fokus der vorliegenden Studie steht die Untersuchung des Einflusses der im Jahr 2008 im Rahmen der Unternehmensteuerreform eingeführten Zinsschranke auf deutsche Personenunternehmen. Die Zinsschranke untersagt Unternehmen unter bestimmten Voraussetzungen, Zinsaufwendungen als steuerlichen Aufwand (Betriebsausgabe) geltend zu machen. Im ersten Teil der Untersuchung wird die Relevanz der Zinsschranke auf Basis handelsrechtlicher Daten der Jahre 2008 bis 2012 untersucht und die Charakteristika der betroffenen Unternehmen werden identifiziert. Darüber hinaus werden die Erkenntnisse über Personenunternehmen mit solchen aus früheren Studien verglichen und analysiert. Dieser Teil der Untersuchung basiert auf Handelsbilanz- und Jahresabschlussdaten von 2.194 Personenunternehmen aus der DAFNE-Datenbank in einer balancierten Panelstruktur. Die potenziell betroffenen Unternehmen werden unter Berücksichtigung der im Zeitablauf veränderten rechtlichen Rahmenbedingungen sowie unter Einbezug von Zins- und *EBITDA*-Vorträgen ermittelt.

Mit einem Difference in Difference-Ansatz wird untersucht, ob die Einführung der Zinsschranke einen Einfluss auf die Finanzierungsstruktur von Personenunternehmen hat. In der Theorie ist zu vermuten, dass von der Zinsschranke betroffene Personenunternehmen ihre Fremdkapitalquote stärker reduzieren als nicht betroffene Personenunternehmen. Die gewonnenen Erkenntnisse für Personenunternehmen werden mit solchen für Kapitalgesellschaften aus früheren Studien verglichen und analysiert. Diesem Teil der Untersuchung liegt eine Stichprobe mit Handelsbilanz- und Jahresabschlussdaten aus der DAFNE-Datenbank für die Jahre 2005 bis 2008 zugrunde. Sie umfasst 1.738 Personenunternehmen.

Die Analyse zeigt, dass in Abhängigkeit vom jeweiligen Jahr zwischen 64 und 73 Personenunternehmen in der Stichprobe potenziell von der Zinsschranke betroffen sind. Die Schätzung zeigt zudem einen Einfluss der im Jahr 2010 erstmals nutzbaren *EBITDA*-Vorträge auf. Jedoch führen die *EBITDA* Vorträge, anders als politisch beabsichtigt, nicht zu einer langfristigen Reduzierung der Anzahl der betroffenen Unternehmen. Die balancierte Panelstruktur liefert zudem Hinweise darauf, dass ein erheblicher Teil der Unternehmen, die zumindest in einem Jahr betroffen sind, dieses auch über einen langen Zeitraum bleiben (49,53%). Die Zinsvorträge steigen im Zeitablauf nahezu linear jährlich um ca. 4,7 Mio. € und die *EBITDA*-Vorträge im Schnitt jährlich um ca. 44 Mio. € pro betroffenem Personenunternehmen an. Darüber hinaus wird eine starke Konzentration der Zins- und *EBITDA*-Vorträge auf wenige Unternehmen sichtbar. Im Vergleich zu Kapitalgesellschaften ist der jährliche Zuwachs bei den Zins- (6,6 Mio. €) und *EBITDA*-Vorträgen (59,6 Mio. €) bei den Personenunternehmen deutlich geringer und weniger stark auf wenige Unternehmen konzentriert.

Von der Zinsschranke betroffene Personenunternehmen weisen signifikant höhere Fremdkapitalquoten auf, sind weniger rentabel und größer als die nicht betroffenen Personenunternehmen. Ebenso ist zu erkennen, dass die betroffenen Gesellschaften eine höhere Sicherheitenquote, ein höheres Insolvenzrisiko, eine niedriger Liquidität und ein niedrigeres Innenfinanzierungsvolumen, sowie ein höheres operatives Risiko aufweisen. Diese Ergebnisse sind vergleichbar mit den Erkenntnissen für Kapitalgesellschaften aus der Studie von Alberternst und Schwar (2016) und sind somit ebenfalls für Personenunternehmen als bedenklich einzustufen,

da sie eine krisenverschärfende Wirkung der Zinsschranke befürchten lassen.<sup>80</sup> Darüber hinaus deutet ein Vergleich der betroffenen Personenunternehmen mit den Kapitalgesellschaften darauf hin, dass die betroffenen Kapitalgesellschaften sich in einer wirtschaftlich schlechteren Situation als die betroffenen Personenunternehmen befinden. Ebenso wie für Kapitalgesellschaften kann auch für Personenunternehmen eine Branchenverzerrung festgestellt werden. In einer multivariaten Untersuchung wird auf dem 1% Signifikanzniveau gezeigt, dass eine höhere Fremdkapitalquote, eine höhere Sicherheitenquote, ein höheres operatives Risiko und ein niedrigerer operativer Cashflow die Wahrscheinlichkeit für eine Betroffenheit von der Zinsschranke für Personenunternehmen erhöht.

Unter Berücksichtigung des Propensity Score Matchings kann für Personenunternehmen der vermutete Zusammenhang, dass betroffene Personenunternehmen ihre Fremdkapitalquote stärker reduzieren als nicht betroffene Personenunternehmen, allerdings nicht auf einem signifikanten Niveau gezeigt werden. Ebenso kann der erwartete Einfluss von Liquiditätsproblemen auf die Anpassungsreaktion für Personenunternehmen nicht auf einem statistisch signifikanten Niveau gezeigt werden.

Insgesamt kann festgehalten werden, dass aufgrund der vorhandenen Stichprobe für Personenunternehmen die zuvor im Schrifttum ermittelten Ergebnisse für Kapitalgesellschaften nicht unmittelbar auf Personenunternehmen übertragen werden können. Insbesondere vor dem Hintergrund, dass die Mehrzahl der in Deutschland ansässigen Unternehmen in der Rechtsform einer Personenunternehmen geführt werden, sollte auch in zukünftigen Studien ein Augenmerk auf Personenunternehmen gelegt werden.

Die Interpretation der Ergebnisse hat vor dem Hintergrund der Datenqualität zu erfolgen. Da steuerliche Daten zur Berechnung des *EBITDA* und der *EBITDA*-Vorträge nicht vorliegen, müssen diese hilfsweise aus Handelsbilanz- und Jahresabschlussdaten abgeleitet werden. Eine solche Approximation ist mit Ungenauigkeiten verbunden. Insbesondere müssen die niedrigeren Publizitätspflichten für Personenunternehmen und die damit verbundenen Eigenschaften der Stichprobe berücksichtigt werden.

---

<sup>80</sup> Vgl. Blaufus und Lorenz (2009a) und BDI (2009).

## LITERATURVERZEICHNIS

- Alberternst, S. und Schwar, T. (2016). “Relevanz der Zinsschranke – eine empirische Untersuchung der betroffenen Unternehmen von 2008 bis 2012”. *Arbeitskreis Quantitative Steuerlehre*, arqus Diskussionsbeiträge zur Quantitativen Steuerlehre (200): URL: [http://www.arqus.info/mobile/paper/arqus\\_200.pdf](http://www.arqus.info/mobile/paper/arqus_200.pdf) (besucht am 30.05.2016).
- Alberternst, S. und Sureth-Sloane, C. (2016). “Interest Barrier and Capital Structure Response”. *Arbeitskreis Quantitative Steuerlehre*, arqus Diskussionsbeiträge zur Quantitativen Steuerlehre (206): URL: [http://www.arqus.info/mobile/paper/arqus\\_206.pdf](http://www.arqus.info/mobile/paper/arqus_206.pdf) (besucht am 30.05.2015).
- Altman, E. I. (2013). “Predicting financial distress of companies: Revisiting the Z-Score and Zeta Models, in: Prokopczuk, Marcel; Brooks, Chris; Bell, Adrian R.. Handbook of Research Methods and Applications in Empirical Finance”, 428–456.
- Bach, S. und Buslei, H. (2009). “Empirische Analysen zur Zinsschranke auf Grundlage von Handelsbilanzdaten”. *Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung Berlin*. Research Notes (30): URL: [http://www.diw.de/sixcms/detail.php?id=diw\\_02.c.236217.de](http://www.diw.de/sixcms/detail.php?id=diw_02.c.236217.de) (besucht am 21.12.2015).
- Backhaus, K., Erichson, B., Wulff, P. und Weiber, R. (2016). *Multivariate Analysemethoden – Eine anwendungsorientierte Einführung*. 14., überarbeitete und aktualisierte Auflage. Berlin Heidelberg: Springer. ISBN: 978-3-662-46075-7.
- Baetge, J., Kirsch, H.-J. und Thiele, S. (2012). *Bilanzen*. 12., überarbeitete Auflage. Düsseldorf: IDW-Verlag. ISBN: 978-3-8021-1904-0.
- BDI (2009). “Die Zinsschranke – Eine ungewollte Verschärfung der Krise”. *Bundesverband der Deutschen Industrie e. V.* URL: [http://bdi.eu/media/presse/publikationen/Publikation\\_Die\\_Zinsschranke.pdf](http://bdi.eu/media/presse/publikationen/Publikation_Die_Zinsschranke.pdf) (besucht am 25.02.2016).
- Blaufus, K. und Lorenz, D. (2009a). “Die Zinsschranke in der Krise”. *Steuer und Wirtschaft* 86 (4): 323–332.
- (2009b). “Wem droht die Zinsschranke? Eine empirische Untersuchung zur Identifikation der Einflussfaktoren”. *Zeitschrift für Betriebswirtschaft* 79 (4): 503–526.
- Broer, M. (2009). “Ziele, Wirkungsweise und Steueraufkommen der neuen Zinsschranke”. *Schmollers Jahrbuch – Journal of Applied Social Science Studies* 129 (3): 391–413.
- Buettner, T., Overesch, M., Schreiber, U. und Wamser, G. (2012). “The impact of thin-capitalization rules on the capital structure of multinational firms”. *Journal of Public Economics* 96 (11-12): 930–938. DOI: 10.1016/j.jpubeco.2012.06.008.
- Bundesfinanzhof (2013). “Ernstliche Zweifel an der Verfassungsmäßigkeit des § 4h EStG 2002 n.F. - Aussetzungsinteresse”. *Bundesfinanzhof*. URL: <http://juris.bundesfinanzhof.de/cgi-bin/rechtsprechung/druckvorschau.py?Gericht=bfh&Art=en&nr=29658> (besucht am 18.02.2016).

- Bundesfinanzhof (2016). “Vorlage an das BVerfG: BFH hält Zinsschranke für verfassungswidrig”. *Bundesfinanzhof* 16 (13): URL: <http://juris.bundesfinanzhof.de/cgi-bin/rechtsprechung/document.py?Gericht=bfh&Art=en&Datum=Aktuell&nr=32718&linked=pm> (besucht am 16.02.2016).
- Buslei, H. und Simmler, M. (2012). “The Impact of Introducing an Interest Barrier: Evidence from the German Corporation Tax Reform 2008”. *Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung* DIW Discussion Paper (1215): (1).
- Chen, S., Chen, X., Cheng, Q. und Shevlin, T. (2010). “Are family firms more tax aggressive than non-family firms?” *Journal of Financial Economics* 95 (1): 41–61. ISSN: 0304-405X. DOI: <http://dx.doi.org/10.1016/j.jfineco.2009.02.003>. URL: <http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0304405X09001640>.
- Dreßler, D. und Scheuering, U. (2015). “Empirical Evaluation of Interest Barrier Effects”. *Zentrum für europäische Wirtschaftsforschung* Discussion Paper No. 12-046.
- Europäische Kommission (2016). “Proposal for a council directive laying down rules against tax avoidance practices that directly affect the functioning of the internal market”. *Europäische Kommission*. URL: <https://ec.europa.eu/transparency/regdoc/rep/1/2016/EN/1-2016-26-EN-F1-1.PDF> (besucht am 17.02.2016).
- Healy, P. M. und 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, 405–440.
- Herzig, N. (2010). “Zum EBITDA-Vortrag der Zinsschranke”. *Der Betrieb* 63 (13): 690–695.
- Hoffmann, W.-D. (2014). “§ 4h Betriebsausgabenabzug für Zinsaufwendungen (Zinsschranke)”. In: *Das Einkommensteuerrecht*. Hrsg. von E. Littmann, H. Bitz und H. Pust. Bd. 78. Stuttgart: Schäffer-Poeschel Verlag.
- Hoppe, T., Maiterth, R. und Sureth-Sloane, C. (2016). “Eigenkapitalverzehr und Substanzbesteuerung deutscher Unternehmen durch eine Vermögensteuer – eine empirische Analyse”. *Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung* 68 (1): 3–45. DOI: 10.1007/s41471-016-0005-x.
- König, R., Maßbaum, A. und Sureth, C. (2013). *Besteuerung und Rechtsformwahl: Personen-, Kapitalgesellschaften und Mischformen im Vergleich; Steuerbelastungsrechnungen, Aufgaben, Lösungen*. 6., vollst. überarb. Aufl. NWB Studium, Lehrbuch. Herne : NWB-Verl. ISBN: 978-3-482-69472-1, 978-3-482-53466-9.
- Lin, K. Z., Mills, L. F. und Zhang, F. (2014). “Public versus Private Firm Responses to the Tax Rate Reduction in China”. *The Journal of the American Taxation Association* 36 (1): 137–163. DOI: 10.2308/atax-50618. URL: <http://dx.doi.org/10.2308/atax-50618>.
- OECD (2015). *OECD/G20 Base Erosion and Profit Shifting Project Limiting Base Erosion Involving Interest Deductions and Other Financial Payments, Action 4 – 2015 Final*

*Report*. OECD/G20 Base Erosion and Profit Shifting Project Series. Paris: Turpin Distribution Services (OECD). ISBN: 9789264241169. DOI: <http://dx.doi.org/10.1787/9789264241176-en>.

- o.V. (2006). *Große Koalition: „Wir sind uns zu 95 Prozent über die Unternehmenssteuer einig“*. Hrsg. von Frankfurter Allgemeine Zeitung Online. URL: <http://www.faz.net/aktuell/wirtschaft/wirtschaftspolitik/grosse-koalition-wir-sind-uns-zu-95-prozent-ueber-die-unternehmenssteuer-einig-1382535.html>.
- Overesch, M. und Wamser, G. (2010). “Corporate tax planning and thin-capitalization rules: evidence from a quasi-experiment”. *Applied Economics* 42 (5): 563–573.
- Pierck, J. (2016). “Are Private Firms Really More Tax Aggressive than Public Firms?” *Social Science Research Network*. SSRN Working Paper. DOI: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2758756>. URL: <http://ssrn.com/abstract=2758756>.
- Rosenbaum, P. R. und Rubin, D. B. (1985). “Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score”. *The American Statistician* 39 (1): 33–38.
- Schaden, M. und Käshammer, D. (2007). “Der Zinsvortrag im Rahmen der Regelungen zur Zinsschranke”. *Betriebs Berater* 62 (43): 2317–2323.
- Scheffler, W. (2011). *Besteuerung von Unternehmen II: Steuerbilanz*. 7., neu bearbeitete Auflage. Heidelberg: C.F. Müller. ISBN: 978-3-8114-9817-4.
- (2012). *Besteuerung von Unternehmen I: Ertrag-, Substanz- und Verkehrsteuern*. 12. Auflage. Heidelberg: C.F. Müller. ISBN: 9783811498167.
- Statistisches Bundesamt (DeStatis) (2013). “Umsatzsteuerstatistik (Veranlagungen) - Fachserie 14 Reihe 8.2 - 2008”. *Statistisches Bundesamt (DeStatis)*. URL: <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/FinanzenSteuern/Steuern/Umsatzsteuer/UmsatzsteuerstatistikVeranlagungen2140820087004.html> (besucht am 15.01.2015).
- Statistisches Bundesamt (DeStatis) (2016). “Umsatzsteuerstatistik (Veranlagungen) 2008 - 2012”. URL: <https://www.destatis.de/DE/Publikationen/Thematisch/FinanzenSteuern/AlteAusgaben/UmsatzsteuerstatistikAlt.html;jsessionid=A0CAFADF292778921BE40186F98023D8.cae1> (besucht am 27.02.2016).
- The Center for Public Integrity (2014). “Explore the documents: Luxembourg leaks database”. *The International Consortium of Investigative Journalism (ICIJ)*. URL: <https://www.icij.org/project/luxembourg-leaks/explore-documents-luxembourg-leaks-database> (besucht am 09.04.2016).
- Traunreut, J. L. (2010). “Praktische Erfahrungen und Empfehlungen zur elektronischen Offenlegung”. *BBP Betriebswirtschaft im Blickpunkt* 9 (12), 334.

Wooldridge, J. M. (2014). *Introduction to Econometrics: Europe, Middle East, and African Edition*. Hampshire und United Kingdom: Cengage Learning EMEA.

# ANHANG

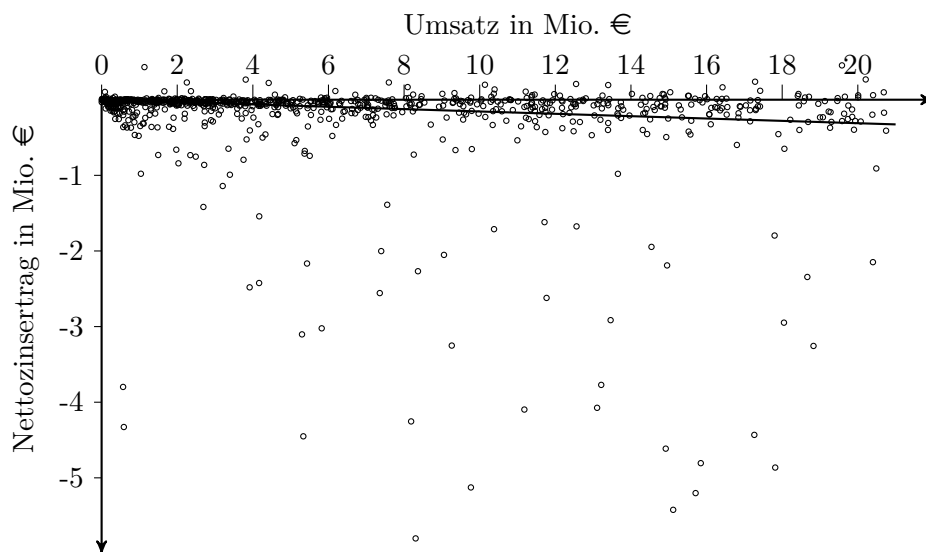


Abbildung 9: Verhältnis zwischen Nettozinsertrag und Umsatz im Jahr 2008

Jahresüberschuss	
- Nettozinsertrag	
+ Abschreibungen	
- Zuschreibungen*	
+ $\Delta$ Rückstellungen*	
+ $\Delta$ Verb. aus Lieferungen und Leistungen*	
+ $\Delta$ erhaltene Anzahlungen	
+ $\Delta$ passive Rechnungsabgrenzungsposten*	
+ $\Delta$ Sonderposten mit Rücklageanteil*	
- $\Delta$ Vorräte*	
- $\Delta$ Forderungen aus Lieferungen und Leistungen*	
- $\Delta$ geleistete Anzahlungen*	
- $\Delta$ aktive Rechnungsabgrenzungsposten*	
= Operativer Cash-Flow ( <i>OCF</i> )	

Tabelle 16: Schätzung des *OCF*



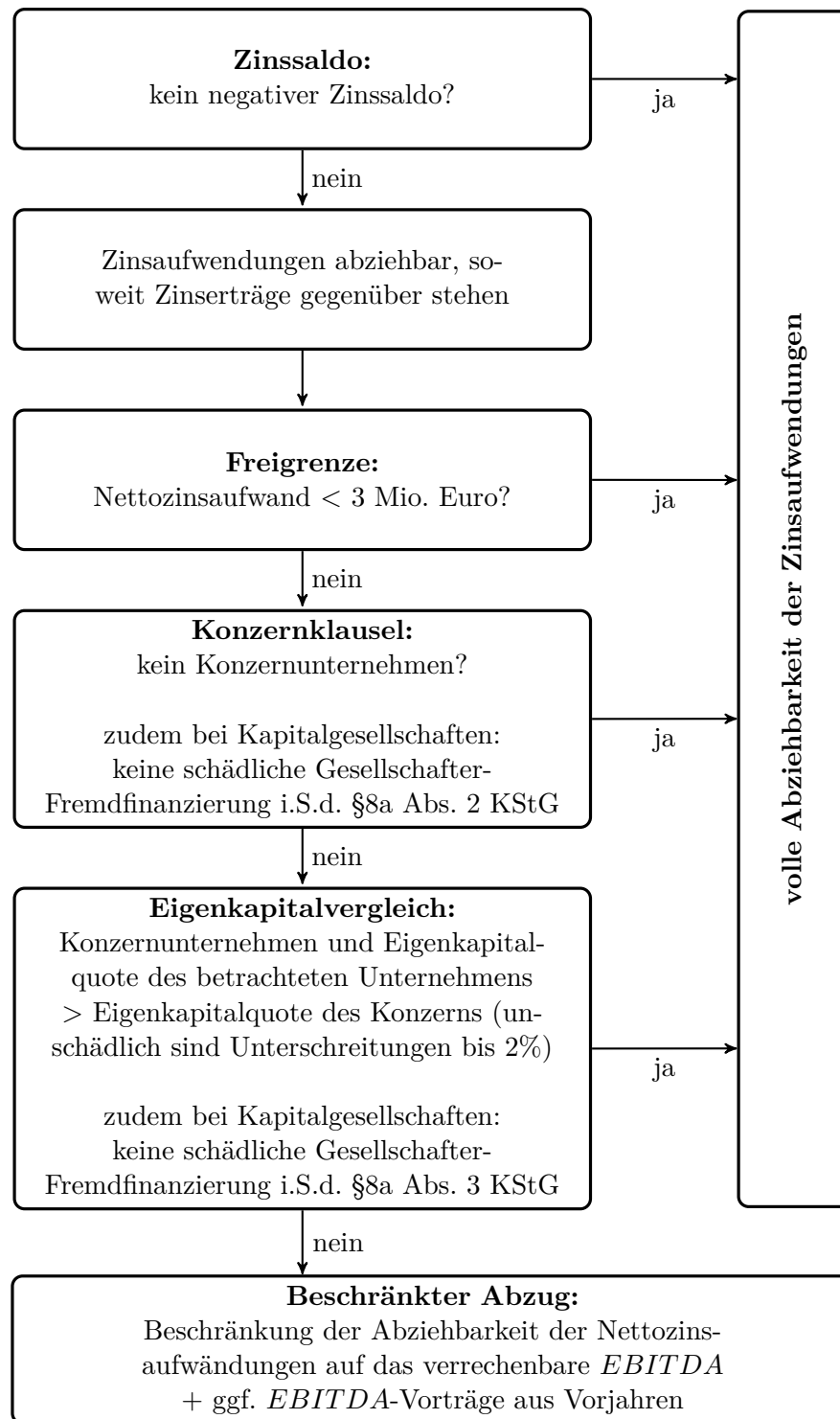


Abbildung 10: Vereinfachtes Prüfschema zur Zinsschranke ab 2010<sup>81</sup>

<sup>81</sup> Übernommen aus Alberternst und Schwar (2016) und in Anlehnung an Scheffler (2012), S. 258.

Kapitalgesellschaften	2008	2009	2010	2011	2012
Median	4.346	6.141	7.793	9.227	10.229
Summe	4.755.470	9.453.451	9.621.378	11.770.881	13.245.564
Personenunternehmen	2008	2009	2010	2011	2012
Median	3.050	5.837	8.534	11.234	11.890
Summe	510.225	922.194	1.114.014	1.421.482	1.807.925

*Anmerkungen:* Die Tabelle stellt den Median und die Summe der Zinsvorträge dar. Die Ergebnisse sind mit Berücksichtigung von Zins- und *EBITDA*-Vorträgen angegeben.

Tabelle 17: Höhe der Zinsvorträge

Kapitalgesellschaften	2008	2009	2010	2011	2012
Median	9.553	13.469	15.380	20.705	24.212
Summe	21.181.601	40.659.775	54.580.470	71.878.127	97.117.266
Personenunternehmen	2008	2009	2010	2011	2012
Median	7.917	9.788	11.565	20.824	26.784
Summe	2.549.772	5.092.334	7.513.183	10.851.105	14.631.466

*Anmerkungen:* Die Tabelle stellt den Median und die Summe der *EBITDA*-Vorträge dar. Die Ergebnisse sind mit Berücksichtigung von Zins- und *EBITDA*-Vorträgen angegeben.

Tabelle 18: Höhe der *EBITDA*-Vorträge

	Personenunternehmen		Kapitalgesellschaften	
	$\beta$	$e^\beta$	$\beta$	$e^\beta$
$\lambda (+)$	4,068*** (0,362)	58,43*** (21,17)	4,469*** (0,143)	87,25*** (12,50)
$EK_{Rent} (-)$	-4,425*** (1,033)	0,012*** (0,012)	-1,632*** (0,164)	0,196*** (0,032)
$BS(ln) (+/-)$	1,263*** (0,067)	3,535*** (0,240)	0,945*** (0,021)	2,572*** (0,055)
$SQ (+/-)$	1,553*** (0,298)	4,726*** (1,408)	0,828*** (0,103)	2,289*** (0,236)
$OR (+)$	0,000 (0,000)	1,000 (0,000)	0,000* (0,000)	1,000* (0,000)
$CURRENTRATIO (-)$	0,000 (0,000)	1,000 (0,000)	0,000 (0,000)	1,000 (0,000)
$HOLDING (+)$	-0,925 (0,705)	0,396 (0,279)	1,178*** (0,169)	3,248*** (0,548)
$ZSCORE (+)$	-0,175*** (0,062)	0,840*** (0,052)	0,000 (0,000)	1,000 (0,000)
$OCF (-)$	0,000*** (0,000)	1,000*** (0,000)	0,000*** (0,000)	1,000*** (0,000)
$NSS$			4,217*** (1,554)	67,82*** (105,4)
Jahres Dummies	Ja	Ja	Ja	Ja
N	10.530	10.530	56.960	56.960
N pro Jahr	2.106	2.106	11.392	11.392
Model Chi- $R^2$	1.176,560	1.176,560	4.776,570	4.776,570
McFadden- $R^2$	0,398	0,398	0,344	0,344
Cox & Snell- $R^2$	0,105	0,105	0,080	0,080
Nagelkerke- $R^2$	0,431	0,431	0,372	0,372

*Anmerkungen:* Die Regression wird als logistische Regression der zuvor gepoolten Daten geschätzt. Die Standardfehler sind in den Klammern angegeben. Für die Signifikanzkennzeichnung gilt folgendes Schema: \* = 10%-Level, \*\* = 5%-Level, \*\*\* = 1%-Level.

Tabelle 19: Ergebnisse der logistischen Regression (gepoolte Daten)

	$\lambda$	ROA	BS(ln)	SQ	OR	CR	HOLDING	ZSCORE	OCF
$\lambda$	1								
ROA	-0,070*	1							
BS(ln)	-0,261*	-0,245*	1						
SQ	-0,002	-0,147*	0,135*	1					
OR	-0,474*	-0,012	0,618*	-0,054*	1				
CR	-0,590*	0,115*	0,116*	-0,318*	0,294*	1			
HOLDING	-0,019	-0,034*	0,065*	0,073*	0,026*	-0,034*	1		
ZSCORE	-0,242*	0,385*	-0,197*	-0,512*	0,090*	0,318*	-0,057*	1	
OCF	-0,266*	0,161*	0,815*	0,157*	0,544*	0,119*	0,004	-0,041*	1

Anmerkung: Für die Signifikanzkennzeichnung gilt folgendes Schema: \* = 5%-Level

Tabella 20: Korrelationsmatrix (Spearman) für die logistische Regression

	$\Delta\lambda$	ZEIT	BETROFFEN	ZEIT · BETROFFEN	S	ROA	SQ	CR	ZSCORE
$\Delta\lambda$	1								
ZEIT	-0,145	1							
BETROFFEN	-0,124	0,000	1						
ZEIT · BETROFFEN	-0,186	0,577*	0,577*	1					
S	-0,082	0,031	0,034	0,034	1				
ROA	-0,060	0,038	0,056	0,035	-0,014	1			
SQ	0,005	-0,024	0,022	-0,001	-0,582*	-0,066	1		
CR	-0,079	0,062	-0,234*	-0,124	0,344*	-0,043	-0,383*	1	
ZSCORE	-0,102	0,055	-0,035	0,023	0,598*	0,323*	-0,631*	0,434*	1

Anmerkung: Für die Signifikanzkennzeichnung gilt folgendes Schema: \* = 5%-Level

Tabella 21: Korrelationsmatrix (Spearman) für den zweiten Teil der Untersuchung (DID-Regression)

	Betroffen
$BS(\ln)$	0,649*** (0,150)
JÜ	0,000*** (0,000)
Anz, Mitarbeiter (ln)	-0,071 (0,045)
$S(\ln)$	-0,086 (0,144)
$\Delta\lambda$	-0,207 (1,417)
ROA	-0,189 (2,136)
SQ	0,277 (0,432)
CR	0,000 (0,000)
ZSCORE	-0,078 (0,098)
Constant	-7,570*** (1,245)
N	1.728
pseudo $R^2$	0,332

*Anmerkungen:* Diese Tabelle zeigt die Schätzergebnisse des Propensity Score Matchings. Es werden nur Daten des Jahres 2006 berücksichtigt. Für die Signifikanzkennzeichnung gilt folgendes Schema: \* = 10%-Level, \*\* = 5%-Level, \*\*\* =1%-Level.

Tabelle 22: Ergebnisse des Propensity Score Matchings

		mean betroffen	mean unbetroffen	%bias	%Reduzierung  bias	p> t
$BS(\ln)$	ungematched	11,902	9,369	153,5		0,000
	gematched	11,863	12,000	1,0	99,2	0,953
JÜ	ungematched	6.979,000	9.912,400	-5,1		0,844
	gematched	7.228,200	7.480,600	-0,4	91,4	0,934
Anz. Mitarbeiter (ln)	ungematched	3,472	3,800	-12,0		0,501
	gematched	3,596	3,000	10,0	13,5	0,713
S	ungematched	11,005	9,882	62,1		0,004
	gematched	11,054	11,000	9,0	85,8	0,687
$\Delta\lambda$	ungematched	-0,003	-0,012	10,9		0,653
	gematched	-0,006	-0,010	4,3	60,6	0,810
$EK_{Rent}$	ungematched	0,060	0,134	-44,4		0,090
	gematched	0,060	0,062	-1,3	97,0	0,851
SQ	ungematched	0,592	0,375	79,3		0,000
	gematched	0,589	0,568	7,5	90,5	0,804
CR	ungematched	79,548	86,998	-0,8		0,974
	gematched	82,319	303,000	-24,0	-2.855,5	0,465
ZSCORE	ungematched	1,427	3,441	-59,8		0,017
	gematched	1,470	1,000	0,0	99,8	0,993

*Anmerkungen:* Die Tabelle vergleicht die Mittelwerte aller Matchingkriterien zwischen den betroffenen und nicht betroffenen Unternehmen, welche durch das Propensity Score Matching ermittelt wurden. Die Ergebnisse basieren auf dem nächstmöglichen Nachbarn unter Berücksichtigung eines Calipers von 0,1 für das Jahr 2006.

Tabelle 23: Darstellung der Matchingqualität