

**Körperschaftbesteuerung und
Unternehmensverschuldung
Evidenz aus einem europäischen
Firmenpanel**

Matthias Stöckl, Hannes Winner

Körperschaftbesteuerung und Unternehmensverschuldung

Evidenz aus einem europäischen Firmenpanel

Matthias Stöckl, Hannes Winner

WIFO Working Papers, Nr. 422
Februar 2012

Inhalt

Die vorliegende Arbeit untersucht anhand von europäischen Unternehmensdaten den Einfluss der Körperschaftsteuer auf die Unternehmensverschuldung. Der Datensatz enthält Bilanzinformationen von 110.620 Unternehmen aus 22 EU-Ländern im Zeitraum 1999/2007. Die ökonometrische Schätzung eines dynamischen Panels mit fixen Unternehmens- und Zeiteffekten erlaubt die Berücksichtigung einer möglichen Persistenz von Finanzierungsentscheidungen. Im Einklang mit den theoretischen Erwartungen zeigt sich ein signifikant positiver Zusammenhang zwischen der Höhe des Körperschaftsteuersatzes und der Fremdkapitalquote. Große Unternehmen reagieren stärker, Aktiengesellschaften hingegen schwächer auf Anreize der Unternehmensbesteuerung.

E-Mail-Adresse: Hannes.Winner@wifo.ac.at
2012/041/W/0

© 2012 Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung
Medieninhaber (Verleger), Hersteller: Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung • 1030 Wien, Arsenal, Objekt 20 •
Tel. (43 1) 798 26 01-0 • Fax (43 1) 798 93 86 • <http://www.wifo.ac.at> • Verlags- und Herstellungsort: Wien
Die Working Papers geben nicht notwendigerweise die Meinung des WIFO wieder
Kostenloser Download: <http://www.wifo.ac.at/www/pubid/43693>

Körperschaftbesteuerung und Unternehmensverschuldung: Evidenz aus einem Europäischen Firmenpanel

Matthias Stöckl*

Hannes Winner†

Februar 2012

Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit untersucht anhand von europäischen Firmendaten den Einfluss der Körperschaftsteuer auf die Unternehmensverschuldung. Der Datensatz enthält Bilanzinformationen von 110,620 Firmen aus 22 EU-Ländern im Zeitraum zwischen 1999 und 2007. Ökonometrisch wird ein dynamisches Panel mit fixen Firmen- und Zeiteffekten geschätzt, welches erlaubt, eine mögliche Persistenz von Finanzierungsentscheidungen zu berücksichtigen. Im Einklang mit den theoretischen Erwartungen finden wir einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen der Höhe des Körperschaftsteuersatzes und der Fremdkapitalquote. Große Unternehmen reagieren stärker, Aktiengesellschaften hingegen schwächer auf Anreize der Unternehmensbesteuerung.

JEL classification: H20, H32, G32, C31

Keywords: Unternehmensbesteuerung, Unternehmensverschuldung, Panelökonometrie

*Fachbereich für Sozial- und Wirtschaftswissenschaften, Universität Salzburg. Adresse: Residenzplatz 9, A-5010 Salzburg. *E-Mail:* Matthias.Stöckl@sbg.ac.at.

† *Korrespondierender Autor:* Fachbereich für Sozial- und Wirtschaftswissenschaften, Universität Salzburg und Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung (WIFO). Adresse: Residenzplatz 9, A-5010 Salzburg. *E-Mail:* Hannes.Winner@sbg.ac.at.

1 Einleitung

Die Unternehmenssteuersysteme der westlichen Industrieländer sehen eine Abzugsfähigkeit von Fremdkapitalzinsen vor, während dies für die Verzinsung des Eigenkapitals meist nicht vorgesehen ist. Diese Asymmetrie in der steuerrechtlichen Behandlung von Finanzierungskosten führt dazu, dass Unternehmen ihre Verschuldung im Optimum höher wählen als in einer Welt ohne Steuern (vgl. Modigliani und Miller 1963; einen Überblick über die nachfolgende Literatur geben etwa Graham 2003, Frank und Goyal 2008 oder Weichenrieder 2009). Der steuerinduzierte Vorteil aus der Fremdfinanzierung stellt ein *Steuerschild* dar, dessen Bedeutung mit der Höhe des Steuersatzes zunimmt. Theoretisch läßt sich daraus eine Randlösung mit vollständiger Fremdfinanzierung erwarten. Allerdings liefert die theoretische Literatur mehrere Erklärungen dafür, dass ein derart hoher Verschuldungsgrad bei Unternehmen zumindest längerfristig nicht auftreten kann. So stellt beispielsweise die *Trade-off Theorie* dem steuerinduzierten Grenznutzen der Verschuldung entsprechende Grenzkosten gegenüber, die dadurch entstehen, dass sich mit zunehmendem Verschuldungsgrad eines Unternehmens das Insolvenzrisiko und damit die Finanzierungskosten erhöhen. Gemäß dieser Sichtweise wägen die Unternehmen Grenznutzen und Grenzkosten der Verschuldung gegeneinander ab und ermitteln auf diese Weise ihren optimalen Verschuldungsgrad (vgl. Myers 1984, 2003). Eine alternative Betrachtung ergibt sich aus einer inhärent vorliegenden Informationsasymmetrie zwischen Fremdkapitalgeber und -nehmer einerseits (vgl. *Pecking-order Theorie*; Myers 1984, Myers und Majluf 1984) und zwischen Eigentümer und Management andererseits (*Free Cash-flow Theorie*; vgl. Jensen 1986). Beispielsweise bevorzugen gemäß der Pecking-order Theorie Unternehmen durchwegs interne gegenüber externen Finanzierungsmitteln, um am Kapitalmarkt keine negativen Signale über die finanzielle Lage des Unternehmens auszusenden (vgl. Shyam-Sunder und Myers 1999 oder Frank und Goyal 2003 für empirische Evidenz). Eine wesentliche Implikation ist, dass die Besteuerung für die Finanzierungsentscheidungen der Unternehmen von nachrangiger Bedeutung ist.

Während ein positiver Zusammenhang zwischen der Besteuerung und der Unternehmensverschuldung theoretisch nachweisbar ist, konnte die empirische Literatur einen derartigen Effekt – zumindest über lange Zeit – nicht eindeutig belegen. MacKie-Mason (1990) oder Givoly, Hayn, Ofer und Sarig (1992) finden beispielsweise einen positiven Einfluss der Unternehmensbesteuerung auf die Fremdfinanzierung (vgl. auch Graham 1996, Alworth und Arachi 2001, Gordon und Lee 2001, Gropp 2002, Pfaffermayr, Stöckl und Winner 2008, Dwenger und Steiner 2009 oder Overesch und Voeller 2010), andere Studien beobachten hingegen negative (vgl. etwa Barclay und Smith 1995, Ayers, Cloyd und Robinson 2001, Hovakimian, Opler und Titman 2001 oder Huang und Ritter 2009) oder insignifikante Effekte (vgl. z.B. Bradley, Jarrell und Kim 1984, Titman und Wessels 1988, Antiniou, Guney und Paudya 2008 oder Faccio und Xu 2011).¹ In

¹Vgl. auch Feld, Heckemeyer und Overesch (2011), die ihre umfangreiche Literaturübersicht und nachfolgende Metaanalyse mit der folgenden Feststellung einleiten (S. 1): *“Even today, despite a surge of studies providing point estimates for the tax effect on corporate capital structure, the empirical evidence remains ambiguous.”*

der Literatur werden dafür mehrere Gründe genannt, etwa Unterschiede in der empirischen Spezifikation,² der Datenselektion (etwa durch eine Fokussierung auf Zeitreihendaten, meist für die USA) oder die ausschließliche Betrachtung von großen und/oder börsennotierten Unternehmen (vgl. Klapper und Tzioumis 2008). Zudem belegen finanzwirtschaftliche Untersuchungen, dass die Unternehmensverschuldung persistent ist, was bislang in der empirischen Steuerliteratur wenig Berücksichtigung fand (siehe dazu FN2 unten).

Der vorliegende Beitrag untersucht den Einfluss der Körperschaftsteuer auf die Unternehmensverschuldung. Die bisherige empirische Literatur wird dabei um zwei Aspekte ergänzt bzw. erweitert. Erstens wird ein Datensatz mit Bilanzinformationen von etwa 110,000 Kapitalgesellschaften aus 22 EU-Ländern zwischen 1999 und 2007 verwendet. Damit lassen sich Effekte der Besteuerung nicht nur für einen breiten Länderquerschnitt, sondern auch für persistente Finanzierungsentscheidungen abbilden. Ersteres erweitert die Evidenz aus länderspezifischen Studien, letzteres ergänzt Untersuchungen, welche Firmendaten aus mehreren Ländern berücksichtigen, aber eine mögliche Verschuldungsdynamik außer Acht lassen.³ Zweitens wird analysiert, ob etwaige Steuerwirkungen über Firmeneigenschaften variieren, welche mit der Verfügbarkeit von Eigen- und/oder Fremdkapital in Zusammenhang stehen. In der vorliegenden Untersuchung wird angenommen, dass sich dies in der Firmengröße und der Rechtsform manifestiert (vgl. auch Krämer 2011, der allerdings keine Verschuldungsdynamik berücksichtigt).

Die empirischen Ergebnisse legen nahe, dass die Verwendung von Fremdkapital signifikant positiv durch die Unternehmensbesteuerung beeinflusst wird. Wir finden, dass eine Senkung des nominellen Körperschaftsteuersatzes um 10 Prozentpunkte (kurzfristig) einen Rückgang der Verschuldungsquote um knapp drei Prozentpunkte bewirkt. Für große Unternehmen sind diese Steuerwirkungen signifikant höher als für kleinere, während sie für Aktiengesellschaften geringer ausfallen als für andere Kapitalgesellschaften. Der Koeffizient der verzögerten abhängigen Variable liegt um 0.9, was auf eine hohe Verschuldungspersistenz schließen lässt, deren Vernachlässigung in einem Sample mit Querschnitts- und Längsschnittsvariation zu verzerrten Ergebnissen in Bezug auf Finanzierungseffekte der Körperschaftsteuer führen kann.

²So wird beispielsweise die abhängige Variable unterschiedlich gemessen (z.B. als Verschuldungsniveau, als Veränderung des Fremdkapitalstandes oder als Verschuldungsquote) oder die Besteuerungsgröße nicht einheitlich definiert (marginale versus durchschnittliche Unternehmenssteuerbelastungen). Vgl. ausführlich Frank und Goyal (2008) oder Feld, Heckemeyer und Overesch (2011). Seit Graham (1999) ist es Standard, für die vorliegende Fragestellung marginale Steuerbelastungen und Verschuldungsquoten zu verwenden (vgl. auch Graham 2003 für eine ausführliche Diskussion). Dem folgt auch die vorliegende Arbeit.

³Vgl. etwa Pfaffermayr, Stöckl und Winner (2008) oder Overesch und Voeller (2010). Fama und French (2002), Flannery und Rangan (2006) sowie Lemmon, Roberts und Zender (2008) schätzen ein dynamisches Verschuldungsmodell, berücksichtigen aber keine Steuern. Huang und Ritter (2009) beziehen diese ein, konzentrieren sich aber nur auf die USA. Antiniou, Guney und Paudya (2008) untersuchen Steuerwirkungen in einem dynamischen Modell mit fünf Ländern (Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Japan und USA). Sie finden negative Effekte der Körperschaftsteuer auf die Verschuldungsquote. Bartholdy und Mateus (2008) verwenden ein europäisches Firmenpanel, nehmen jedoch keine fixen (Firmen-)Effekte in die Spezifikation auf. Zudem wird in den Schätzungen die endogen verzögerte Variable (zeitverzögerte Verschuldungsquote) unzureichend instrumentiert. Ihre Ergebnisse sind damit (wahrscheinlich) verzerrt.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut. In Abschnitt 2 wird der Datensatz präsentiert. Dabei wird insbesondere auf den deskriptiven Zusammenhang zwischen der Körperschaftsteuer und der Unternehmensverschuldung eingegangen. Im dritten Abschnitt wird die empirische Spezifikation vorgestellt, ehe in Abschnitt 4 die empirischen Ergebnisse besprochen werden. Abschnitt 5 fasst die Hauptergebnisse zusammen und diskutiert einige Schlussfolgerungen.

2 Daten und deskriptive Statistik

Die in der Untersuchung verwendete Stichprobe basiert auf der AMADEUS Datenbank, welche von *Bureau van Dijk* bereitgestellt und in regelmäßigen Abständen aktualisiert wird (die vorliegende Studie bezieht sich auf das Update 170 vom November 2008). Darin enthalten sind Bilanzinformationen von rund 8 Millionen Unternehmen aller Größenklassen in 40 europäischen Ländern für den Zeitraum 1993 bis 2008.

Die Datenbank weist erhebliche Lücken und offensichtliche Fehleinträge auf, was die Validität der Untersuchung wesentlich beeinträchtigen könnte. Daher wird das Sample in mehreren Schritten eingeschränkt. Zunächst werden die Einträge auf Plausibilität geprüft. Erstens werden Unternehmen mit negativen Umsatz- und Gesamtkapitaleinträgen entfernt. Zweitens bleiben nur Firmen mit einer Fremdkapitalquote zwischen 0 und 200 Prozent im Datensatz.⁴ Drittens wird in Bezug auf die Industriestruktur eine homogene Firmenpopulation verwendet, indem nur aktive Unternehmen der verarbeitenden Industrie (Industrieklassifikation NACE Rev.2: 10-33) Berücksichtigung finden.

Eine wesentliche Schwäche der AMADEUS Datenbank liegt darin begründet, dass die Bilanzinformationen nicht lückenlos erfasst werden. Diese Problematik stellt sich vor allem in den ersten Jahren der Erhebung. Auf diese Daten wird daher in der vorliegenden Untersuchung nicht zurückgegriffen, der Beobachtungszeitraum wird auf die Jahre 1999 bis 2007 eingeschränkt.⁵ Um eine möglichst zuverlässige Schätzung eines dynamischen Panels zu ermöglichen, werden ferner nur jene Unternehmen berücksichtigt, für die bei allen (abhängigen und unabhängigen) Variablen im gesamten Beobachtungszeitraum ein Eintrag vorhanden ist (balanced panel).

Schließlich ergeben sich aus der vorliegenden Fragestellung noch Einschränkungen des Datensatzes. Erstens interessiert der Einfluss der *Körperschaftsteuer* auf Finanzierungsentscheidungen. Daher werden nur Kapitalgesellschaften herangezogen, Einzelunternehmen und Personengesellschaften bleiben ausgeschlossen.⁶ Zweitens soll die Standardtheorie der Unternehmensfinanzie-

⁴Fremdkapitalquoten über 100 Prozent sind (kurz- und mittelfristig) möglich, wenn ein Unternehmen Verluste erwirtschaftet und/oder in der Bilanz negatives Eigenkapital ausweist.

⁵Das Jahr 2008 ist zwar das aktuellst verfügbare, allerdings aufgrund von Nachträgen und verspäteten Bilanzmeldungen noch relativ schwach besetzt. Aus diesem Grund werden nur Bilanzeinträge bis 2007 verwendet.

⁶Im Folgenden werden ausschließlich Körperschaftsteuern betrachtet. Steuern auf Anteilseignerebene (Einkommensteuern auf Dividenden und unrealisierte Kapitalgewinne) werden ausgeblendet, da der Datensatz keine zuverlässigen Informationen über die Identität der Eigentümer enthält. Die Ausklammerung von persönlichen

rung möglichst eng getestet werden. Daher werden nur alleinstehende Firmen betrachtet, welche über keine internen Verschuldungsmöglichkeiten verfügen. Konsolidierte Jahresabschlüsse und verbundene Unternehmensgruppen werden daher nicht berücksichtigt.⁷ Drittens fokussiert die Untersuchung auf die Länder der EU-27 und damit auf einen möglichst homogenen Wirtschaftsraum.⁸ Aufgrund der oben angesprochenen Datenlücken und Restriktionen sind fünf EU Mitglieder nicht in der Stichprobe vertreten (Dänemark, Österreich, Rumänien, Slowenien und Zypern), die verbleibenden Länder werden nachfolgend als EU-22 bezeichnet.

Tabelle 1: Zusammensetzung des Samples nach Firmengröße und Gesellschaftsform (995,580 Beobachtungen)

Umsatz (in 1,000 EUR)	Firmen		AG	
	Anzahl	in %	Anzahl	in % ^{a)}
< 50	2,079	1.88	125	6.01
50 – 999	38,963	35.22	2,985	7.66
1,000 – 4,999	40,594	36.70	7,888	19.43
5,000 – 99,999	26,871	24.29	11,151	41.50
≥ 100,000	2,113	1.91	990	46.85
<i>Summe</i>	<i>110,620</i>	<i>100.00</i>	<i>23,139</i>	<i>20.92</i>

Anmerkungen: ^{a)}Prozentangaben beziehen sich auf die erste Spalte (Anzahl der Firmen in der jeweiligen Größenkohorte).

Der Datensatz umfasst schließlich 995,580 Beobachtungen von 110,620 Firmen. Tabelle 1 beschreibt den Datensatz nach Firmengrößenklassen (gemessen am Jahresumsatz in 1,000 EUR) und Rechtsform, wobei zwischen Aktiengesellschaft (AG) und anderen Kapitalgesellschaften unterschieden wird.⁹ Demnach enthält das Sample einen Anteil von etwa 37 Prozent an Kleinbetrieben (mit einem Umsatz von weniger als einer Mio. EUR), ca. 37 Prozent lassen sich als mittelgroße Unternehmen charakterisieren (Umsatz zwischen einem und fünf Mio. EUR), der

Steuern mag auf den ersten Blick einen Schwachpunkt der Untersuchung darstellen, andererseits werden dadurch u.U. gravierende Messfehler vermieden. Vgl. Miller (1977) für eine theoretische Diskussion, Graham (1999) und Overesch und Voeller (2010) liefern empirische Evidenz zum Einfluss der Unternehmens- und Personenbesteuerung auf Finanzierungsentscheidungen.

⁷Feld, Heckemeyer und Overesch (2011) weisen darauf hin, dass multinationale Unternehmen wesentlich stärker auf Steueränderungen reagieren als Firmen, welche ausschließlich im Inlandsbesitz stehen (vgl. auch Egger, Eggert, Keuschnigg und Winner 2010). Umfangreiche Evidenz zur Rolle von Steuern für den konzerninternen Kapitalmarkt liefern etwa Desai, Foley und Hines (2004), Huizinga, Laeven und Nicodème (2008), Buettner und Wamser (2009), Buettner, Overesch, Schreiber und Wamser (2009) oder Mintz und Weichenrieder (2010). Vgl. auch die dort zitierte Literatur.

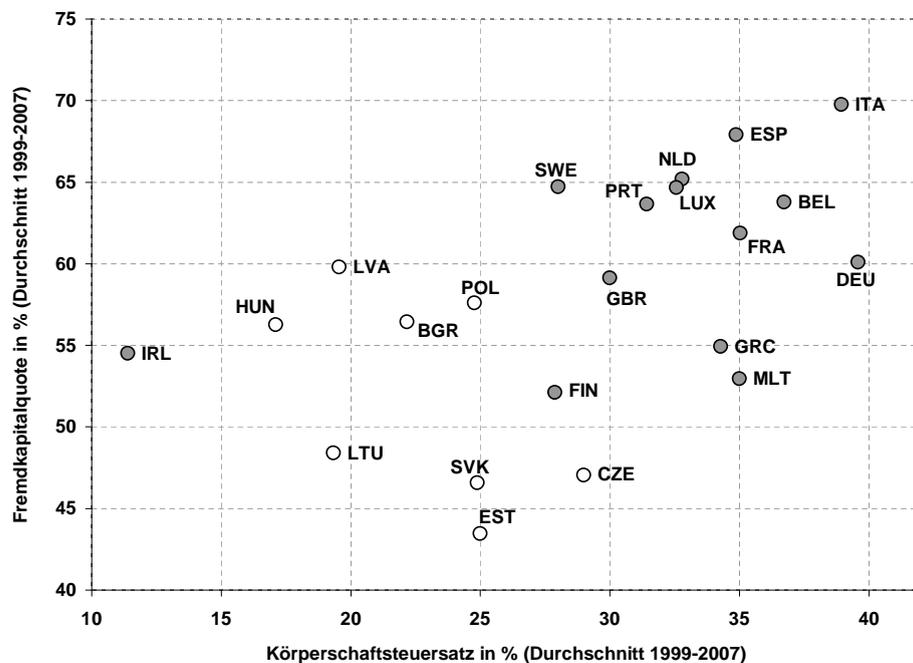
⁸Unternehmen der im Datensatz enthaltenen Nicht-EU Länder (z.B. Mazedonien, Bosnien und Herzogowina oder Ukraine) werden ausgeklammert.

⁹Unter AG's werden im Folgenden alle Publikumsgesellschaften erfasst, die in der AMADEUS-Datenbank als Gesellschaft vom 'Typ 1' codiert sind, z.B. AG (Deutschland), Société Anonyme (SA; Belgien, Frankreich, Luxemburg), Società per Azioni (SpA; Italien), Sociédades Anonimas (SA; Spanien) oder Public Limited Company (Plc; Großbritannien). Im Gegensatz zu 'Typ 2'-Gesellschaften mit beschränkter Haftung, etwa der GmbH (Deutschland), Société à Responsabilité Limitée (SARL; Frankreich) oder der Private Limited Company (Großbritannien), sind dabei (i) Unternehmensanteile öffentlich handelbar, (ii) die Mindestkapitalanforderungen höher, (iii) die Anzahl der Anteilseigner höher, (iv) die Buchführungsvorschriften restriktiver und (v) die Übertragbarkeit von Unternehmensanteilen einfacher.

Rest (ca. 26 Prozent) entfällt auf Firmen mit einem Umsatz von mehr als fünf Mio. EUR. Von den 110,620 Unternehmen sind 23,139 (oder 21 Prozent) als AG organisiert. Tabelle 1 zeigt, dass kleine und mittlere Unternehmen insgesamt im Datensatz stark vertreten sind (74 Prozent), allerdings bei den AG's eine geringere Repräsentation aufweisen. Die Mehrheit der AG's ist in den beiden obersten Größenkohorten zu finden. Auf dieses Charakteristikum des Datensatzes wird im Rahmen der nachfolgenden Regressionsanalyse noch genauer eingegangen.

Tabelle 2 gibt einen deskriptiven Überblick über die in der Untersuchung verwendeten Variablen. Die *Verschuldungsquote*, definiert als der Anteil von kurz- und langfristigen Verbindlichkeiten (inkl. Lieferantenkrediten) zum Gesamtkapital (eine entsprechende Definition wird u.a. in Rajan und Zingales 1995, Graham 1999, Gordon und Lee 2001 verwendet), beträgt durchschnittlich etwa 64 Prozent. Der (länderspezifische) nominelle *Körperschaftsteuersatz* liegt im Durchschnitt der Jahre 1999 bis 2007 bei ca. 34 Prozent,¹⁰ wobei starke Unterschiede zwischen den EU-22 Ländern zu Tage treten (der Minimalwert von 10 Prozent bezieht sich auf Irland, der Maximalwert von 50.08 Prozent auf Deutschland). Aus der Korrelationsmatrix von Tabelle 2 geht weiters hervor, dass zwischen diesen beiden Variablen ein schwach positiver Zusammenhang besteht (der Wert von knapp 0.125 ist hochsignifikant).

Abbildung 1: Fremdkapitalquoten und (nominelle) Körperschaftsteuersteuersätze in den EU-22 (1999 – 2007)



Alle anderen Variablen der Tabelle gehen in der nachfolgenden Regressionsanalyse als erklärende Größen ein und werden an entsprechender Stelle besprochen. An dieser Stelle soll lediglich auf

¹⁰Die nominellen Körperschaftsteuersätze sind dem *KPMG Corporate Tax Rate Survey 1993-2008* entnommen.

Tabelle 2: Korrelationsmatrix und deskriptive Statistik

Variable	Variation	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Fremdkapitalquote	F	1							
Körperschaftsteuersatz	L	0.125	1						
Firmengröße (Umsatz)	F	0.053	0.152	1					
Anlagenintensität	F	0.013	-0.114	-0.030	1				
Gesamtkapitalrentabilität	F	-0.011	-0.004	-0.006	-0.003	1			
Verlustvortrag	F	0.188	0.031	-0.052	0.065	-0.009	1		
Negatives Eigenkapital	F	0.403	-0.033	-0.107	0.016	-0.003	0.206	1	
Bankrottwahrscheinlichkeit	F	-0.087	-0.074	0.028	-0.136	0.015	-0.137	-0.056	1
Mittelwert		63.69	34.37	7.44	32.46	9.87	0.19	0.03	2.57
Standardabweichung		25.57	4.48	1.87	23.99	861.14	0.39	0.18	2.75
Minimum		0.00	10.00	-38.28	-600.00	-193,922	0.00	0.00	-1,724.00
Maximum		200.00	50.08	47.57	749.51	361,600	1.00	1.00	824.70

Anmerkungen: 995,580 Beobachtungen.; F ... Firmenspezifische Variation. L ... Länderspezifische Variation.

die beiden interessierenden Größen, Unternehmensverschuldung und Körperschaftsteuersatz, eingegangen werden. Abbildung 1 stellt den Zusammenhang zwischen den beiden Variablen graphisch dar. In der Abbildung sind auf Länderebene die durchschnittlichen Körperschaftsteuersätze zwischen 1999 und 2007 gegen die (länderweise über alle Firmen aggregierten) durchschnittlichen Verschuldungsquoten abgetragen. Die osteuropäischen (westeuropäischen) EU-Mitgliedstaaten werden als weiss (grau) unterlegte Einträge dargestellt. Die Graphik weist auf einige auffällige Eigenschaften des Datensatzes hin: Die osteuropäischen Staaten liegen geschlossen sowohl in Bezug auf die Fremdkapitalquote als auch bei den Körperschaftsteuersätzen unter der westeuropäischen Ländergruppe. Irland bildet hier aufgrund seines niedrigen Körperschaftsteuersatzes die einzige Ausnahme. Abgesehen von Irland fällt weiters auf, dass beide Variablen innerhalb der EU-22 stark streuen. Die Spannweite reicht bei der Verschuldungsquote von 43 Prozent (Estland) bis 70 Prozent (Italien) und beim Körperschaftsteuersatz von 17.1 Prozent (Ungarn) bis 39.6 Prozent (Deutschland).

Abbildung 1 zeigt einen klar positiven Zusammenhang zwischen der Unternehmensverschuldung und dem Körperschaftsteuersatz. Im Folgenden wird anhand einer Regressionsanalyse untersucht, ob dieser Zusammenhang systematisch in gleicher Weise auf Firmenebene gilt, und vor allem auch dann besteht, wenn in die Betrachtung zusätzliche Erklärungsfaktoren von Finanzierungsentscheidungen einfließen.

3 Empirische Spezifikation und Schätzung

Der Zusammenhang zwischen der Körperschaftsteuer und der Verschuldung von Unternehmen wird im Rahmen eines Modells geschätzt, welches explizit auf eine Persistenz der Finanzierungsentscheidungen kontrolliert. Dazu wird ein dynamisches Panel mit der Spezifikation

$$d_{ijt} = \gamma d_{ij,t-1} + \beta \tau_{jt} + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\delta} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

geschätzt (vgl. etwa Baltagi 2008: Kap. 8). i , j und t beschreiben firmen-, länder und zeitspezifische Indices. $d_{ij,t}$ bezeichnet die Fremdkapitalquote der Firma i im Land j zum Zeitpunkt t , $d_{ij,t-1}$ ist die entsprechende zeitverzögerte Variable auf der rechten Seite der Schätzgleichung. τ_j repräsentiert den nominellen Körperschaftsteuersatz des Landes j . \mathbf{X}_i stellt einen Spaltenvektor mit firmenspezifischen Kontrollvariablen dar. Firmenfixe Effekte werden durch μ_i repräsentiert. Sie berücksichtigen zeitinvariante, firmenspezifische Charakteristika (z.B. Managementfähigkeiten), schließen aber auch länderspezifische Einflüsse auf die Finanzierungsstruktur ein (wie etwa die Ausgestaltung des Rechtssystems; vgl. als Überblick La Porta, Lopez-de-Silanes und Shleifer 2008). λ_t bezeichnet fixe Zeiteffekte und erfasst Einflüsse der Fremdfinanzierung, welche alle Unternehmen zu einem bestimmten Zeitpunkt in gleicher Weise treffen (beispielsweise den Konjunkturzyklus). γ , β und $\boldsymbol{\delta}$ stellen Vektoren von zu schätzenden Parametern dar. ε ist ein

unabhängig normalverteilter Störterm, der alle nicht-systematischen Einflüsse der Unternehmensfinanzierung einschließt.

Die Wahl der Kontrollvariablen erfolgt auf Basis der bisherigen empirischen Literatur (vgl. MacKie-Mason 1990, Rajan und Zingales 1995, Graham, Lemmon und Schallheim 1998, Graham 1999, Alworth und Arachi 2001), sie wird nachfolgend ausführlicher diskutiert. Zunächst geht die *Firmengröße* ein, welche definiert ist als der Logarithmus des Jahresumsatzes.¹¹ In der Literatur wird üblicherweise argumentiert, dass größere Unternehmen stärker diversifiziert sind und einen stabileren Cash-flow aufweisen als kleinere Firmen. Dadurch sind Informationsasymmetrien zwischen Fremdkapitalgeber und -nehmer bei größeren Firmen weniger stark ausgeprägt.¹² Aus diesen Gründen lässt sich erwarten, dass größere Firmen über einen besseren Zugang zum Fremdkapitalmarkt verfügen und daher ihre Investitionen stärker über Fremdkapital finanzieren (vgl. Graham 1999). Die Unternehmensgröße müsste daher positiv auf die Fremdkapitalquote wirken (empirische Evidenz findet sich etwa bei Alworth und Arachi 2001 oder Gropp 2002).

Mögliche fremdkapitalunabhängige Steuerschilder (etwa Abschreibungen oder sonstige steuerliche Investitionserleichterungen, wie z.B. vorzeitige Abschreibungen) werden über die *Anlagenintensität* erfasst. Die Anlageintensität, gemessen als Quote zwischen Anlagevermögen und Gesamtvermögen eines Unternehmens, ist einerseits ein Indikator für die (mögliche) Inanspruchnahme von gewinnmindernden Abschreibungen und/oder Investitionsbegünstigungen. Diese wiederum dämpfen die Vorteilhaftigkeit der Verschuldung aus der Abzugsfähigkeit der Fremdkapitalzinsen, sodass eine höhere Anlagenintensität eine geringere Fremdkapitalquote nach sich ziehen müsste (Substitutionshypothese nach DeAngelo und Masulis 1980). Andererseits entstehen mit einem höheren Anteil des Anlagevermögens auch zusätzliche Möglichkeiten zur Besicherung von Krediten (vgl. Rajan und Zingales 1995), was wiederum positiv auf die Fremdkapitalaufnahme wirken könnte. Insgesamt ist unklar, welcher der beiden Effekte überwiegt, es lassen sich daher keine eindeutigen Aussagen über die Richtung des Einflusses der Anlagenintensität auf die Unternehmensverschuldung treffen.

Weiters enthält \mathbf{X}_i die *Gesamtkapitalrentabilität* (return on assets) eines Unternehmens. Diese Variable weist auf die Effekte von potentiellen Gewinnrücklagen auf die Finanzierungsstruktur eines Unternehmens hin. Der bisherigen Literatur folgend wird die Gesamtkapitalrentabilität als Gewinn vor Zinsen und Steuern (EBIT) zu Gesamtkapital gemessen. Mit steigender Ge-

¹¹Im Datensatz ist die empirische Verteilung des Umsatzes stark linkssteil (vgl. auch Rajan und Zingales 1995). Durch logarithmieren wird die Verteilung „gestaucht“, sodass eine nahezu log-normalverteilte Firmengrößenvariable verwendet werden kann.

¹²Die Problematik asymmetrischer Information ergibt sich am Fremdkapitalmarkt insbesondere dadurch, dass der Kapitalgeber die spezifischen Risiken eines Kredits nur unvollständig und indirekt (z.B. über Bonitätsprüfungen) einschätzen kann, während der Kreditnehmer genauere Informationen über die Ausfallsrisiken hat. Ein größeres Unternehmen hat sich bereits am Markt bewährt und stellt daher für den Kreditgeber ein überschaubareres Finanzierungsrisiko dar (vgl. Graham 1999, Alworth und Arachi 2001). Zudem sind bei großen Unternehmen im Regelfall Informationen leichter öffentlich zugänglich (z.B. Jahresabschlüsse), sodass Informationsasymmetrien weniger ausgeprägt sein dürften, was wiederum zu geringeren Kreditbeschränkungen führt. Empirische Evidenz dazu liefert etwa Winker (1999).

samtkapitalrentabilität steigen tendenziell auch die Möglichkeiten für Gewinnrücklagen, was wiederum die Notwendigkeit zur Aufnahme von Fremdkapital senkt (vgl. Graham 1999, Fama und French 2002). Daraus ließe sich ein negativer Effekt dieser Größe auf die Verschuldungsquote begründen.

Schließlich wird der *finanziellen Lage* eines Unternehmens durch drei Variablen Rechnung getragen (vgl. MacKie-Mason 1990, Graham 1999, Alworth und Arachi 2001). Erstens mit einer Indikatorvariable für *Verlustvorträge*. Diese nimmt einen Wert von Eins (Null) an, wenn ein Unternehmen einen Verlust erwirtschaftet hat, der in den kommenden Perioden mit einem positiven Betriebsergebnis ausgeglichen werden muss. Zweitens mit einer Indikatorvariable für *negatives Eigenkapital*, welche wiederum einen Eintrag von Eins (Null) erhält, wenn in der Bilanz (kein) negatives Eigenkapital ausgewiesen wird. Da Verluste gegen das Eigenkapital verrechnet werden, reduzieren sie die Eigenkapitalposition von Unternehmen, ohne dass zusätzliches Fremdkapital am Kapitalmarkt aufzunehmen ist. Negatives Eigenkapital entsteht, wenn (über Jahre hinweg erwirtschaftete) Verluste die Eigenkapitalreserven eines Unternehmens aufzehren. Ähnlich wie bei einem Verlustvortrag erhöht sich definitorisch die Fremdkapitalquote. Für beide Indikatorvariablen ist daher in der Schätzung der Verschuldungsquote ein positives Vorzeichen zu erwarten.

Als dritte Variable der finanziellen Lage eines Unternehmens wird der sog. ZSCORE berücksichtigt. Dieser misst die *Konkurswahrscheinlichkeit* eines Unternehmens, wobei diese mit höheren Werten von ZSCORE abnimmt.¹³ In der Literatur wird argumentiert, dass mit zunehmender Konkurswahrscheinlichkeit die Finanzierungskosten eines Unternehmens steigen, was wiederum die zusätzliche Aufnahme von Fremdkapital negativ beeinflusst (vgl. ausführlich Graham 1999 und MacKie-Mason 1990). Der ZSCORE müsste daher negativ in die Regressionen eingehen.

Heterogene Finanzierungseffekte der Besteuerung: In Bezug auf die Firmengröße wurde argumentiert, dass größere Unternehmen geringere Kreditbeschränkungen aufweisen als kleinere Firmen. Damit dürfte auch der steuerbedingte Vorteil aus der Abzugsfähigkeit von Fremdkapitalzinsen über die Firmengröße variieren. Diesem Aspekt wird im Rahmen einer erweiterten Spezifikation Rechnung getragen, indem Gleichung (1) um einen Interaktionsterm zwischen dem Körperschaftsteuerstanz und der Firmengröße erweitert wird.¹⁴ Wir erwarten ein positives Vor-

¹³Der bisherigen Literatur folgend wird der ZSCORE gemessen als

$$\begin{aligned} \text{ZSCORE} &= 3.3 \cdot \frac{\text{EBIT}}{\text{Gesamtkapital}} + 1.0 \cdot \frac{\text{Umsatz}}{\text{Gesamtkapital}} + 1.4 \cdot \frac{\text{Eigenkapital}}{\text{Gesamtkapital}} \\ &+ 1.2 \cdot \frac{\text{Nettoumlaufvermögen}}{\text{Gesamtkapital}}. \end{aligned}$$

Vgl. Graham (1999) sowie Alworth und Arachi (2001).

¹⁴Die Korrelation zwischen diesem Interaktionsterm und dem Körperschaftsteuersatz ist mit 0.64 relativ hoch. Daher verwenden wir einen alternativen Interaktionsterm, bei dem für die Firmengröße eine Indikatorvariable gebildet wird, welche für Unternehmen im obersten (in den ersten drei) Umsatzquartil(-en) auf einen Wert von Eins (Null) gesetzt wird. Die Korrelation zwischen diesem modifizierten Interaktionseffekt und der Körper-

zeichen für diese Variable (vgl. auch Krämer 2011). Umgekehrt sind Unternehmen mit einer besseren Eigenkapitalverfügbarkeit wesentlich weniger auf Fremdkapital angewiesen, was auch die Bedeutung der Besteuerung für die Unternehmensverschuldung reduzieren müsste. Unterstellt man, dass der Eigenkapitalzugang systematisch durch die Rechtsform (mit-)bestimmt wird (vgl. Berger und Udell 1998), lässt sich dieses Argument anhand der vorliegenden Daten abbilden, indem in Gleichung (1) ein weiterer Interaktionsterm zwischen dem Körperschaftsteuersatz und einer Dummyvariable aufgenommen wird, welche für eine AG (andere Kapitalgesellschaft) einen Wert von Eins (Null) annimmt. In diesem Fall lässt sich für diesen Interaktionseffekt ein negativer Koeffizient prognostizieren. Ähnlich lässt sich mit einem Agency-Ansatz argumentieren, dass Steueranpassungen zur Erreichung einer optimalen Finanzierungsstruktur dann erschwert werden, wenn ein Unternehmen von vielen Eigentümern mit unterschiedlichen Interessen gehalten wird (vgl. Hebous und Weichenrieder 2010, Krämer 2011). Bei einer AG ist dies eher anzunehmen als bei anderen Rechtsformen, woraus sich für diesen Interaktionseffekt ebenfalls ein negatives Vorzeichen motivieren lässt.

Schätzung: Gleichung (1) repräsentiert ein dynamisches Panelmodell, für das ein GMM-(System-)Schätzer gemäß Arellano und Bond (1991) bzw. Blundell und Bond (1998) angewendet wird. Die verzögerte abhängige Variable wird als endogen behandelt, ebenso die (definitionsgemäß) mit der Verschuldungsquote verbundenen Variablen Gesamtkapitalrentabilität, Verlustvortrag, negative Eigenkapitalrentabilität und Bankrottwahrscheinlichkeit. Alle anderen Variablen des Modells werden als exogen (Zeiteffekte) oder prädeterminiert (d.h. nicht-kontemporär zur abhängigen Variable) angenommen (Firmengröße, Anlageintensität, Körperschaftsteuersatz). Die Standardfehler sind nach Länderzellen geclustert und werden zweistufig geschätzt (twostep GMM).¹⁵ Die Validität des GMM-Schätzers wird zunächst anhand eines Hansen J -Tests auf Orthogonalität der Instrumente geprüft. Weiters wird auf serielle Korrelation erster und zweiter Ordnung getestet, wobei die Abwesenheit von Autokorrelation zweiter Ordnung Voraussetzung für unverzerrte und effiziente Ergebnisse des GMM-Schätzers sind (vgl. Roodman 2009, für weitere Details).

4 Empirische Ergebnisse

Die Ergebnisse der empirischen Analyse sind in Tabelle 3 zusammengefasst. In Spalte (1) wird für jede Variable die im vorigen Abschnitt diskutierte theoretische Erwartung wiedergegeben. Spalte (2) präsentiert die Parameter und Standardfehler eines Modells, welches sich ausschließlich auf den Firmenquerschnitt bezieht und die Längsschnittsdimension des Datensatzes aus-

schaftsteuersatz beträgt 0.18.

¹⁵Moulton (1990) schlägt ein Clustern der Standardfehler vor, wenn die Variation der abhängigen Variable wesentlich höher als die Variation der unabhängigen Variable ist, was im vorliegenden Sample der Fall ist (d variiert nach der i -Dimension und τ nach der j -Dimension).

blendet (Between Schätzer). Im hinteren Tabellenteil sind die Ergebnisse des dynamischen Panelmodells dargestellt: für die Basisspezifikation aus Gleichung (1) (Spalte (3)) und für das erweiterte Modell mit den Interaktionstermen zwischen der Körperschaftsteuer und der Firmengröße einerseits und der Rechtsform andererseits (Spalte (4)). In die Querschnittsregression gehen 995,580, in den Panelmodellen 884,960 Beobachtungen ein (letztere "verlieren" die erste Querschnittseinheit durch die Aufnahme der verzögerten abhängigen Variable). Dies entspricht einer Firmenpopulation von 110,620 Unternehmen in allen Regressionen. Die Ergebnisse der drei Spezifikationen sind damit direkt vergleichbar.

In den dynamischen Modellen sind die Zeiteffekte hochsignifikant, die Tests auf Autokorrelation erster (zweiter) Ordnung sind insignifikant (signifikant). Schließlich weisen Hansen *J*-Tests auf überidentifizierende Restriktionen darauf hin, dass das in den GMM-Schätzungen verwendete Set an Instrumenten valide ist. Die endogen verzögerten Variablen sind hochsignifikant und weisen Werte um 0.9 auf, was die eingangs erwähnte Vermutung bestätigt, dass Finanzierungsentscheidungen von Unternehmen eine hohe Persistenz aufweisen.¹⁶ Die Ausklammerung einer Verschuldungsdynamik kann daher in einem Sample mit Querschnitts- und Längsschnittsdimension zu gravierenden Verzerrungen der Schätzergebnisse führen, was sich auch in einer Unter- bzw. Überschätzung des Steuereffekts niederschlagen dürfte.

Die Kontrollvariablen gehen meist wie erwartet in die Schätzgleichungen ein. Zunächst zeigt Tabelle 3, dass die Fremdkapitalquote mit der Firmengröße zunimmt. Demnach sind größere Unternehmen stärker verschuldet als kleinere Firmen. Dieses Ergebnis deckt sich mit den theoretischen Erwartungen und mit der bisherigen empirischen Literatur (vgl. etwa Rajan und Zingales 1995, Alworth und Arachi 2001, Gordon und Lee 2001, Pittman und Klassen 2001 oder Pfaffermayr, Stöckl und Winner 2008). In Bezug auf die Anlagenintensität finden sich durchwegs positive Koeffizienten, was auf eine starke Rolle des Anlagevermögens als Kollateral hinweist und gegen die oben erwähnte Substitutionshypothese von DeAngelo und Masulis (1980) spricht. Ähnliche Effekte beobachten Overesch und Voeller (2010) oder Krämer (2011). Die Gesamtkapitalrentabilität trägt – wie vorausgesagt – durchwegs ein negatives Vorzeichen (vgl. auch Rajan und Zingales 1995, Overesch und Voeller 2010 oder Faccio und Xu 2011). Die Indikatorvariable für einen Verlustvortrag hat den erwarteten positiven Einfluss auf die Fremdkapitalposition der Unternehmen (vgl. auch Graham 1999), bei der Dummyvariable für ein negatives Eigenkapital ist dies nur im Between-Modell der Fall. Im dynamischen Modell (Spalten (3) und (4)) ist der geschätzte Parameter negativ, was einerseits gegen die theoretische Erwartung spricht, andererseits auch darauf hinweist, dass die Ergebnisse des Between-Schätzers in Bezug auf diese Variable verzerrt sind. Schließlich zeigt die Bankrottwahrscheinlichkeit (ZSCORE) einen, den

¹⁶Huang und Ritter (2009: 267) geben eine Übersicht über Anpassungsgeschwindigkeiten in bisherigen Studien (von den insgesamt acht Untersuchungen, welche die Autoren nennen, werden in zwei Steuern einbezogen; vgl. auch FN2). Demnach finden die meisten Autoren Anpassungsgeschwindigkeiten zwischen 10 und 17 Prozent (Ausnahmen sind Lemmon, Roberts und Zender 2008 bzw. Flannery und Rangan 2006 mit Werten von 25 bzw. 34 Prozent). Daraus errechnet sich ein Parameter der endogen verzögerten Variable von 0.83 bis 0.9, was im Einklang mit den hier präsentierten Ergebnissen steht.

theoretischen Erwartungen entsprechenden, signifikant negativen Einfluss auf die Fremdkapitalquote. Lediglich im erweiterten Panelmodell von Spalte (4) ist der Koeffizient des ZSCORE insignifikant.

Basiseffekt der Besteuerung: In Bezug auf den Effekt der Körperschaftsteuer auf die Unternehmensverschuldung wird in allen Modellen ein positiver Zusammenhang zwischen den beiden Variablen geschätzt. Der Punktschätzer beträgt im dynamischen Basismodell 0.3 (Spalte 3). Eine Senkung des Körperschaftsteuersatzes um 10 Prozentpunkte ist somit mit einem Rückgang der Verschuldungsquote um 3 Prozentpunkte verbunden. Bei einem kleineren (größeren) Unternehmen mit einem Umsatz zwischen 50,000 EUR und einer Mio. EUR (5 bis 100 Mio. EUR; vgl. die entsprechenden Größenkohorten in Tabelle 1) entspricht dies im Durchschnitt einer Reduktion der Gesamtverschuldung von etwa 13,500 (434,000) EUR.¹⁷

Der Punktschätzer von 0.3 repräsentiert die kurzfristigen Wirkungen der Körperschaftsteuer auf die Unternehmensverschuldung, er steht auch im Einklang mit der bisherigen Literatur.¹⁸ Die entsprechende Elastizität, errechnet an den Mittelwerten der ab- und unabhängigen Variablen, ergibt knapp 0.16 ($0.2915 \cdot \frac{34.37}{63.69} = 0.1573$). Langfristig beträgt der marginale Effekt einer Körperschaftsteuererhöhung 2.78 und die entsprechende Elastizität etwa 1.5 ($\approx \frac{0.2915}{1-0.8952} \cdot \frac{34.37}{63.69}$).¹⁹

Heterogene Finanzierungseffekte der Besteuerung: Ein Vergleich der Ergebnisse aus Spalte (3) mit jenen aus Spalte (4) verdeutlicht zunächst, dass die Erweiterung der empirischen Spezifikation um Interaktionsterme, welche unterschiedliche Effekte der Besteuerung für große/kleine Firmen und AG's/Nicht-AG's abbilden, keine wesentlichen Vorzeichenwechsel bei den Kontrollvariablen nach sich zieht. Lediglich der Parameter für die Firmengröße wird insignifikant, was angesichts einer engen Korrelation (0.68) zwischen dieser Variable und dem entsprechenden Interaktionseffekt wenig verwunderlich erscheint. Ferner wird bei der Bankrott-

¹⁷Da die abhängige Variable eine Quote darstellt (Verbindlichkeiten zu Gesamtkapital), ist der geschätzte kurzfristige Parameter von 0.29 mit dem durchschnittlichen Kapitalstock in der jeweiligen Größenkohorte umzurechnen. Bei einer Firma der zweiten (vierten) Größenkohorte von Tabelle 1 beträgt der Kapitalstock im Durchschnitt 455,509 EUR (14.95 Mio. EUR), die durchschnittliche Verschuldungsquote liegt bei 63.6 Prozent (65.2 Prozent). Eine steuerinduzierte Änderung der Verschuldungsquote auf $63.6 - 2.9 = 60.7$ Prozent ($65.2 - 2.9 = 62.3$ Prozent) entspricht einem Verschuldungsstand nach Steueränderung von $455,509 \cdot 0.607 \approx 276,494$ ($14.952 \cdot 0.623 \approx 9.315$ Mio. EUR). Da die durchschnittliche Verschuldung in diesen Kohorten ca. 290,000 bzw. 9.749 Mio. EUR betragen, ergeben sich Absolutänderungen der Verschuldung von 13,506 bzw. 434,000 EUR. Die Werte für den Steuereffekt im Between-Modell lassen sich analog berechnen.

¹⁸Feld, Heckemeyer und Overesch (2011) weisen in ihrer Literaturübersicht für vergleichbare Studien (d.h. alleinstehende, inländische Unternehmen) durchschnittliche marginale Effekte zwischen -0.2 und 0.6 aus (eine Ausnahme bilden Dwenger und Steiner 2009, welche einen marginalen Effekt von knapp 1.9 schätzen). Ferner zeigen die Autoren im Rahmen einer Metastudie, dass in Untersuchungen, welche eine Dynamik der Verschuldung berücksichtigen, die Punktschätzer des Steuereinflusses systematisch geringer sind als in statischen Modellen.

¹⁹Im Between-Modell beträgt der marginale Steuereffekt 0.86, was durch bisherige Querschnittstudien Bestätigung findet (vgl. etwa Pfaffermayr, Stöckl und Winner 2008). Wenngleich dieser Koeffizient häufig als Langfristbeziehung interpretiert wird, so dürfte dieser aufgrund des vorliegenden Panels mit einer hohen Anzahl von Querschnitts- und einer geringen Zahl von Zeiteinheiten (large N -, small T -Fall) nach unten verzerrt sein (vgl. dazu ausführlich Egger und Pfaffermayr 2005).

Tabelle 3: Empirische Ergebnisse (*abhängige Variable*: Verschuldungsquote in Prozent)

Variable	Theoretische Erwartung (1)	Between Schätzer (2)		GMM-Modell 1 (3)		GMM-Modell 2 (4)	
		Koeff.	Stdfehler	Koeff.	Stdfehler	Koeff.	Stdfehler
Verschuldungsquote _{t-1}	+			0.8952	0.0205***	0.9134	0.0193***
(a) Körperschaftsteuersatz	+	0.8577	0.0146***	0.2915	0.1564*	0.1442	0.1544
(b) Körperschaftsteuersatz × Firmengröße	+					0.2060	0.0802**
(c) Körperschaftsteuersatz × AG	-					-0.0932	0.0239***
Firmengröße (Umsatz)	+	1.1616	0.0315***	1.2151	0.4010***	-0.2093	0.4462
Anlagenintensität	+/-	0.0008	0.0027	0.0298	0.0101***	0.0254	0.0095***
Gesamtkapitalrentabilität	-	-0.0003	0.0001***	-0.00001	0.00002	-0.00003	0.000008***
Verlustvortrag	+	11.2133	0.2750***	4.1040	0.8148***	4.1313	0.8419***
Negatives Eigenkapital	+	78.8664	0.4690***	-6.0627	1.8468***	-6.8908	1.8272***
Bankrottwahrscheinlichkeit (ZSCORE)	-	-0.3279	0.0382***	-0.1509	0.0745**	-0.0121	0.0634
Beobachtungen			995,580		884,960		884,960
Firmen			110,620		110,620		110,620
Länder			22		22		22
R ²			0.274				
Fixe Zeiteffekte: F-Test					31.40***		26.19***
AR(1): p-Wert					0.004		0.008
AR(2): p-Wert					0.807		0.670
Hansen J-Test: p-Wert					0.317		0.282
Steuereffekt gesamt: (a)+(b)+(c) [χ ² (1)]						0.2570	2.8400*

Anmerkungen: Konstante und Koeffizienten der fixen Effekte nicht ausgewiesen. Standardfehler in Länderzellen geclustert. ***, **, * Signifikanz auf 1%, 5%- bzw. 10%-Niveau.

wahrscheinlichkeit der im parsimonischen Modell geschätzte negative Parameter insignifikant, umgekehrt wird der insignifikante Koeffizient der Gesamtkapitalrentabilität signifikant negativ. Auch die endogen verzögerte Variable und der (Gesamt-)Effekt des Körperschaftsteuersatzes auf die Verschuldungsquote bleiben robust bei Werten um 0.9 und 0.3 (der Haupteffekt des Körperschaftsteuersatzes ist zwar insignifikant, aber in Summe ergibt der Steuereffekt einen signifikant positiven Wert von 0.25; vgl. χ^2 -Test in der letzten Zeile der Tabelle).

Die Punktschätzer der Interaktionsterme weisen darauf hin, dass Firmen unterschiedlich auf die Anreize der Unternehmensbesteuerung reagieren. Für den Interaktionsterm der Firmengröße wird ein signifikant positiver Koeffizient geschätzt, der den Haupteffekt aus der Körperschaftsteuer verstärkt ($0.1442 + 0.2060 = 0.3502$; signifikant auf 3 Prozent-Niveau). Dies bringt zum Ausdruck, dass größere Unternehmen offensichtlich das Steuerschild aus der Abzugsfähigkeit der Fremdkapitalzinsen höher bewerten als kleinere Unternehmen, was sich theoretisch mit einem besseren Fremdkapitalzugang erklären lässt. Umgekehrt geht der Interaktionsterm für die Rechtsform negativ in die Schätzgleichung ein (vgl. Tabelle 3). In Verbindung mit dem Haupteffekt der Körperschaftsteuer erhält man nach wie vor einen positiven Koeffizienten ($0.1442 - 0.0932 = 0.0510$), was darauf hinweist, dass der Vorteil aus der Abzugsfähigkeit von Fremdkapitalzinsen für das Finanzierungsverhalten von AG's zwar nach wie vor gegeben ist, aber geringer ausfällt als für Unternehmen der Referenzgruppe (andere Kapitalgesellschaften). Dies erscheint - wie im vorigen Abschnitt erwähnt - plausibel, da AG's leichter an Eigenkapital kommen und damit die Fremdfinanzierung bzw. der entsprechende Vorteil aus dem Steuerschild generell von geringerer Bedeutung sein dürfte.

Insgesamt zeigen die Ergebnisse von Tabelle 3, dass mit steigendem Körperschaftsteuersatz eine Zunahme der Unternehmensverschuldung verbunden ist. Dieser Effekt wirkt allerdings nicht uniform über die gesamte Firmenpopulation, sondern variiert über Unternehmenstypen. Der Beitrag reiht sich damit in eine Gruppe von neueren Arbeiten ein, welche bestätigen, dass das Ausmaß von Finanzierungseffekten der Besteuerung nicht nur von der Höhe des Steuersatzes, sondern auch von spezifischen Firmeneigenschaften abhängt.²⁰

5 Zusammenfassung

Der Beitrag untersucht den Einfluss der Körperschaftsteuer auf das Finanzierungsverhalten von Unternehmen. Die in den meisten Ländern vorgesehene Abzugsfähigkeit von Fremdkapitalzinsen von der Bemessungsgrundlage der Körperschaftsteuer schafft Anreize, Investitionen verstärkt

²⁰Overesch und Voeller (2010) finden beispielsweise, dass die steuerinduzierte Verschuldung erwartungsgemäß sinkt, wenn Unternehmen Abschreibungen (gemessen an der Anlagenintensität) oder Verlustvorträge in Anspruch nehmen (ähnlich Dischinger, Glogowsky und Strobel 2010 oder Overesch und Wamser 2010 bei konzerninternen Finanzierungsentscheidungen). Die Heterogenität der Finanzierungseffekte entsteht dabei direkt über das Steuersystem und weniger, wie im vorliegenden Beitrag, über unterschiedliche Möglichkeiten zur Eigen- und Fremdkapitalaufnahme (vgl. dazu auch Krämer 2011, der aber ein statisches Modell verwendet).

über Fremdkapital zu finanzieren. Theoretisch lässt sich zeigen, dass der steuerinduzierte Vorteil aus der Fremdfinanzierung mit dem Körperschaftsteuersatz steigt. Empirisch konnte dieser Effekt bislang nicht eindeutig bestätigt werden. Ein Grund mag u.a. darin liegen, dass die bisherige Steuerliteratur stark auf einzelne Länder (vor allem die Vereinigten Staaten) ausgerichtet ist und, selbst bei Anwendung eines breiteren Länderquerschnitts, eine mögliche Persistenz von Finanzierungsentscheidungen kaum berücksichtigt wird. Die vorliegende Untersuchung setzt an dieser Kritik an und überprüft die Hypothese, dass die Unternehmensverschuldung mit der Belastung an Körperschaftsteuern zunimmt, anhand eines Firmendatensatzes von etwa 110,000 Unternehmen aus 22 Mitgliedstaaten der Europäischen Union im Zeitraum 1999 bis 2007. Ökonometrisch wird ein dynamisches Panelmodell mit fixen Firmen- und Zeiteffekten geschätzt, was eine empirisch angemessene Modellierung der Verschuldungsdynamik zulässt. Darüber hinaus erlaubt der Datensatz, heterogene Finanzierungseffekte der Besteuerung offenzulegen. Konkret wird unterstellt, dass die Steueranreize aus der Abzugsfähigkeit von Fremdkapitalzinsen über Unternehmen mit unterschiedlichen Zugängen zu Eigen- und/oder Fremdmitteln variieren. Letzteres wird wiederum durch die Firmengröße und der Rechtsform abgebildet.

Die empirische Evidenz legt nahe, dass die Körperschaftsteuer signifikant positiv mit der Unternehmensverschuldung korreliert ist. Größere Unternehmen nehmen den steuerlichen Vorteil der Fremdfinanzierung stärker in Anspruch als kleinere Firmen, Aktiengesellschaften nutzen diesen hingegen weniger als andere Formen von Kapitalgesellschaften (z.B. GmbH's). Schließlich erweisen sich Finanzierungsentscheidungen als persistent. Eine Quantifizierung von Finanzierungswirkungen der Besteuerung kann daher gravierenden Verzerrungen unterliegen, wenn in einem Datensatz mit Querschnitts- und Längsschnittsdimension etwaige Verschuldungsdynamiken ausgeblendet werden.

Die geschätzten Parameter der Körperschaftsteuer sind nicht nur statistisch signifikant, sondern vor allem auch ökonomisch als bedeutsam einzustufen. So ist ein Anstieg bzw. Rückgang des nominellen Körperschaftsteuersatzes von 10 Prozentpunkten mit einem gleichgerichteten Kurzfristeffekt auf die Verschuldungsquote der Unternehmen von durchschnittlich etwa drei Prozentpunkten verbunden. Bezogen auf die absolute Höhe der Verschuldung entspricht dies bei einem kleineren (größeren) Unternehmen mit einem Jahresumsatz von 50,000 EUR bis einer Mio. EUR (5 bis 100 Mio. EUR) einer Änderung des Fremdkapitalstandes von etwa 13,500 EUR (434,000 EUR). Dieser quantitativ bedeutsame Effekt weist darauf hin, dass die Besteuerung für unternehmerische Finanzierungsentscheidungen keinesfalls irrelevant ist und bei entsprechender Gestaltung wirkungsvoll dazu beitragen kann, die Eigenkapitalausstattung der Unternehmen zu verbessern.

Literatur

- Alworth, J.S. und G. Arachi, 2001, The effect of taxes on corporate financing decisions: Evidence from a panel of Italian firms, *International Tax und Public Finance* **8**, 353–376.
- Antiniou, A., Y. Guney und K. Paudya, 2008, The determinants of capital structure: Capital market-oriented versus bank-oriented institutions, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **43**, 513–533.
- Arellano, M. und S. Bond, 1991, Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to unemployment equations, *Review of Economic Studies* **58**, 277–297.
- Ayers, B.C., C.B. Cloyd und J.R. Robinson, 2001, The influence of income taxes on the use of inside and outside debt by small businesses, *National Tax Journal* **54**, 27–55.
- Baltagi, B.H., 2008, *Econometric Analysis of Panel Data*, 4th ed., Wiley: Chichester et al.
- Barclay, M.J. und C.W. Smith, 1995, The priority structure of corporate liabilities, *Journal of Finance* **50**, 899–917.
- Bartholdy, J. und C. Mateus, 2008, Taxes and corporate debt policy: Evidence for unlisted firms of sixteen European countries, *unveröffentlichtes Arbeitspapier*, University of Aarhus.
- Berger, A.N. und G.F. Udell, 1998, The economics of small business finance: The roles of private equity and debt markets in the financial growth cycle, *Journal of Banking and Finance* **22**, 613–673.
- Blundell, R. und S. Bond, 1998, Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics* **87**, 115–143.
- Bradley, M.G., G. Jarrell und E.H. Kim, 1984, On the existence of an optimal capital structure: Theory and evidence, *Journal of Finance* **39**, 857–877.
- Buettner, T. und G. Wamser, 2009, Internal debt and multinationals' profit shifting - Empirical evidence from firm-level panel data, *Oxford University Centre for Business Taxation Working Paper No. 09/18*, Oxford.
- Buettner, T., M. Overesch, U. Schreiber und G. Wamser, 2009, Taxation and capital structure choice – Evidence from a panel of German multinationals, *Economics Letters* **105**, 309–311.
- DeAngelo, H. und R.W. Masulis, 1980, Optimal capital structure under corporate and personal taxation, *Journal of Financial Economics* **8**, 3–29.
- Desai, M.A., C.F. Foley und J.R. Hines, 2004, A multinational perspective on capital structure choice and internal markets, *Journal of Finance* **59**, 2451–2487.
- Dischinger, M., U. Glogowski und M. Strobel, 2004, Leverage, corporate taxes and debt shifting of multinationals: The impact of firm-specific risk, *unveröffentlichtes Arbeitspapier*, University of Munich.
- Dwenger, N. und V. Steiner, 2009, Financial leverage and corporate taxation: Evidence from German corporate tax return data, *DIW Discussion Paper No. 855*, Berlin.
- Egger, P. und M. Pfaffermayr, 2005, Estimating long and short run effects in static panel models, *Econometric Reviews* **23**, 199–214.
- Egger, P., W. Eggert, C. Keuschnigg und H. Winner, 2010, Corporate taxation, debt financing and foreign plant ownership, *European Economic Review* **54**, 96–107.

- Faccio, M. und J. Xu , 2011, Taxes and capital structure, *unveröffentlichtes Arbeitspapier*, Krannert School of Management, Purdue University.
- Fama, E.F. und K.R. French, 2002, Testing trade-off and pecking order predictions about dividends und debt, *Review of Financial Studies* **15**, 1–33.
- Feld, L.P., J.H. Heckemeyer und M. Overesch, 2011, Capital structure choice and company taxation: A meta-study, *ZEW Discussion Paper* No. 11-075, Mannheim.
- Flannery, M.J. und K.P. Rangan, 2006, Partial adjustment toward target capital structures, *Journal of Financial Economics* **79**, 469–506.
- Frank, M.Z. und V.K. Goyal, 2003, Testing the pecking order theory of capital structure, *Journal of Financial Economics* **67**, 217–248.
- Frank, M.Z. und V.K. Goyal, 2008, Trade-off and pecking order theories of debt, in B.E. Eckbo, ed., *Handbook of Corporate Finance: Empirical Corporate Finance*, Vol. 2, North Holland: Amsterdam, 135–197.
- Givoly, D., C. Hayn, A.R. Ofer und O. Sarig, 1992, Taxes and capital structure: Evidence from firms' response of the tax reform act of 1986, *Review of Financial Studies* **5**, 331–355.
- Gordon, R.H. und Y. Lee, 2001, Do taxes affect corporate debt policy? Evidence from U.S. corporate tax return data, *Journal of Public Economics* **82**, 195–224.
- Graham, J.R., 1996, Debt and the marginal tax rate, *Journal of Financial Economics* **41**, 41–73.
- Graham, J.R., 1999, Do personal taxes affect corporate financing decisions?, *Journal of Public Economics* **73**, 147–185.
- Graham, J.R., 2003, Taxes and corporate finance: A review, *The Review of Financial Studies* **16**, 1075–1129.
- Graham, J.R., M.L. Lemmon und J.S. Schallheim, 1998, Debt, leases, taxes and the endogeneity of corporate tax status, *Journal of Finance* **53**, 131–162.
- Gropp, R.E., 2002, Local taxes and capital structure choice, *International Tax und Public Finance* **9**, 51–71.
- Hebous, S. and A. Weichenrieder, 2010, Debt financing and sharp currency depreciations: Wholly vs. partially-owned multinational affiliates, *Review of World Economics* **146**, 281–302.
- Hovakimian, A., T. Opler und S. Titman, 2001, The debt-equity choice, *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **36**, 1–24.
- Huang, R. und J.R. Ritter, 2009, Testing theories of capital structure and estimating the speed of adjustment, *Journal of Financial and Quatitative Analysis* **44**, 237–271.
- Huizinga, H., L. Laeven und G. Nicodéme, 2008, Capital structure and international debt shifting, *Journal of Financial Economics* **88**, 80–118.
- Jensen, M.C., 1986, Agency costs of free cash flow, corporate finance, and take-overs, *American Economic Review* **76**, 323–329.
- Klapper, L. und K. Tzioumis, 2008, Taxation and capital structure: Evidence from a transition economy, *World Bank Policy Research Working Paper* No. 4753, Washington DC.
- Krämer, R., 2011, Taxation and capital structure choice: The role of ownership, *Paper presented at the 7th Norwegian-German Seminar on Public Economics*, Munich.

- La Porta, R., F.L. Lopez-de-Silanes und A. Shleifer, 1998, The economic consequences of legal origins, *Journal of Economic Literature* **46**, 285-332.
- Lemmon, M.L., M.R. Roberts und J. Zender, 2008, Back to the beginning: Persistence and the cross-section of corporate capital structure, *Journal of Finance* **63**, 1575-1608.
- MacKie-Mason, J.K., 1990, Do taxes affect corporate financing decisions?, *Journal of Finance* **45**, 1471-1493.
- Miller, M.H., 1977, Debt and taxes, *Journal of Finance* **32**, 261-275.
- Mintz, J. und A. Weichenrieder, 2010, *The Indirect Side of Direct Investment*, MIT Press: Cambridge MA.
- Modigliani, F. und M.H. Miller, 1963, Corporate income taxes and the cost of capital: A correction, *American Economic Review* **53**, 433-443.
- Moulton, B.R., 1990, An illustration of a pitfall in estimating the effects of aggregate variables in micro units, *Review of Economics and Statistics* **72**, 334-338.
- Myers, S.C., 1984, The capital structure puzzle, *Journal of Finance* **39**, 575-592.
- Myers, S.C., 2003, Financing of corporations, in G. Gonstaninides, M. Harris und R. Stulz, eds., *Handbook of the Economics of Finance: Corporate Finance*, Vol. 1, Elsevier: Amsterdam, 215-253.
- Myers, S.C. und N.S. Majluf, 1984, Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have, *Journal of Financial Economics* **13**, 187-221.
- Overesch, M. und D. Voeller, 2010, The impact of personal and corporate taxation on capital structure choices, *Finanzarchiv* **66**, 263-294.
- Overesch, M. und G. Wamser, 2010, Tax-rate differentials, internal debt financing, and the effectiveness of anti-avoidance rules, *unveröffentlichtes Arbeitspapier*, University of Mannheim und ETH Zurich.
- Pfaffermayr, M., M. Stöckl und H. Winner, 2008, Capital structure, corporate taxation and firm age, *Oxford Centre for Business Taxation Working Paper 29/2008*, Oxford.
- Pittman, J.A. und K.J. Klassen, 2001, The influence of firm maturation on firms' rate of adjustment to their optimal capital structures, *Journal of the American Tax Association* **23**, 70-94.
- Rajan, R.G. und L. Zingales, 1995, What do we know about capital structure? Some evidence from international data, *Journal of Finance* **50**, 1421-1460.
- Roodman, D., 2009, How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata, *The Stata Journal* **9**, 86-136.
- Shyam-Sunder, L. und S. Myers, 1999, Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure, *Journal of Financial Economics* **51**, 219-244.
- Titman, S. und R. Wessels, 1988, The determinants of capital structure choice, *Journal of Finance* **43**, 1-19.
- Weichenrieder, A., 2009, Steuern und die Empirie der Unternehmensfinanzierung, in B.-A. Wickstroem, ed., *Finanzpolitik und Unternehmensentscheidung. Schriften des Vereins fuer Socialpolitik* 325, Duncker & Humblot: Berlin, 193-221.

Winker, P., 1999, Causes and effects of financing constraints at the firm level: Some microeconomic evidence, *Small Business Economics* **12**, 169–181.

Capital Structure and Corporate Taxation: Empirical Evidence from European Panel Data

This paper analyzes the impact of corporate taxation on a firm's debt policy. We contribute to the existing literature in two ways: (i) we incorporate firm heterogeneity with respect to firm size and legal form, (ii) we explicitly model persistence in the debt-to-asset ratio. Econometrically this implies the use of dynamic panel data econometrics. We employ a panel of about 110,000 firms from 22 countries of the European Union between 1999 and 2007. In line with theoretical expectations, we find that the debt ratio is positively affected by the statutory corporate income tax rate. Specifically, we observe a marginal effect between 0.44 and 0.82, indicating that a change in the statutory corporate tax rate of 10 percentage points is associated with a change in debt ratios of 4.4 and 8.2 percentage points. Additionally, we find that capital structures exhibit a substantial degree of persistence over time. Finally, our empirical results show that large firms react more sensitively to the incentives of corporate taxation, while this effect is considerably smaller for stock companies.