ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Stöckl, Matthias; Winner, Hannes

Working Paper

Körperschaftsbesteuerung und Unternehmensverschuldung: Empirische Evidenz von europäischen Firmendaten

Working Papers in Economics and Finance, No. 2010-02

Provided in Cooperation with:
Department of Social Sciences and Economics, University of Salzburg

Suggested Citation: Stöckl, Matthias; Winner, Hannes (2010) : Körperschaftsbesteuerung und Unternehmensverschuldung: Empirische Evidenz von europäischen Firmendaten, Working Papers in Economics and Finance, No. 2010-02, University of Salzburg, Department of Social Sciences and Economics, Salzburg

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/71863

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

UNIVERSITY of SALZBURG

KÖRPERSCHAFTSBESTEUERUNG UND UNTERNEHMENSVERSCHULDUNG: EMPIRISCHE EVIDENZ VON EUROPÄISCHEN FIRMENDATEN

MATTHIAS STÖCKL UND HANNES WINNER

WORKING PAPER NO. 2010-02

WORKING PAPERS IN ECONOMICS AND FINANCE

Körperschaftsbesteuerung und Unternehmensverschuldung: Empirische Evidenz von europäischen Firmendaten

Capital Structure and Corporate Taxation: Empirical Evidence from European Firm-Level Data

Matthias Stöckl* und Hannes Winner§

Jänner 2010

Zusammenfassung

Die vorliegende Arbeit untersucht anhand von europäischen Firmendaten den Einfluss der Körperschaftsteuer auf die Unternehmensverschuldung. Dabei wird insbesondere auf Firmenheterogentität in Bezug auf Firmengröße und Gesellschaftsform fokussiert. Der verwendete Datensatz enthält Bilanzinformationen von etwa 400.000 Firmen aus den 27 EU-Ländern im Zeitraum zwischen 1999 und 2004. Im Einklang mit den theoretischen Erwartungen zeigen die empirischen Ergebnisse einen signifikant positiven Zusammenhang zwischen der Höhe des Körperschaftsteuersatzes und der Fremdkapitalquote. Im Durchschnitt bewirkt eine Senkung des Körperschaftsteuersatzes um 10 Prozentpunkte einen Rückgang der Fremdkapitalquote von zweieinhalb bis drei Prozentpunkten. Dieser Effekt streut allerdings über die betrachteten Firmentypen.

JEL classification: H20, H32, G32, C31
Keywords: Capital Structure, Corporate Taxation

*Univ.-Ass. MMag. Matthias Stöckl, Fachbereich für Sozial- und Wirtschaftswissenschaften, Universität Salzburg, Kapitelgasse 5-7, A-5010 Salzburg. *E-Mail*: Matthias.Stöckl@sbg.ac.at. Der Autor bedankt sich beim Jubiläumsfond der Österreichischen Nationalbank (Projekt Nr. 12459) für die finanzielle Unterstützung.

§*Korrespondierender Autor*: Univ.-Prof. Dr. Hannes Winner, Professur für Volkswirtschaftslehre am Fachbereich für Sozial- und Wirtschaftswissenschaften, Universität Salzburg, Kapitelgasse 5-7, A-5010 Salzburg. *E-Mail*: Hannes.Winner@sbg.ac.at.

1 Einleitung

Die Unternehmenssteuersysteme der westlichen Industrieländer sehen die 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, Weichenrieder 2006 oder Frank und Goyal 2008). 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.[1] Allerdings liefert die theoretische Literatur mehrere Erklärungen dafür, dass eine Überschuldung der 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 anderseits (*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 et al. (1992) finden beispielsweise einen positiven Einfluss der Unternehmensbesteuerung auf die Fremdfinanzie-

[1] Eine Darstellung dieses Modellergebnisses und eine ausführliche Kritik an den entsprechenden Implikationen findet sich in Schneider (1992).

rung (vgl. auch Graham 1996, Gordon und Lee 2001, Alworth und Arachi 2001, Gropp 2002, Overesch und Voeller 2008, Pfaffermayr et al. 2008, Dwenger und Steiner 2009), andere Studien beobachten hingegen negative (vgl. Barclay und Smith 1995, Ayers et al. 2001, Hovakimian et al. 2001) oder insignifikante Effekte (vgl. Bradley et al. 1984, Titman und Wessels 1988). In der Literatur werden dafür mehrere Gründe genannt, etwa unterschiedliche empirische Spezifikationen,[2] eine einseitige Fokusierung auf Zeitreihendaten (meist für die Vereinigten Staaten) oder die ausschließliche Betrachtung von großen und/oder börsenotierten Unternehmen (vgl. dazu Klapper und Tzioumis 2008). Im vorliegenden Beitrag wird ein Datensatz verwendet, der diese Probleme nicht aufweist. Konkret wird der Einfluss der Körperschaftsteuer auf die Unternehmensverschuldung anhand von Bilanzinformationen von knapp 400.000 börse- und nicht-börsenotierten Unternehmen aus den 27 EU-Ländern (EU-27) untersucht.[3]

Im Gegensatz zur bisherigen empirischen Literatur wird im folgenden Beitrag der Effekt der Körperschaftsteuer auf das Finanzierungsverhalten der Unternehmen nicht aus der Zeitreihen-, sondern aus der Querschnittsvariation ermittelt.[4] Ein besonderes Interesse liegt dabei auf der Untersuchung von Finanzierungsunterschieden zwischen heterogenen Firmen, welche in der vorliegenden Arbeit durch Firmengröße, Rechtsform und Börenotierung determiniert werden. Die Finanzierungsentscheidungen der Unternehmen werden anhand von mehreren ökonometrischen Modellen analysiert, die sich vor allem in Bezug auf die

[2]So wird beispielsweise die abhängige Variable unterschiedlich gemessen (z.B. als Verschuldungsniveau, als Veränderung des Fremdkapitalstandes oder als Verschuldungsquote). Ein weiterer Unterschied besteht in der Definition der Besteuerungsgröße (marginale versus durchschnittliche Unternehmenssteuerbelatungen). Seit Graham (1999) ist es indes Standard, für die vorliegende Fragestellung marginale Steuerbelastungen und Verschuldungsquoten zu verwenden (vgl. auch Graham 2003 für eine ausführliche Diskussion). Diese Größen werden auch in der nachfolgenden Analyse gewählt; zur exakten Definition der Verschuldungsquote siehe weiter unten.

[3]Der Beitrag beschäftigt sich mit den Finanzierungsentscheidungen von Kapitalgesellschaften. Daher wird ausschließlich die Körperschaftsteuer betrachtet. Da der Datensatz keine zuverlässigen Informationen über die Identität der Eigentümer enthält, werden weiters Steuern auf Anteilseignerebene (Einkommensteuern auf Dividenden und unrealisierte Kapitalgewinne) ausgeblendet. Vgl. Miller (1977) oder Graham (1999) zu einer theoretischen Diskussion.

[4]Eine Ausnahme stellen Rajan und Zingales (1995) dar, die das Finanzierungsverhalten von ca. 4.500 Firmen aus den G-7 Ländern und dem Zeitraum 1987 bis 1991 untersuchen. Die Autoren konzentrieren sich aber ausschließlich auf börsenotierte Unternehmen (aus der Global Vantage Datenbank), und lassen die Effekte der Besteuerung auf die Unternehmensverschuldung unberücksichtigt. Für einen unserer Studie vergleichbaren Länderquerschnitt werden Steuereffekte in Overesch und Voeller (2008) sowie in Pfaffermayr et al. (2008) berechnet, allerdings fokusieren diese Studien nicht auf Firmenheterogenität. Daneben existieren eine Reihe von Beiträgen, die sich mit der internationalen Gewinnverschiebung durch grenzüberschreitende Verschuldungsaufnahmen beschäftigen (vgl. etwa Desai et al. 2004, Mintz und Weichenrieder 2005, Huizinga et al. 2008, Egger et al. 2009). Da es sich hierbei um eine andere Fragestellung handelt, wird auf diese Beiträge nicht weiter eingegangen.

verwendeten Kontrollvariablen unterscheiden.

Die empirischen Ergebnisse legen nahe, dass die Unternehmensverschuldung signifikant durch die Besteuerung beeinflußt wird. In der bevorzugten Spezifikation finden wir, dass eine Senkung (Erhöhung) des nominellen Körperschaftsteuersatzes um 10 Prozenpunkte einen Rückgang (Anstieg) der Verschuldungsquote um zweieinhalb bis drei Prozentpunkte bewirkt. Diese Effekte bleiben bestehen, wenn das Sample auf (i) große Firmen und (ii) auf Aktiengesellschaften eingeschränkt wird. Wird hingegen nur auf börsenotierte Unternehmen fokusiert, ist der geschätzte Koeffizient für die Körperschaftsteuer insignifikant. Dies liefert einen Hinweis darauf, dass die Zusammensetzung des Datensatzes für die Identifikation von etwaigen Körperschaftsteuereffekten von wesentlicher Bedeutung ist.

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 146 vom November 2006). Darin enthalten sind Bilanzinformationen von rund 8 Millionen Unternehmen aller Größenklassen in 40 europäischen Ländern für den Zeitraum 1993 bis 2006. Allerdings weist die Datenbank 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.[5] Drittens wird in Bezug auf die Industriestruktur eine homogene Firmenpopulation verwendet, indem nur aktive Unternehmen der verarbeitenden Industrie (Industrieklassifikation NACE 15-37) Berücksichtigung finden.

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

Eine wesentliche Stärke der AMADEUS Datenbank liegt in ihrer erheblichen Querschnittsvariation. Sie eignet sich aber aus zwei Gründen weniger für Zeitreihenuntersuchungen. Erstens sind die Bilanzinformationen nicht lückenlos erfasst, fehlende Einträge werden häufig interpoliert.[6] Zweitens sind Finanzierungsentscheidungen von Unternehmen hochpersistent (vgl. Lemmon et al. 2008), die Anwendung eines dynamischen Panelschätzers (z.B. nach Arellano und Bond 1991) scheidet aber angesichts der umfangreichen Fehleinträge aus.[7] Eine Alternative besteht darin, auf einen reinen Querschnitt zu fokusieren und den Zusammenhang zwischen der Körerpschaftsbesteuerung und der Unternehmensverschuldung aus der Querschnittsvariation zu "lernen". Die Persistenz von Finanzierungsentscheidungen wird durch Aufnahme der Anfangsverschuldung (durchschnittliche Verschuldung vor 1999) als erklärende Variable berücksichtigt (vgl. dazu weiter unten ausführlich). Der Firmenquerschnitt wird erzeugt, indem für jede Bilanzposition einer Firma ein Durchschnitt über die Jahre 1999 bis 2004 gebildet wird.[8]

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. Zweitens erhält man ein unverfälschtes Bild dieses Einflusses nur durch Betrachtung von alleinstehenden Firmen, welche über keine internen Verschuldungsmöglichkeiten verfügen. Konsolidierte Jahresabschlüsse und verbundene Unternehmensgruppen werden daher nicht berücksichtigt. Drittens fokusiert die Untersuchung auf die Länder der EU-27 und damit auf einen möglichst homogenen Wirtschaftsraum. Unternehmen der im Datensatz enthaltenen Nicht-EU Länder (z.B. Mazedonien, Bosnien und Herzogowina oder Ukraine) werden ausgeklammert.

Der endgültige Datensatz umfasst einen Firmenquerschnitt von 474.035 Beobachtungen/Firmen. Tabelle 1 beschreibt den Datensatz nach Firmengrößenklassen (gemessen am Jahresumsatz in 1.000 EUR), Rechtsstatus und Börsenotierung. Demnach enthält das Sample einen Anteil von etwa 62 Prozent an

[6] Diese Problematik stellt sich vor allem in den ersten Jahren der Erhebung. Daher wird in der vorliegenden Untersuchung auf die ersten Jahre nicht zurückgegriffen.

[7] In den eingangs zitierten Studien, welche auf einen Paneldatensatz abstellen, wird dem Problem der Persistenz von Finanzierungsentscheidungen nicht Rechnung getragen (etwa Huizinga et al. 2008 oder Overesch und Voeller 2008), was umgekehrt zu erheblich verzerrten Schätzergebnissen führen kann (vgl. Baltagi 2008).

[8] Die Jahre 2005 und 2006 sind zwar die aktuellst verfügbaren, allerdings aufgrund von Nachträgen und verspäteten Bilanzmeldungen noch relativ schwach besetzt. Aus diesem Grund werden nur Bilanzeinträge bis 2004 verwendet.

Kleinbetrieben (mit einem Umsatz von weniger als einer Mio. EUR), ca. 24 Prozent lassen sich als mittelgroße Unternehmen charakterisieren (Umsatz zwischen einem und fünf Mio. EUR), der Rest (ca. 14 Prozent) entfällt auf Firmen mit einem Umsatz von mehr als fünf Mio. EUR. Von den 474.035 Unternehmen sind 70.494 (oder 14,3 Prozent) als Aktiengesellschaft (AG) organisiert, 1.229 Firmen (bzw. 0,3 Prozent) der gesamten Firmenpopulation sind börsenotiert. Tabelle 1 zeigt, dass kleine und mittlere Unternehmen insgesamt im Datensatz stark vertreten sind, allerdings bei den AG's und den börsenotierten Firmen eine relativ geringe Repräsentation aufweisen. Der Großteil der AG's und der börsentierten Unternehmen ist in den beiden obersten Größenkohorten zu finden (ca. 97 bzw. 8 Prozent). Auf dieses Charakteristikum des Datensatzes wird im Rahmen der nachfolgenden Regressionsanalyse noch genauer eingegangen.

Tabelle 1: Zusammensetzung des Samples nach Firmemgröße, Gesellschaftsform und Börsenotierung

Umsatz	**Firmen**		**AG's**		**Börsenotiert**	
(in 1.000 EUR)	Anzahl	in %	Anzahl	in %[a)]	Anzahl	in %[a)]
< 50	50.921	10,74	1.152	2,26	9	0,02
50 – 999	242.834	51,23	15.094	6,22	68	0,03
1.000 – 4.999	115.582	24,38	24.564	21,25	118	0,10
5.000 – 99.999	59.847	12,63	27.181	45,42	679	1,13
≥ 100.000	4.851	1,02	2.503	51,60	355	7,32
Summe	*474.035*	*100,0*	*70.494*	*14,26*	*1.229*	*0,26*

Anmerkungen: [a)] Prozentangaben beziehen sich auf die erste Spalte (Anzahl aller Firmen in der jeweiligen Größenkohorte).

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 73 Prozent. Der (länderspezifische) nominelle *Körperschaftsteuersatz* beträgt im Durchschnitt über den Zeitraum 1999 bis 2004 ca. 34 Prozent, wobei starke Unterschiede zwischen den EU-27 Ländern zu Tage treten (der Minimalwert von 10,8 Prozent bezieht sich auf Irland, der Maximalwert von 41,2 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 0,11 ist hochsignifikant).

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 die beiden interessierenden

Tabelle 2: Korrelationsmatrix und deskriptive Statistik

Variable		Variation	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Fremdkapitalquote	(1)	F	1													
Körperschaftsteuersatz	(2)	L	0,107	1												
Firmengröße (Umsatz)	(3)	F	-0,101	0,296	1											
Firmenalter	(4)	F	-0,193	0,170	0,403	1										
Anlagenintensität	(5)	F	-0,019	-0,103	0,018	-0,008	1									
Gesamtkapitalrentabilität	(6)	F	-0,044	-0,013	0,005	-0,008	-0,045	1								
Verlustvortrag	(7)	F	0,331	0,036	-0,104	-0,015	0,079	-0,065	1							
Negatives Eigenkapital	(8)	F	0,588	-0,118	-0,260	-0,152	0,002	-0,038	0,362	1						
Bankrottwahrscheinlichkeit	(9)	F	-0,058	-0,053	0,019	-0,017	-0,073	0,432	-0,081	-0,035	1					
Anfangsverschuldung	(10)	F	0,069	0,006	-0,005	-0,014	-0,004	-0,002	0,012	0,042	-0,004	1				
Zinssatz (kurz-/mittelfr. Kredite)	(11)	L	-0,159	-0,468	-0,048	0,006	0,108	0,015	-0,023	0,012	0,028	-0,033	1			
Rechte des Kreditgebers	(12)	L	0,051	-0,109	0,099	0,032	0,015	0,005	0,036	0,064	0,019	0,004	-0,018	1		
Öffentliche Registrierung	(13)	L	0,132	0,481	-0,100	-0,103	-0,039	-0,006	0,017	0,031	-0,019	0,003	-0,246	-0,227	1	
Private Information	(14)	L	0,000	0,250	0,332	0,138	0,003	-0,009	0,026	-0,109	-0,023	0,004	-0,307	0,477	-0,348	1
Mittelwert			73,16	33,79	6,35	16,49	33,05	7,14	0,27	0,11	2,63	76,15	4,78	1,74	0,80	0,67
Standardabweichung			29,28	5,02	2,09	14,53	23,86	149,71	0,44	0,32	7,57	340,18	1,45	1,03	0,40	0,47
Minimum			0,00	10,83	-1,79	0,00	0,00	-90.750,00	0,00	0,00	-1.386,75	-490,70	3,47	0,00	0,00	0,00
Maximum			200,00	41,17	18,82	808,00	100,00	13.800,86	1,00	1,00	2.453,90	220.500,00	9,99	4,00	1,00	1,00
Anzahl Beobachtungen			474.035	474.035	474.035	408.980	463.919	473.904	474.035	474.035	470.562	474.027	346.239	468.083	468.083	468.083

Anmerkungen: F ... Firmenspezifische Variation. L ... Länderspezifische Variation.

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 2004 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: Zunächst sind zwei Ausreißer offensichtlich, Irland in Bezug auf den Körperschaftsteuersatz und Zypern bei der Verschuldungsquote (ca. 36 Prozent).[9] Sieht man von diesen beiden Ländern ab, verbleiben bei beiden Variablen enorme Streuungen innerhalb der EU-27 Länder. Diese reichen bei der Verschuldungsquote von 53 Prozent (Estland) bis 80 Prozent (Rumänien) und beim Körperschaftsteuersatz von 17,6 Prozent (Ungarn) bis 41,2 Prozent (Deutschland). Generell fällt auf, dass die osteuropäischen EU-Mitgliedstaaten sowohl bei den Fremdfinanzierungsanteilen als auch bei den Körperschaftsteuersätzen am unteren Ende der Rangskala liegen.

Abbildung 1 zeigt einen klar positiven Zusammenhang zwischen der Unternehmensverschuldung und dem Körperschaftsteuersatz, selbst wenn die Einträge von Irland und Zypern herausgenommen werden. Dieses Bild bleibt bei einer isolierten Betrachtung von einzelnen Ländergruppen zu bestehen (z.B. ost- oder westeuropäische EU-Mitgliedstaaten). 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

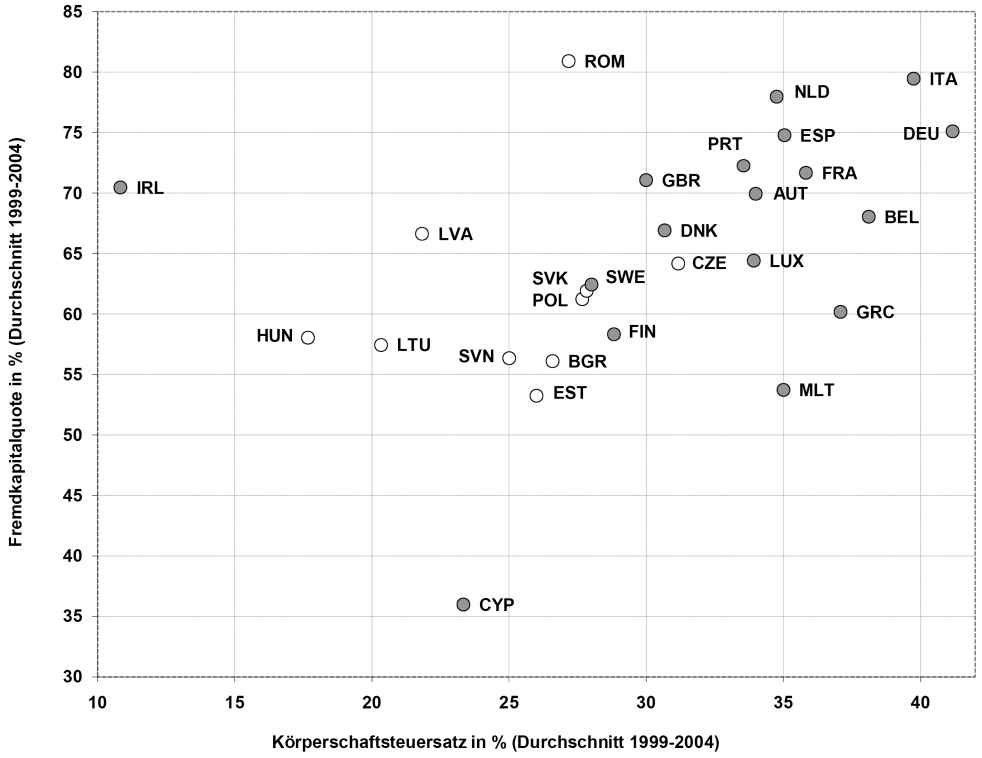
Der Zusammenhang zwischen der Körperschaftsteuer und der Verschuldung von Unternehmen wird im Rahmen eines Standard-Regressionmodells analysiert. Die Schätzgleichung lautet

$$d_{i,jk} = \beta_1 \tau_j + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\delta_1} + \mathbf{X}_j \boldsymbol{\delta_2} + \lambda_k + \varepsilon_{i,jk}. \tag{1}$$

i, j und k beschreiben firmen-, länder- und industriespezifische Indices. $d_{i,jk}$

[9] Im Datensatz sind für Zypern 23 Beobachtungen/Firmen enthalten, was eine derart geringe Verschuldungsquote erklären könnte. Die Ergebnisse der nachfolgenden Regressionsanalyse erweisen sich als insensitiv gegenüber diesen Einträgen, sodass die zypriotischen Firmen weiterhin berücksichtigt werden.

Abbildung 1: Fremdkapitalquoten und (nominelle) Körperschaftsteuersteuersätze in den EU-27 (1999 – 2004)



bezeichnet demnach die Fremdkapitalquote der Firma i im Land j und der Industrie k. τ_j steht für den nominellen Körperschaftsteuersatz des Landes j. $\mathbf{X}_i$ und $\mathbf{X}_j$ stellen Spaltenvektoren mit firmen- bzw. länderspezifischen Kontrollvariablen dar. Die Wahl der Kontrollvariablen erfolgt weitgehend auf Basis der bisherigen empirischen Literatur (vgl. MacKie-Mason 1990, Rajan und Zingales 1995, Graham et al. 1998, Graham 1999, Alworth und Arachi 2001); sie wird nachfolgend ausführlicher diskutiert. λ_k bezeichnet 127 fixe Industrieeffekte und erfasst alle industriespezifischen, länder-invariaten Einflüsse der Fremdfinanzierung. Beispielsweise läßt sich argumentieren, dass bestimmte Industrien spezifische Risiken aufweisen, welche sich wiederum in industriespezifischen Finanzierungskosten und damit Verschuldungsquoten niederschlagen. Sofern derartige Einflüsse eine Industrie über alle Länder hinweg gleichmäßig erfassen, werden sie vollständig durch λ_k abgebildet. β, $\boldsymbol{\delta_1}$ und $\boldsymbol{\delta_2}$ stellen Vektoren von zu schätzenden Parametern dar. ε ist ein unabhängig normalverteilter Störterm, der alle nicht-systematischen Einflüße der Unternehmensfinanzierung einschließt.

Gleichung (1) wird in drei Versionen geschätzt, welche im Folgenden als

Modelle A, B und C bezeichnet werden. Die drei Modelltypen unterscheiden sich ausschließlich in Bezug auf die berücksichtigten Kontrollvariablen. Jedes Modell wird mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt, die Standardfehler sind robust nach White (1980).[10] Ferner wird in jeder Modellversion um mögliche Ausreißer bereinigt, indem Beobachtungen im untersten und obersten Perzentil des Störterms vom Datensatz entfernt werden.[11] Die nominellen Körperschaftsteuersätze werden im *KPMG Corporate Tax Rate Survey* 1993-2006 publiziert; sie gehen für den Zeitraum 1999 bis 2004 als (länderweise) Durchschnitte in die Regressionen ein.[12]

In **Modell *A*** werden – abgesehen vom länderspezifischen nominellen Körperschaftsteuersatz – als Kontrollvariablen nur firmenspezifische Größen aufgenommen. Zunächst geht die *Firmengröße* ein, welche definiert ist als der Logarithmus des Jahresumsatzes.[13] 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.[14] 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 wir-

[10] Alternativ dazu werden die Standardfehler nach länderspezifischen Clustern berechnet. Moulton (1990) schlägt dieses Verfahren 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). Allerdings zeigen die empirischen Ergebnisse keine nennenswerten Unterschiede zur White-Korrektur, sodass wir im folgenden diese Standardfehler ausweisen.

[11] Dies betrifft 2 Prozent der Samples oder – je nach Modell – ca. 5.000 bis 7.000 Beobachtungen. Die Schätzergebnisse aus den ausreißerbereinigten Samples sind sehr ähnlich zu denen der unbereinigten Stichproben. Allerdings steigt durch die Bereinigung die Erklärungskraft der Regressionen deutlich, was sich in einem höheren R^2 niederschlägt.

[12] Alternativ dazu werden alle nachfolgenden Regressionen jeweils für die nominellen Körperschaftsteuersätze aus 1999, 2002 und 2004 gerechnet. Allerdings erweisen sich die empirischen Ergebnisse als insensitiv gegenüber dieser Änderung. Dies überrascht wenig, da die Korrelation des Durchschnittes aus 1999 bis 2004 und den Jahressteuersätzen von 1999, 2002, 2004 durchwegs über 0,9 liegt.

[13] Im Datensatz ist die empirische Verteilung des Umsatzes extrem linkssteil (vgl. auch Rajan und Zingales 1995). Durch logarithmieren wird die Verteilung ,,gestaucht", sodass eine nahezu (log-)normalverteilte Firmengrößenvariable verwendet werden kann.

[14] Die 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).

ken (empirische Evidenz findet sich etwa bei Alworth und Arachi 2001 oder Gropp 2002).

Als zweite Kontrollvariable wird das *Firmenalter* berücksichtigt, definiert als der Zeitraum zwischen der Unternehmensgründung und dem Jahr 2006 (dem Erscheinungsjahr der vorliegenden Version der AMADEUS Datenbank). Aus der venture-capital Literatur ist beispielsweise bekannt, dass jüngere Firmen über geringere Eigenkapitalreserven bzw. über einen schlechteren Zugang zum externen Eigenkapitalmarkt verfügen als ältere Unternehmen (vgl. z.B. Beck et al. 2008, Keuschnigg und Nielsen 2004). Beides – erschwerter Zugang zu Eigenkapital und unzureichende Eigenkapitalreserven – führen dazu, dass jüngere Firmen im Durchschnitt stärker verschuldet sind als ältere (Gordon und Lee 2001). Außerdem wird – ähnlich wie bei den kleineren Firmen – die Informationsasymmetrie zwischen den beiden Seiten des Fremdkapitalmarktes gerade bei jüngeren Firmen wirksam, was wiederum zu höheren Finanzierungskosten bei diesen Unternehmen führt (vgl. Diamond 1991, Berger und Udell 1998, Fuest et al. 2002, Beck und Demirgüç-Kunt 2006). Über den gesamten Altersverlauf einer Firmenpopulation würde man daher einen negativen Einfluss des Firmenalters auf die Verschuldungsquote voraussagen (Berger und Udell 1998, Gordon und Lee 2001, Hyytinen und Pajarinen 2007 sowie Pfaffermayr et al. 2008 liefern dazu empirische Evidenz).

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). Anderseits 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 Anlagenintesität 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 Gesamtkapitalrentabilität 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.[15] 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.

Modell *B* erweitert Modell *A* um die *Anfangsverschuldung* eines Unternehmens. Damit wird dem Argument Rechnung getragen, dass laufende Finanzierungsentscheidungen von Unternehmen auch durch das Verschuldungs-

[15] Der 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).

verhalten der Vergangenheit mitbestimmt werden könnten.[16] Im Datensatz bestimmt sich die Anfangsverschuldung aus der durchschnittlichen Verschuldung vor der betrachteten Periode 1999 bis 2004.[17] Ein positives (negatives) Vorzeichen impliziert, dass die Unternehmen während der Betrachtungsperiode ihre Verschuldung erhöhen (senken).

In **Modell *C*** werden zusätzlich zu Modell *B* noch länderspezifische Variablen inkludiert, welche aggreggierte Informationen über die Beziehung zwischen Kapitalgeber und -nehmer liefern. Zunächst wird ein Zinssatz für kurz- bis mittelfristige Unternehmenskredite aufgenommen, die entsprechenden Daten werden von EUROSTAT bereitgestellt.[18] Ein höherer Zins für Kredite erhöht die Kosten der Verschuldung, sodass diese Variable negativ in die Regressionen eingehen müsste. Weiters wird der theoretischen Kapitalmarktforschung Rechnung getragen, die zeigt, dass die Verfügbarkeit und Inanspruchnahme von Krediten wesentlich von zwei Determinanten bestimmt wird: Erstens von der *rechtlichen Stellung des Kreditgebers* im Konkursfall (vgl. etwa Townsend 1979, Aghion und Bolton 1992 oder Hart und Moore 1994, 1998). Kann der Kreditgeber beispielsweise im Konkursfall leicht auf das Haftungsvermögen eines Unternehmens zugreifen, sinkt sein Ausfallsrisiko, was wiederum ein höheres Kreditangebot zur Folge haben sollte. Zweitens wird die Verfügbarkeit von Fremdkapital durch den *Informationsstand über die Bonität bzw. das Ausfallsrisiko des Kapitalnehmers* beeinflusst (vgl. Jaffee und Russell 1976, Stiglitz und Weiss 1981). Je besser der Kreditgeber darüber informiert ist, desto geringer wiegt das Problem der asymmetrischen Information am Kreditmarkt, und desto höher wird c.p. das Kreditangebot des Kapitalgebers sein.

Länderspezifische Daten zu beiden Komponenten des Kreditmarktes – rechtliche Stellung des Kreditgebers und Information über Bonität – werden von Djankov et al. (2007) bereitgestellt: Der *Creditor-rights Index* erfasst die rechtliche Stellung des Kreditgebers. Der Index ist von 0 bis 4 skaliert, je höher der

[16] In einem Paneldatensatz (mit Querschnitts- und Zeitvariation) würde diesem Argument durch Aufnahme einer (um eine Zeitperiode) verzögerten abhängigen Variable Rechnung getragen (sog. dynamisches Modell). Ein geschätzter Parameter von Eins würde demnach einer vollständigen Finanzierungspersistenz gleichkommen. Der vorliegende Datensatz ist als Firmenquerschnitt organisiert, ein dynamisches Modell scheidet daher aus. Finanzierungspersistenz kann indessen im Firmenquerschnitt durch die Aufnahme der Anfangsverschuldung modelliert werden. Der geschätzte Parameter ist ähnlich wie im Paneldatensatz zu interpretieren.

[17] Aus dem oben genannten Problem der Datenqualität in den frühen Jahren der AMADEUS ergibt sich, dass auch hier auf eine Durchschnittsverschuldung abgestellt wird.

[18] Der verwendete Zinssatz entspricht den länderweisen durchschnittlichen Kreditzinsen für Unternehmenskredite mit einer Laufzeit von bis zu einem Jahr. Die Daten beziehen sich auf das Jahr 2002 und sind abrufbar unter:
`http://nui.epp.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=irt_h_rtl_a&lang=de`.

Index, desto stärker ausgeprägt sind die Rechte des Kreditgebers.[19] Das (länderspezifische) Informationssystem über mögliche Ausfallsrisiken eines Kreditnehmers wird durch zwei Indikatorvariablen abgebildet: Die Variable „*Öffentliche Registrierung*" wird auf Eins gestellt, wenn in einem Land öffentliche Einrichtungen bestehen (z.B. Zentralbanken oder Bankenmarktaufsicht), welche Informationen über die finanzielle Lage bzw. die Bonität eines Kreditnehmers erfassen und der Kreditwirtschaft zur Verfügung stellen. Wird ein derartiger Informationsaustausch von privaten Unternehmen vorgenommen, wird dies durch die Variable „*Private Information*" erfasst. Bei allen drei Variablen (Creditor-rights Index, öffentliche Registrierung und private Information) ist ein positiver Effekt auf die Fremdfinanzierungsquoten der Unternehmen zu erwarten (entsprechende empirische Evidenz liefern Djankov et al. 2007).

4 Empirische Ergebnisse

Die Ergebnisse der Schätzungen werden in Tabelle 3 präsentiert. In der ersten Spalte sind die theoretischen Erwartungen aus dem vorigen Abschnitt zusammengefasst, die restlichen Spalten geben für die Modelle A bis C die geschätzten Parameter mit den entsprechenden Standardfehlern an. Während das Sample in den Modellen A und B knapp 377.000 Beobachtungen/Firmen aus 26 Ländern enthält,[20] ist Modell C mit etwa 260.000 Beobachtungen/Firmen wesentlich schwächer besetzt. Der Rückgang in den Beobachtungen liegt darin begründet, dass (länderspezifische) Daten über die Beziehung zwischen Kreditnehmer und -geber nur für 15 der in den Modellen A und B enthaltenen Länder verfügbar sind.

Generell ist die Güte der Regressionen hoch. Dies zeigt sich zunächst im R^2, das bei 0,4 (Modell A) bzw. bei ca. 0,7 (Modelle B und C) liegt. Demnach werden ca. 40 Prozent bzw. 70 Prozent der Variation in den firmenspe-

[19] Der Creditor-Rights Index basiert auf La Porta et al. (1998) und setzt sich aus vier Indikatorvariablen zusammen (Null bei Nichterfüllung, Eins bei Erfüllung des Kriteriums): (1) Sanierungsmaßnahmen (z.B. Ausgleich), die vom Kreditnehmer angestrengt werden, sind an die Zustimmung des Kreditgebers gebunden. (2) Im Falle einer Unternehmenssanierung kann der Kreditgeber einen Zugriff auf Sicherheiten durchsetzen (d.h. der Umfang des besicherten Vermögens kann sich nach der erfolgten Sanierung ändern). (3) Kreditgeber erhalten eine bevorzugte Gläubigerstellung im Konkursfall (z.B. gegenüber Arbeitnehmern oder Lieferanten). (4) Die Sanierung wird nicht durch das (bestehende) Management, sondern durch einen Masseverwalter abgewickelt. Insgesamt liegt der Index zwischen 0 (schwache Rechte des Kreditgebers) und 4 (starke Rechte des Kreditgebers). In der vorliegenden Arbeit wird der Index aus dem Jahr 2002 verwendet (die Ergebnisse ändern sich nicht, wenn der entsprechende Index aus 1999 oder 2004 verwendet wird).

[20] Von den Ländern der EU-27 fällt Slowenien heraus, da in den Firmeneinträgen der AMADEUS Datenbank für dieses Land Angaben über die Firmengründung durchwegs fehlen.

zifischen Verschuldungsquoten durch die Regressionen erklärt, was für einen Querschnittsdatensatz als hoch angesehen werden kann. Weiters sind die industriespezifischen Effekte hochsignifikant (vgl. $F-$Tests auf gemeinsame Signifikanz der fixen Effekte in der letzten Zeile von Tabelle 3). Außerdem zeigt ein Vergleich der ersten Spalte von Tabelle 3 (welche die theoretischen Erwartungen wiedergibt) mit den restlichen Spalten (Schätzergebnisse für die Modelle A bis C), dass die Kontrollvariablen meist wie erwartet in die Schätzgleichungen eingehen.

So zeigt Tabelle 3, dass die Fremdkapitalquote mit der Firmengröße zunimmt und mit dem Firmenalter abnimmt. Demnach sind größere und jüngere Firmen höher verschuldet als kleinere und ältere Unternehmen. Dieses Ergebnis deckt sich mit den theoretischen Erwartungen und mit der bisherigen empirischen Literatur (vgl. Rajan und Zingales 1995, Alworth und Arachi 2001, Gordon und Lee 2001, Pittman und Klassen 2001). In Bezug auf die Anlagenintensität ist die empirische Evidenz aus Tabelle 3 nicht eindeutig: Modell A schätzt einen signifikant negativen Zusammenhang. Dies scheint zunächst die Substitutionshypothese von DeAngelo und Masulis (1980) zu bestätigen. In Modell C hingegen ist der Parameterschätzer signifikant positiv, was auf eine starke Rolle des Anlagevermögens als Kollateral hinweist. In Modell B ist der Effekt der Anlagenintensität zwar positiv, aber insignifikant. Jedenfalls scheinen diese widersprüchlichen Ergebnisse die oben genannten unklaren theoretischen Voraussagen zu stützen. Sie bestätigen auch die bisherige empirische Literatur, die in Bezug auf die Wirkung dieser Variable auf das Finanzierungsverhalten der Unternehmen nicht eindeutig ist (vgl. Graham 1999, Huizinga et al. 2008).

Die Gesamtkapitalrentabilität geht – wie vorausgesagt – durchwegs negativ ein (vgl. auch Rajan und Zingales 1995, Huizinga et al. 2008). Die Indikatorvariablen für einen Verlustvortrag und negatives Eigenkapital haben den erwarteten positiven Einfluss auf die Fremdkapitalposition der Unternehmen (vgl. auch Graham 1999). Schließlich erweist sich die Bankrottwahrscheinlichkeit (ZSCORE) in Modell A als insignifikant und damit – für den vorliegenden Datensatz – als irrelevante Variable. Sie wird daher in den Modellen B und C nicht weiter berücksichtigt.

Die Anfangsverschuldung geht in den beiden Modellen B und C signifikant positiv ein, mit Werten von 0,5 (Modell B) und 0,6 (Modell C). Dies weist darauf hin, dass im vorliegenden Sample eine Persistenz in den Finanzierungsentscheidungen besteht (vgl. auch Lemmon et al. 2008). Schließlich ist in Modell C – wie erwartet – der Koeffizient für die kurz- bis mittelfristigen (länderspezifischen) Zinssätze von Unternehmenskrediten signifikant negativ; beide Variablen

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

Variable	**Theoretische Erwartung**	**Modell A**		**Modell B**		**Modell C**	
		Koeff.	Stdfehler	Koeff.	Stdfehler	Koeff.	Stdfehler
Körperschaftsteuersatz	+	0,7163	0,0089***	0,2282	0,0070***	0,3287	0,0109***
Firmengröße (Umsatz)	+	0,8100	0,0209***	0,4053	0,0160***	0,6059	0,0208***
Firmenalter	–	−0,3449	0,0030***	−0,1518	0,0023***	−0,1448	0,0024***
Anlagenintensität	+/–	−0,0130	0,0020***	0,0021	0,0013	0,0057	0,0014***
Gesamtkapitalrentabilität	–	−0,1372	0,0047***	−0,0940	0,0073***	−0,2043	0,0138***
Verlustvortrag	+	7,1392	0,1138***	8,4034	0,1452***	6,8781	0,1835***
Negatives Eigenkapital	+	45,7128	0,1169***	27,8932	0,1276***	21,6550	0,1697***
Bankrottwahrscheinlichkeit (ZSCORE)	+	−0,0201	0,0520	-	-	-	-
Anfangsverschuldung	+/–			0,5292	0,0014***	0,5989	0,0017**
Zinssatz (kurz-/mittelfr. Kredite)	–					−0,0535	0,0238**
Rechte des Kreditgebers	+					0,1176	0,0566
Öffentliche Registrierung	+					0,1980	0,1245***
Private Information	+					1,2517	0,1210***
Beobachtungen/Firmen		377.466		375.205		260.489	
Länder		26		26		15	
Korrigiertes R^2		0,438		0,684		0,714	
Fixe Industrieeffekte: F-Test		29,44***		15,81***		8,20***	

Anmerkungen: Konstante und Koeffizienten der Industrieeffekte sind nicht ausgewiesen. ***, ** Signifikanz auf 1%- bzw. 5%-Niveau.

über die Information zur Bonität des Kreditnehmers („Öffentliche Registrierung" und „Private Information") sind signifikant positiv (vgl. Djankov et al. 2007 für länderspezifische Evidenz). Der Creditor-rights Index, welcher über die rechtliche Stellung des Kreditgebers im Rahmen der Unternehmenssanierung informiert, ist in Übereinstimmung mit der theoretischen Erwartung zwar positiv, aber nicht signifikant (allerdings mit einem p-Wert von 0,117 nur knapp über dem Signifikanzniveau von 10 Prozent).

Was den für die vorliegende Fragestellung entscheidenden Zusammenhang zwischen der Körperschaftsteuer und der Unternehmensverschuldung betrifft, wird ein signifikant positiver Parameter zwischen diesen beiden Variablen geschätzt. Dieser Effekt ist über alle drei Modellvarianten robust und liegt zwischen 0,23 (Modell B) und 0,72 (Modell A). Da der Koeffizient der Anfangsverschuldung in Modell B signifikant geschätzt wird und die Größe des Samples bei den Modellen A und B ähnlich groß ist, sind generell die Ergebnisse von Modell B zu bevorzugen (auch die Güte der Regression gemessen am Bestimmtheitsmaß ist in Modell B wesentlich höher).

Zwischen den Modellen B und C fällt hingegen die Auswahl der überlegenen Spezifikation schwerer. Einerseits sind die zusätzlichen länderspezifischen Kontrollgrößen in Modell C signifikant (z.B. für den kurz- bis mittelfristigen Zinssatz auf Unternehmenskredite), anderseits ist bei diesem Modell der Datensatz wesentlich kleiner.[21] Insgesamt kann daher ein Koeffizient zwischen 0,25 und 0,3 als zuverlässige Schätzung des Einflusses der Körperschaftsteuer auf die Unternehmensverschuldung angesehen werden. Quantitativ bedeutet dies, dass eine Senkung des nominellen Körperschaftsteuersatzes um 10 Prozentpunkte (z.B. von 35 Prozent auf 25 Prozent) mit einem gleichzeitigen Rückgang der Unternehmensverschuldung um zweieinhalb bis drei Prozentpunkte verbunden ist. 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 10.000 bis 12.000 EUR (433.000 bis 520.000 EUR).[22]

[21] Wird Modell B mit genau derselben Anzahl von Beobachtungen (bzw. Ländern) wie in Modell C geschätzt, beträgt der Koeffizient für den Körperschaftsteuersatz 0,3331 (Standardfehler: 0,0085). Das wiederum bedeutet, dass die Ausklammerung der Anfangsverschuldung in Modell B tendenziell zu einer Überschätzung des Effektes der Körperschaftsteuer auf die Verschuldungsquote führt.

[22] Da die abhängige Variable eine Quote darstellt (Verbindlichkeiten zu Gesamtkapital), ist der geschätze Parameter von 0,25 bzw. 0,3 mit dem durchschnittlichen Kapitalstock in der jeweiligen Größenkohorte umzurechnen. Bei einer Firma der zweiten (vierten) Größenkohorte von Tabelle 1 beträgt der Kapitalstock im Durchschnitt 394.729 EUR (17,336 Mio. EUR), die

Tabelle 4: Empirische Ergebnisse für große und börsenotierte Firmen (*abhängige Variable:* Verschuldungsquote in Prozent)

Variable	**Theoretische Erwartung**	**Modell B**		**Modell B1**		**Modell B2**		**Modell B3**	
		Koeff.	Stdfehler	Koeff.	Stdfehler	Koeff.	Stdfehler	Koeff.	Stdfehler
Körperschaftsteuersatz	+	0,2282	0,0070***	0,3606	0,0122***	0,2081	0,0192***	−0,1111	0,0914
Firmengröße (Umsatz)	+	0,4053	0,0160***	0,4377	0,0538***	1,3683	0,0426***	2,2867	0,2796***
Firmenalter	–	−0,1518	0,0023***	−0,0357	0,0028***	−0,0750	0,0035***	0,0289	0,0139**
Anlagenintensität	+/–	0,0021	0,0013	−0,0366	0,0031***	−0,0276	0,0033***	−0,0667	0,0270**
Gesamtkapitalrentabilität	–	−0,0940	0,0073***	−0,0083	0,0028***	−0,0964	0,0241***	−0,1627	0,0408***
Verlustvortrag	+	8,4034	0,1452***	10,2736	0,1446***	9,3602	0,2859***	7,3506	1,1278***
Negatives Eigenkapital	+	27,8932	0,1276***	26,8094	0,4437***	35,8477	0,5272***	44,5221	5,5227***
Anfangsverschuldung	+/–	0,5292	0,0014***	0,5774	0,0035***	0,5660	0,0032***	0,5275	0,0238***
Beobachtungen/Firmen		375.205		55.229		60.196		1.054	
Länder		26		26		24		21	
Korrigiertes R^2		0,684		0,628		0,634		0,600	
Fixe Industrieeffekte: F-Test		15,81***		4,65***		3,30***		1,40***	

Anmerkungen: Konstante und Koeffizienten der Industrieeffekte sind nicht ausgewiesen. Modell $B1$ bezieht sich ausschließlich auf größere Firmen mit Jahresumsatz von mehr als 5 Mio. EUR (vgl. Tabelle 1), Modell $B2$ bezieht sich nur auf Aktiengesellschaften, und Modell $B3$ nur auf börsenotierte Unternehmen. ***, ** Signifikanz auf 1%- bzw. 5%-Niveau.

Wie eingangs erwähnt, legt die bisherige empirische Literatur einen starken Fokus auf homogene Firmentypen wie große und/oder börsenotierte Unternehmen. Dies erhebt die Frage, ob die in der Tabelle 3 dargestellten Resultate auch dann halten, wenn der vorliegende Firmenquerschnitt in ähnlicher Weise eingeschränkt wird. Um diese Frage zu beantworten, wird abschließend auf die in Tabelle 1 dargestellten Charakteristika der Firmenpopulation zurückgegriffen. Konkret wird der Datensatz modifiziert, indem ausschließlich (i) große Firmen mit Umsätzen über fünf Mio. EUR (letzte beiden Größenkohorten aus Tabelle 1), (ii) Aktiengesellschaften und (iii) börsenotierte Unternehmen Berücksichtigung finden. Mit diesen Datensätzen wird Modell B aus Tabelle 3 neu geschätzt und mit den entsprechenden Parametern von Tabelle 3 verglichen (Modell B wird als Basisregression gewählt, da es einen wesentlich größeren Umfang an Beobachtungen aufweist als Modell C). Die Ergebnisse dieser Sensitivitätsanalyse sind in Tabelle 4 zusammengefasst. Die theoretischen Erwartungen sind wiederum in der ersten Spalte dargestellt, Spalte 2 wiederholt aus Gründen der besseren Vergleichbarkeit die geschätzten Parameter von Modell B aus Tabelle 3. Die restlichen Spalten fassen die Schätzungen aus den entsprechenden Einschränkungen des Datensatzes zusammen. Modell $B1$ beschreibt die Ergebnisse für große Firmen, Modell $B2$ jene für Aktiengesellschaften und Modell $B3$ jene für börsenotierte Unternehmen.

Ein Vergleich der Modelle $B1$ und $B2$ mit dem Basismodell B in der ersten Spalte von Tabelle 4 verdeutlicht, dass die Einengung des Samples auf große Firmen und auch Aktiengesellschaften keine wesentlichen Änderungen in Bezug auf nahezu alle Parameter nach sich zieht. Lediglich bei der Anlageintensität ist der vorhin insignifikante Parameter nunmehr in beiden Fällen signifikant negativ. Auch die Güte der Regression sinkt nur unwesentlich (von 0,68 auf etwa 0,63). In Bezug auf den Einfluss der Körperschaftsteuer auf die Fremdfinanzierung wird – verglichen mit dem Basismodell – ein höherer Koeffizient bei großen Firmen und ein leicht geringerer Effekt bei Aktiengesellschaften geschätzt. Insgesamt erweist sich aber Modell B als erstaunlich robust gegenüber diesen beiden Modifikationen des Datensatzes. Dies ändert sich drastisch, wenn nur börsenotierte Unternehmen betrachtet werden (Modell $B3$). Für den Koeffizienten der

durchschnittliche Verschuldungsquote liegt bei 66,4 Prozent (61,5 Prozent). Eine steuerinduzierte Änderung der Verschuldungsquote auf $66,4 - 2,5 = 63,9$ Prozent ($61,5 - 2,5 = 59$ Prozent) enstpricht einem Verschuldungsstand nach Steueränderung von $394.729 \cdot 0,639 \approx 252.000$ ($17,336 \cdot 0,59 \approx 10,228$ Mio. EUR). Da die durchschnittliche Verschuldung in diesen Kohorten ca. 262.000 bzw. 10,660 Mio. EUR betragen, ergeben sich Absolutänderungen der Verschuldung von 10.000 bzw. 433.000 EUR. Die Werte für einen marginalen Steuereffekt von 0,3 werden analog berechnet.

Körperschaftsteuer dreht sich nunmehr das Vorzeichen auf negativ, allerdings ist dieser Effekt nicht signifikant (der $p-$Wert beträgt 0,224). Eine mögliche Erklärung könnte darin liegen, dass börsenotierte Unternehmen über einen besseren Zugang zum externen Eigenkapitalmarkt verfügen. In diesem Fall würde die Fremdfinanzierung und damit die Rolle der Besteuerung generell von geringerer Bedeutung sein.

Allerdings illustrieren die Ergebnisse von Modell $B3$ eindrücklich, dass eine zu enge Datenselektion den im großen Firmenquerschnitt vorhandenen Zusammenhang zwischen der Besteuerung und der Unternehmensfinanzierung überdecken kann. Damit ließen sich auch die teilweise insignifikanten Ergebnisse der bisherigen empirischen Literatur erklären.

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 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 liegt u.a. darin, dass die bisherige Literatur vorwiegend auf einzelne Länder (vor allem die Vereinigten Staaten) und meist auf homogene Firmentypen (große und/oder börsenotierte) ausgerichtet war, aber kaum einen breiteren Länderquerschnitt und heterogene Firmen zum Gegenstand der Untersuchung gemacht hat.

Die vorliegende Untersuchung setzt erstmalig an diesem Datenproblem an und überprüft die Hypothese, dass die Unternehmensverschuldung mit der Belastung an Körperschaftsteuern zunimmt, anhand eines Datensatzes von etwa 400.000 Unternehmen aus den EU-27 Ländern. Im Sample enthalten sind kleine und große Firmen wie auch Unternehmen mit und ohne Börsenotierung.

Die empirische Evidenz legt nahe, dass die Körperschaftsteuer signifikant positiv mit der Unternehmensverschuldung korreliert ist. Dieser Effekt bleibt bestehen, wenn – wie in einem Großteil der bisherigen Literatur – das Sample auf große Unternehmen (mit Umsätzen von über fünf Mio. EUR) und auf Aktiengesellschaften eingeschränkt wird. Wird der Datensatz hingegen ausschließlich auf börsenotierte Unternehmen eingeengt, wird der Einfluss der Körperschaftsteuer auf die Verschuldungsquote insignifikant, was teilweise im Einklang mit

bisherigen Studien steht.

Die geschätzten Parameter der Körperschaftsteuer sind nicht nur statistisch signifikant, sondern vor allem auch ökonomisch als bedeutsam einzustufen. So ist in der bevorzugten Spezifikation ein Anstieg bzw. Rückgang des nominellen Körperschaftsteuersatzes von 10 Prozentpunkten mit einem gleichförmigen Effekt auf die Verschuldungsquote der Unternehmen von durchschnittlich etwa zweieinhalb bis 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 10.000 bis 12.000 EUR (433.000 bis 520.000 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

Aghion, P. und P. Bolton 1992 , 'An incomplete contracts approach to corporate bankruptcy'. *Review of Economic Studies* **59**, 473–494.

Alworth, J. S. und G. Arachi, 2001, 'The effect of taxes on corporate financing decisions: Evidence from a panel of Italien firms', *International Tax und Public Finance* **8**, 353–376.

Arellano, M. und S. Bond, 2001, 'Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to unemployment equations', *Review of Economic Studies* **58**, 277–294.

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*, 4. Aufl., Chichester et al.: Wiley.

Barclay, M. J. und C. W. Smith, 1995, 'The priority structure of corporate liabilities', *Journal of Finance* **50**, 899–917.

Beck, T. und A. Demirgüç-Kunt, 2006, 'Small and medium-size enterprises: Access to finance as a growth constraint', *Journal of Banking and Finance* **30**, 2931–2943.

Beck, T., A. Demirgüç-Kunt und V. Maksimovic, 2008, 'Financing patterns around the world: Are small firms different?', *Journal of Financial Economics* **89**, 467–487.

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.

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.

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.

Diamond, D. W. 1991, 'Monitoring and reputation: The choice between bank loans and directly placed debt', *Journal of Political Economy* **99**, 689–721.

Djankov, S., C. McLiesh und A. Shleifer, 2007, 'Private credit in 129 countries', *Journal of Financial Economics* **84**, 299–329.

Dwenger, N. und V. Steiner, 2009, 'Financial leverage and corporate taxation: Evidence from German corporate tax return data', *DIW Discussion Paper No. 855.*

Egger, P., W. Eggert, C. Keuschnigg und H. Winner, 2009, 'Corporate taxation, debt financing and foreign plant ownership', *European Economic Review*, erscheint demnächst.

Fama, E. F. und K. R. French, 2002, 'Testing trade-off and pecking order predicitions about dividends und debt', *Review of Financial Studies* **15**, 1–33.

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.

Fuest, C., B. Huber und S. B. Nielsen, 2002, 'Why is the corporate tax rate lower than the personal tax rate? The role of new firms', *Journal of Public Economics* **87**, 157–174.

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.

Hart, O. und J. Moore, 1994, 'A theory of debt based on the inalienability of human capital', *Quarterly Journal of Economics* **109**, 841–879.

Hart, O. und J. Moore, 1998, 'Default and renegotiation: A dynamic model of debt', *Quarterly Journal of Economics* **113**, 1–42.

Hovakimian, A., T. Opler und S. Titman, 2001, 'The debt-equity choice', *Journal of Financial and Quantitative Analysis* **36**, 1–24.

Huizinga, H., L. Laeven und G. Nicodéme, 2008, 'Capital structure and international debt shifting', *Journal of Financial Economics* **88**, 80–118.

Hyytinen, A. und M. Pajarinen, 2007, 'Is the cost of debt capital higher for younger firms?', *Scottish Journal of Political Economy* **54**, 55–71.

Jaffee, D. und T. Russell, 1976, 'Imperfect information, uncertainty and credit rationing', *Quarterly Journal of Economics* **90**, 651–666.

Jensen, M. C. 1986, 'Agency costs of free cash flow, corporate finance, and take-overs', *American Economic Review* **76**, 323–329.

Keuschnigg, C. und S. B. Nielsen, 2004, 'Start-ups, venture capitalists, and the capital gains tax', *Journal of Public Economics* **88**, 1011–1042.

Klapper, L. und K. Tzioumis, 2008, 'Taxation and capital structure: Evidence from a transition economy', *World Bank Policy Research Working Paper No. 4753.*

La Porta, R., F. L. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer und R. W. Vishny, 1998, 'Law and finance', *Journal of Political Economy* **106**, 1113–1155.

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, 2005, 'Taxation and the financial structure of German outbound FDI', *CESifo Working Paper* 1612, München.

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', Elsevier: Amsterdam.

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, 2008, 'The impact of personal and corporate taxation on capital structure choices', *ZEW Discussion Paper* 08-20, Mannheim.

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.

Schneider, D. 1992, *Investition, Finanzierung und Besteuerung*, 7. Aufl., Wiesbaden: Gabler.

Shyam-Sunder, L. und S. Myers, 1999, 'Testing static tradeoff against pecking order models of capital structure', *Journal of Financial Economics* **51**, 219–244.

Stiglitz, J. E. und A. Weiss, 1981, 'Credit rationing in markets with imperfect information', *American Economic Review* **71**, 393–410.

Titman, S. und R. Wessels, 1988, 'The determinants of capital structure choice', *Journal of Finance* **43**, 1–19.

Townsend, R. 1979, 'Optimal contracts and competitive markets with costly state verification', *Journal of Economics* **21**, 265–293.

Weichenrieder, A. J. 2006, 'Steuern und die Empirie der Unternehmensfinanzierung', *unveröffentlichtes Manuskript*, Johann Wolfgang von Goethe-Universität Frankfurt.

White, H. 1980, 'A heteroskedastic consistent covariance matrix and a direct test for heteroskedasticity', *Econometrica* **48**, 817–838.