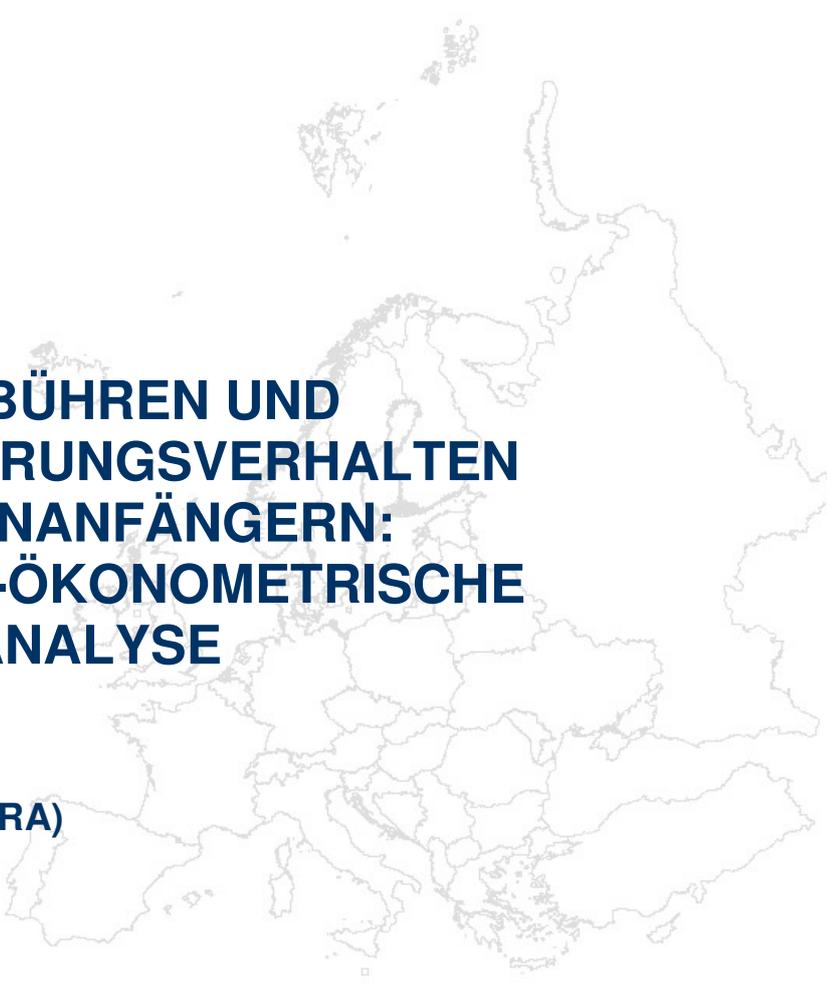


GEFRA



STUDIENGEBÜHREN UND DAS WANDERUNGSVERHALTEN VON STUDIENANFÄNGERN: EINE PANEL-ÖKONOMETRISCHE WIRKUNGSANALYSE

**Björn Alecke (GEFRA)
Timo Mitze (RWI)**

GEFRA Working Paper: Februar 2012 – Nr. 6

AUTOREN

Dr. Björn Alecke

GEFRA - Gesellschaft für Finanz- und Regionalanalysen

Ludgeristr. 56, D-48143 Münster

Tel.: (+49-251) 263 9311

Fax: (+49-251) 263 9319

Email: alecke@gefra-muenster.de

Dr. Timo Mitze

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung

Hohenzollernstr. 1-3, D-45128 Essen

Tel.: (+49-201) 81 49-223

Fax: (+49-201) 81 49-200

Email: timo.mitze@rwi-essen.de

Herausgeber:

GEFRA – Gesellschaft für Finanz- und Regionalanalysen

Adresse: Ludgeristr. 56, D-48143 Münster

Tel.: (+49-251) 263 9311

Fax: (+49-251) 263 9319

Email: info@gefra-muenster.de

Internet: www.gefra-muenster.de

ISSN: 1862-8915 (Print)

1862-8923 (Internet)

INHALTSVERZEICHNIS

Tabellenverzeichnis	III
Abbildungsverzeichnis	IV
Zusammenfassung	I
1 Einleitung	1
2 Institutioneller Hintergrund und Forschungsstand zu Studiengebühren in Deutschland	4
3 Das Gravitationsmodell: Theorie und Empirie	10
4 Datengrundlage und stilisierte Fakten	17
5 Modellschätzung	27
6 Simulationsrechnungen zu den Lenkungseffekten von Studiengebühren	32
7 Zusammenfassung und hochschulpolitische Schlussfolgerungen.....	39
Literaturverzeichnis	41
Anhang	45

TABELLENVERZEICHNIS

Tabelle 1:	Einführung und Abschaffung von Studiengebühren in den Bundesländern.....	6
Tabelle 2:	Schätzergebnisse für Bruttoeinwanderungen von Studienanfängern ($w(t)$) nach Bundesländern im Zeitraum 1999 bis 2010.....	29
Tabelle A.1:	Variablendefinition und Quellen.....	45
Tabelle A.2:	Deskriptive Statistiken für die originären Variablen.....	46
Tabelle A.3:	Deskriptive Statistiken der transformierten Variablen in der Regression.....	48
Tabelle A.4:	Studienanfänger in den Bundesländern nach Erwerbsland ihrer HZB, in %.....	50
Tabelle A.5:	Zunahme der Nettowanderung von Studienanfängern durch Hochschulgebühren nach Bundesländern, in %	51

ABBILDUNGSVERZEICHNIS

Abbildung 1:	Komponenten der Wanderungsbewegungen von Studienanfängern in Ostdeutschland 1999-2010 (1=100%)22
Abbildung 2:	Wanderungsbewegungen von Studienanfängern zwischen ostdeutschen Ländern, westdeutschen Gebühren- und Nichtgebührenländern 1999-201024

ZUSAMMENFASSUNG

Die Frage nach den Nutzen und Kosten von Studiengebühren prägt die momentane hochschulpolitische Diskussion. In diesem Beitrag quantifizieren wir die Lenkungswirkungen der Studiengebühren im Rahmen eines empirischen Modells zum innerdeutschen Wanderungsverhalten von Studienanfängern für die 16 Bundesländer im Zeitraum 1999 bis 2010. Unsere Ergebnisse bestätigen insgesamt einen negativen (positiven) Effekt von Studiengebühren seit ihrer Einführung im Jahr 2006 auf die Zuwanderung in Gebührenländer (Nichtgebührenländer). Simulationsrechnungen zeigen ferner, dass der Einfluss von Studiengebühren als hochschulpolitisches Instrument nicht zu vernachlässigen ist. Ausgehend von der Frage, welche Veränderung bei anderen erklärenden Variablen die Wanderungsbewegungen von Studienanfängern zwischen den Bundesländern in gleichem Maße beeinflusst wie die Einführung von Studiengebühren, finden wir, dass hierfür eine erhebliche Verbesserung der Qualität von Lehre und Forschung an den Hochschulen notwendig ist. Dies wirft die Frage auf, mit welchen Instrumenten die Zielsetzung des Hochschulpakts 2020, für eine hohe Auslastung der vorhandenen Kapazitäten an den ostdeutschen Hochschulen zu sorgen, letztendlich erreicht werden kann.

JEL: C23, I23, R23

Keywords: Migration, Studienanfänger, Studiengebühren, Hochschulpakt

Über wohl kaum eine Frage wird in der hochschulpolitischen Diskussion so intensiv diskutiert, wie über jene nach den Nutzen und Kosten von Studiengebühren. Für ihre Befürworter sind Studiengebühren eine notwendige Voraussetzung, um langfristig ein qualitativ hochwertiges Niveau von Forschung und Lehre an den deutschen Hochschulen zu gewährleisten. Ihre Gegner dagegen sehen durch Studiengebühren den Grundsatz gleicher Bildungschancen verletzt und befürchten, dass die sogenannte „Campusmaut“ gerade sozial benachteiligte Studienberechtigte von der Aufnahme eines Studiums abschreckt.

Ungefähr in dem Ausmaß, wie umstritten Studiengebühren in der politischen Debatte sind, ist in der empirischen Hochschulforschung auch die Unsicherheit über ihren tatsächlichen Einfluss auf das Verhalten von Studenten und Studieninteressierten. Nachdem noch erste Erhebungen zu dem Ergebnis kamen, dass eine große Zahl von Studienberechtigten pro Jahr durch Studiengebühren von einem Studium abgehalten würde, wurden in der Folgezeit in einer Reihe von Untersuchungen Zweifel an einem nennenswerten Effekt von Studiengebühren geäußert. War die hitzige und teils ideologisch befeuerte Debatte über die Einführung von Studiengebühren also nur viel Lärm um Nichts?

In Anbetracht ihres politischen Schicksals in der jüngeren Vergangenheit – in fünf der sieben Bundesländer, in denen Studiengebühren ursprünglich eingeführt wurden, wurden bzw. werden die Gebühren wieder abgeschafft – erscheint es, als ob die Frage nach ihren Wirkungen allenfalls noch von akademischem Interesse sei. In engem Zusammenhang mit der Diskussion um Studiengebühren muss allerdings eine andere Zweiteilung gesehen werden, die das deutsche Hochschulsystem gegenwärtig über die Trennung von Gebühren und Nichtgebührenländer hinaus prägt.¹ Denn während in Westdeutschland künftig die Studentenzahlen stark anstei-

¹ Zu berücksichtigen ist natürlich auch, dass in den Bundesländern politische Regierungswechsel nicht ausgeschlossen werden können, in deren Gefolge Studiengebühren wieder eingeführt werden. Zudem werden mit Niedersachsen und Bayern nach wie vor zwei große deutsche Flächenländer weiter Studiengebühren erheben, die immerhin ein Fünftel der Studierenden auf sich vereinen.

gen und die Hochschulen an ihre kapazitiven Belastungsgrenzen stoßen werden, stellt sich die Situation in den ostdeutschen Bundesländern ganz anders dar. Dort wird für die nächsten Jahre ein gravierender Rückgang der Studienberechtigten und damit letztlich auch der Studierenden prognostiziert.²

Mit dem 2007 geschlossenen Hochschulpakt 2020 versuchen Bund und Länder dieser Entwicklung entgegenzusteuern. Zwar sollen an westdeutschen Hochschulen neue Studienplätze aufgebaut, in Ostdeutschland vorerst jedoch die Kapazitäten nicht abgebaut werden. Stattdessen sollen Studieninteressierte aus den westdeutschen Bundesländern verstärkt für ein Studium in den neuen Ländern gewonnen werden. Diesem Ziel dient auch der Zusammenschluss der fünf neuen Bundesländer (Brandenburg, Mecklenburg-Vorpommern, Sachsen, Sachsen-Anhalt und Thüringen) zu einer Hochschulinitiative Neue Bundesländer, von der u.a. die Imagekampagne "Studieren in Fernost" 2009 ins Leben gerufen wurde.³

Blickt man auf die aktuellen Zahlen zu den Wanderungsbewegungen der Studienanfänger, so scheint es bereits erste Erfolge zu geben. Seit seinem Tiefpunkt 2005 hat sich der ostdeutsche Wanderungssaldo stark verbessert, aktuell konnte erstmals nach über 10 Jahren wieder ein „Überschuss“ erzielt werden. Dies wirft offensichtlich eine Reihe von Fragen nach den Bestimmungsgründen dieser Entwicklung auf: In welchem Umfang hat die Einführung von Studiengebühren in einigen westdeutschen Bundesländern dazu beigetragen, dass vermehrt westdeutsche Studienanfänger ein Studium an ostdeutschen Hochschulen aufgenommen haben? Und in welchem Umfang wird die künftige Abschaffung von Studiengebühren in westdeutschen Ländern der Zielsetzung des Hochschulpakts zuwiderlaufen? Mit Hilfe welcher Instrumente sollen generell Anreize für ein verändertes Mobilitätsverhalten von Studienanfängern und Studenten erreicht werden? Ist es angesichts der drohenden gesamtwirtschaftlichen Effizienzverluste ausreichend, allein auf eine Imagekampagne zu setzen?

Vor dem Hintergrund der Diskussion um die Rolle von Studiengebühren und der Notwendigkeit, künftig weitaus stärker Studienanfänger an die ostdeutschen Hochschulen zu binden, untersuchen wir in diesem Aufsatz die Determinanten des Wanderungsverhaltens von Studienanfängern innerhalb Deutschlands. Hierzu greifen wir auf Daten zurück, die das Statistische Bundesamt zu den Studienanfängern nach Studienort und Erwerb der Hochschulzugangsberechtigung auf der Ebene der Bun-

² Vgl. Kultusministerkonferenz (2009), Dohmen (2010).

³ Vgl. hierzu www.hochschulinitiative.de.

desländer bereitstellt. Durch die Schätzung eines panelökonometrischen Modells unter Verwendung der vorliegenden Wanderungstabellen für den Zeitraum von 1999 bis 2010 identifizieren wir den Einfluss von aus der Migrationsforschung bekannten Determinanten des Wanderungsverhaltens (Pull- und Push-Faktoren wie Einkommens- und Erwerbsmöglichkeiten) auf die Wanderungsströme von Studienanfängern. Darüber hinaus wird durch die Einführung von qualitativen Variablen der Einfluss von Studiengebühren als hochschulpolitisches Lenkungsinstrument ebenso analysiert wie der eines spezifischen Ost-West-Effekts.

Unsere Analyse ergänzt in mehreren Punkten den Stand der empirischen Forschung. Während es zahlreiche Studien über die Prozesse und Motive der Studienwahl auf Basis von Individualdaten gibt, bei denen mittels Befragungen die Einstellungen von (potenziellen) Studienanfängern und Studenten zur Hochschulwahl ermittelt werden, ist uns keine quantitativ-ökonometrische Arbeit bekannt, die direkt auf die bundeslandspezifischen, aggregierten Wanderungstabellen von Studienanfängern zurückgreift. Auch die vorliegenden Arbeiten zur Wirkungsweise von Studiengebühren greifen vornehmlich auf Individualdaten zurück. Zudem steht – mit der Ausnahme der Studie von Dwenger et al. (2009) – nicht der Einfluss der Studiengebühren auf das Wanderungsverhalten sondern auf die Studienabsicht im Mittelpunkt der Untersuchungen.

Der verbleibende Teil dieses Aufsatzes ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt 2 werden zunächst kurz die wechselvolle Geschichte der Einführung von Studiengebühren in Deutschland und bisherige empirische Arbeiten zu ihren Wirkungen vorgestellt. Abschnitt 3 erläutert anschließend unser ökonometrisches Schätzmodell und bettet es in die breite Literatur zur empirischen Analyse von Binnenwanderungsströmen ein. In Abschnitt 4 werden die verwendeten Daten und die stilisierten Fakten der Wanderungsbewegungen von Studienanfängern innerhalb Deutschlands beschrieben. Die ökonometrischen Schätzergebnisse sind dann Gegenstand von Abschnitt 5; daran anknüpfend präsentiert Abschnitt 6 die Ergebnisse von Simulationsrechnungen zu den Lenkungseffekten von Studiengebühren. Schließlich werden in Abschnitt 7 die wesentlichen Resultate der Arbeit zusammengefasst und bildungspolitische Schlussfolgerungen gezogen.

INSTITUTIONELLER HINTERGRUND UND FORSCHUNGSSTAND ZU STUDIENGEBÜHREN IN DEUTSCHLAND

Um die Gleichheit der Bildungschancen zu gewähren, wurden 1970 die bis dato existierenden Studiengebühren durch die Ministerpräsidenten der Bundesländer abgeschafft. Auf diesen Beschluss folgte eine über dreißigjährige Phase, in der in Deutschland – abgesehen von den geringen Semesterbeiträgen für AStA und Studentenwerk – das Studium faktisch kostenlos war und „jedem offen“ stand. Die im Kontext der sozialliberalen Bildungsreformen zu sehende Entscheidung, auf die Erhebung von Studiengebühren zu verzichten, blieb in diesem Zeitraum jedoch nicht unumstritten und wurde insbesondere im Verlaufe der 90er Jahre zunehmend in Zweifel gezogen. Als das Land Baden-Württemberg 1998 Gebühren für Langzeitstudierende einführt, reagierte die zu diesem Zeitpunkt amtierende rot-grüne Bundesregierung zunächst mit einer Verfassungsklage. Nach deren Scheitern versuchte die Bundesregierung dann eine generelle Gebührenfreiheit für das Erststudium per Bundesgesetz festzulegen.

Im föderalen Gesamtsystem der Bundesrepublik Deutschland sind Fragen der Hochschulbildung mehrheitlich Ländersache. Gegen die vom Bundestag 2002 verabschiedete Änderung des Hochschulrahmengesetzes strengten daher wiederum sechs zum damaligen Zeitpunkt unionsgeführte Bundesländer beim Bundesverfassungsgericht (Baden-Württemberg, Bayern, Hamburg, Saarland, Sachsen und Sachsen-Anhalt) eine Klage an. Dieses gab schließlich im Januar 2005 der Klage recht und sah im bundesweiten Verbot von Studiengebühren einen unzulässigen Eingriff in die Gesetzgebungskompetenz der Länder.

Im Gefolge des Urteils machten eine Reihe von unionsgeführten Bundesländern von ihrem verfassungsgerichtlich bestätigten Gesetzesspielraum Gebrauch. Mit der Erhebung von Studiengebühren ab dem Wintersemester 2006 waren Niedersachsen und Nordrhein-Westfalen, bei denen Landtagswahlen in der Zwischenzeit zu einem politischen Machtwechsel geführt hatten, die beiden ersten Bundesländer. Von den ursprünglich klagenden Bundesländern führten Baden-Württemberg, Bayern und Hamburg zum Sommersemester 2007 Studiengebühren ein. Das Saarland folgte ihnen mit Gebühren zum Wintersemester 2007. In Sachsen und Sachsen-Anhalt

mussten die unionsgeführten Landesregierungen aus Rücksicht auf die sozialdemokratischen Partner in der jeweiligen großen Koalition auf die Einführung von Studiengebühren verzichten. In Hessen, welches sich als einziges konservativ regiertes Bundesland aufgrund von rechtlichen Bestimmungen der hessischen Landesverfassung zu Studiengebühren nicht an der Verfassungsklage beteiligte, wurden Studiengebühren zum Wintersemester 2007 eingeführt. Nachdem die hessische Landesregierung jedoch nach Landtagswahlen im Frühjahr 2008 ihre politische Mehrheit im Parlament verloren hatte, wurden dort die Studiengebühren bereits ein Jahr später wieder abgeschafft. Ebenfalls durch Regierungswechsel begründet wurden in der Folgezeit im Saarland (zum Sommersemester 2010), in NRW (zum Wintersemester 2011), in Baden-Württemberg (zum Sommersemester 2012) und in Hamburg (zum Wintersemester 2012) die Gebühren für das Hochschulstudium wieder abgeschafft. In den kommenden Jahren werden somit nur noch in Bayern und Niedersachsen Studiengebühren erhoben.

Tabelle 1 fasst diesen kurzen historischen Abriss zur Entwicklung der Studiengebühren in den deutschen Bundesländern zusammen. Während in sieben der zehn westdeutschen Bundesländer Studiengebühren zumindest temporär eingeführt wurden, stand dies in den ostdeutschen Bundesländern nie ernsthaft zur Debatte.

Tabelle 1:
Einführung und Abschaffung von Studiengebühren in den Bundesländern

	Beschluss zur Erhebung	Erhebung	Beschluss zur Abschaffung	Abschaffung
Baden-Württemberg	Dezember 2005	Sommersemester 2007	Juli 2011 (Landtagswahl März 2011)	Sommersemester 2012
Bayern	Mai 2006	Sommersemester 2007		
Hamburg	Juni 2006	Sommersemester 2007	September 2011 (Landtagswahl Februar 2011)	Wintersemester 2012
Hessen	Oktober 2006	Wintersemester 2007	Juli 2008 (Landtagswahl Januar 2008)	Wintersemester 2008
Niedersachsen	Dezember 2005	Wintersemester 2006		
Nordrhein-Westfalen	März 2006	Wintersemester 2006	Februar 2011 (Landtagswahl Mai 2010)	Wintersemester 2011
Saarland	Juli 2006	Wintersemester 2007	Februar 2010 (Landtagswahl August 2009)	Sommersemester 2010

Quelle: Siehe Text.

Angesichts der kontrovers geführten hochschulpolitischen Diskussion um die Erhebung von Studiengebühren wenig verwunderlich, hat sich bereits eine Reihe von empirischen Arbeiten mit diesem Thema beschäftigt. So wurde schon kurz nach Einführung der Studiengebühren eine erste Erhebung zu deren Auswirkungen auf die Studienpläne von studienberechtigten Schulabgängern im Auftrag des Bundesministeriums für Bildung und Forschung vom Hochschul-Informationssystem (HIS) vorgelegt (vgl. Heine et al. 2008). Auf Basis einer repräsentativen Befragung von

über 5.000 Abgängern des Schuljahres 2005/06 mit Hochschulreife kam diese Studie zu dem Befund, dass anteilig zwischen 1,4% bis 4,4% aller Studienberechtigten des damaligen Jahrgangs durch Studiengebühren von einem Studium abgehalten würden (absolut 6.000 und 18.000 Studienberechtigte).⁴ Einen Einfluss von ähnlicher Größenordnung ermittelt Hübner (2009), der hierzu sekundärstatistische Daten der amtlichen Hochschulstatistik zu den Übergangsquoten von Studienberechtigten nach Bundesländern für die Jahre 2002-2007 nutzt. Mithilfe einer DiD-Analyse schätzt Hübner, dass rund 2,7% der Studienberechtigten in den Gebührenländern (rd. 5.000 Personen) von der Aufnahme eines Studiums abgehalten werden.

Eine vergleichbare Strategie zur empirischen Schätzung der Effekte von Studiengebühren wenden Dwenger et al. (2009) an. Als abhängige Variable in ihrer DiD-Schätzung verwenden die Autoren die Wahrscheinlichkeit, ein Studium im eigenen Bundesland aufzunehmen. Datengrundlage ihrer Untersuchung bilden die Anträge zur Aufnahme lebenswissenschaftlicher Studiengänge bei der Zentralstelle für die Vergabe von Studienplätzen (ZVS) für die Jahre 2002 bis 2008. Den Ergebnissen von Dwenger et al. zu Folge sinkt in den Gebührenländern die Wahrscheinlichkeit einer Antragstellung von heimischen Studienberechtigten ausgehend von 69% um 2%-Punkte. In absoluten Zahlen und bezogen auf die heimischen Studienanfänger des Jahres 2007 in den Gebührenländern würde dieser Effekt auf einen Wanderungsverlust von etwas über 4.000 Studienanfängern hinauslaufen.⁵

Im Nachgang zu diesen ersten Analysen wurde jedoch von zwei jüngeren Untersuchungen ein nennenswerter Effekt von Studiengebühren in Zweifel gezogen. Der Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft veröffentlichte im Jahr 2010 eine Studie, nach deren Resultaten Studiengebühren keinerlei abschreckende Wirkung auf Studieninteressierte ausüben (Hetze, Winde 2010). Anhand der Entwicklung von mehreren hochschulstatistischen Kennzahlen im Zeitraum 2005-2008 in den Bundesländern legen die Autoren dar, dass der Vergleich zwischen Gebühren- und Nichtgebührenländern keine systematischen Unterschiede aufzeigen würde. Zwar greift die Vorgehensweise der Studie den Grundgedanken einer DiD-Analyse auf,

⁴ In einer Folgestudie ermitteln Heine, Quast (2011), dass der Anteil der Studienberechtigten, die sich durch Studiengebühren vom Studium abschrecken lassen, beim Jahrgang 2008 um knapp zwei Prozentpunkte größer ausfällt als 2006. In absoluten Zahlen errechnen die Autoren einen Studienverzicht von 14.000 bis zu 26.000 Studienberechtigten.

⁵ Dabei wird unterstellt, dass einerseits das Ergebnis für die ausgewählten Studiengänge (Medizin, Pharmazie, Biologie, Psychologie, Zahn- und Tiermedizin) auf die Gesamtheit aller Studienfächer übertragen werden kann und andererseits Antragsteller für ein Studium und tatsächliche Studienanfänger ein gleiches Verhalten aufzeigen.

die Ergebnisse werden aber auf Basis einer rein deskriptiven Analyse von Zeitreihen gewonnen.

Die jüngste empirische Arbeit zu den Auswirkungen von Studiengebühren stammt von Baier und Helbig (2011). Auf der Grundlage von Individualdaten der Studienberechtigtenbefragung des HIS der Jahre 1999 bis 2008 können die Autoren keinen negativen Effekt von Studiengebühren auf die Studierneigung identifizieren. Als Methode ziehen Baier, Helbig eine DiD-Schätzung unter Kontrolle von individualspezifischen Merkmalen (wie z.B. Geschlecht, Alter, Abiturnote) heran. In dieser zeigt sich sogar, dass Bundesländer, die Studiengebühren eingeführt haben, einen leichten Anstieg von Studienberechtigten mit Studierabsicht gegenüber Nichtgebührenländern verzeichnen können. Der Einfluss erweist sich aber als statistisch nicht signifikant. Dieses Ergebnis erklären die beiden Autoren mit zwei gegenläufigen Effekten von Studiengebühren im individuellen Entscheidungskalkül: Einerseits steigen durch Studiengebühren zwar die Kosten für ein Studium, andererseits steigen die späteren Erträge aus einer qualitativ verbesserten Hochschulbildung.

Zusammenfassend bleibt festzuhalten, dass die empirische Hochschulforschung gegenwärtig ambivalente Ergebnisse zum Einfluss von Studiengebühren auf das Verhalten von Studienberechtigten und –anfängern bereithält. Kritisch anzumerken ist, dass dabei bisher die Studierneigung im Fokus der Untersuchungen gestanden hat. Aus unserer Sicht scheint der Einwand berechtigt, dass die Einführung von Studiengebühren in nur sieben der insgesamt sechzehn Bundesländer weniger die Entscheidung beeinflussen sollte, generell ein Studium aufzunehmen, sondern eher wo der Studienort gewählt wird. Immerhin ermöglichten im Untersuchungszeitraum neun Bundesländer nach wie vor ein kostenloses Studium. Da Studienberechtigte den Standort ihrer Hochschule im Allgemeinen frei wählen konnten, sollten sich die Auswirkungen von Studiengebühren eher beim Wanderungsverhalten von Studienanfängern und weniger bei der Studienabsicht zeigen. Zumindest wäre es empirisch nicht plausibel, wenn Studiengebühren im Kalkül vieler studienberechtigten Schulabgänger zwar bedeutsam genug wären, um von einem Studium abzuhalten, nicht aber um Einfluss auf die Wahl des Studienortes zu nehmen.

Wie erwähnt, greift diesen Punkt bisher einzig die Studie von Dwenger et al. (2009) auf. Allerdings beschränkt sich diese Untersuchung nur auf die Frage, inwieweit die Wahrscheinlichkeit von Studienanfängern, ein Studium in jenem Land zu beginnen, in dem sie auch die Hochschulzugangsberechtigung erworben haben, nach der Erhebung von Studiengebühren zwischen Gebühren- oder Nichtgebührenländern auseinanderfällt. Detaillierte Informationen über das Wanderungsverhalten im Sinne

einer „Place-to-Place“-Migration der Studienanfänger bleiben bei dieser Studie außen vor. Ein weiterer Einwand ist, dass sich die Analyse nur auf die in der gewählten Beobachtungsperiode zulassungsbeschränkten Fächer konzentriert, die im Rahmen des durch die ZVS gesteuerten Auswahlverfahrens vergeben wurden. Hiervon waren im Wintersemester nur rund 5% aller Studienanfänger (gemessen an den zur Verfügung stehenden Plätzen) betroffen.

Vor diesem Hintergrund erweitert die vorliegende Arbeit den gegenwärtigen Forschungsstand in zweierlei Hinsicht: Zum ersten untersuchen wir die Auswirkungen von Studiengebühren auf die bilateralen Wanderungsbewegungen von Studienanfängern zwischen den Bundesländern und nicht auf die Studierneigung von Studienberechtigten. Die zu erklärende Variable ist die Zahl der Studienanfänger in einem Bundesland, die ihre Hochschulzugangsberechtigung jeweils in einem der anderen fünfzehn deutschen Bundesländer erworben haben. Zum zweiten verwenden wir keine Stichprobe von Individualdaten, die etwa wie beim HIS-Panel aus einer repräsentativen Befragung von studienberechtigten Schulabgängern resultiert, sondern vom Statistischen Bundesamt zur Verfügung gestellte aggregierte Daten über alle Studienanfänger in einem Studienjahr.

Der uns von präferierte makroökonomische Schätzansatz weist gegenüber mikroökonomischen Analysemethoden Vor- wie Nachteile auf. Ein wesentlicher Vorzug ist, dass die ermittelten Koeffizienten direkt mit hochschulstatistischen oder gesamtwirtschaftlichen Kennziffern zusammenhängen, die auf Bundeslandebene zur Verfügung stehen. Dies erleichtert die Interpretation der Schätzgleichung und kann für politische Szenarioanalysen verwendet werden. Auch unterliegen die sekundärstatistischen Daten zur tatsächlich realisierten Wanderung nicht dem denkbaren Problem eines strategischen Antwortverhaltens auf Seiten der Befragten. Demgegenüber fehlen bei den von uns verwendeten aggregierten Daten eine Reihe von individualspezifischen Informationen wie etwa der Bildungshintergrund der Studienanfänger, so dass Aussagen zu einer denkbaren sozialen Selektivität von Studiengebühren nicht getroffen werden können.

DAS GRAVITATIONSMODELL: THEORIE UND EMPIRIE

Makroökonomische Studien zu den regionalen Einflussfaktoren von Studierendenwanderungen im Allgemeinen und den Lenkungswirkungen von Hochschulgebühren im Speziellen stammen bislang nahezu ausnahmslos aus den USA. Tuckman (1970), Morgan (1983), Mixon (1992a, 1992b), Mixon und Hsing (1994a, 1994b), Baryla und Dotterweich (2001) sowie Mak und Moncur (2003) untersuchen dabei für verschiedene Zeiträume, welche Faktoren in den Ursprungs- und Zielregionen das Migrationsverhalten von Studenten (und darunter insbesondere Studienanfänger) zwischen den einzelnen US-Bundesstaaten lenken. Ausgangspunkt der empirischen Identifikationsstrategie ist dabei in vielen Fällen die Schätzung eines sogenannten Gravitationsmodells, welches – angelehnt an die zentralen Aussagen des Newtonschen Gravitationsgesetzes – in der übergreifenden Modellierung von bevölkerungs- und arbeitskräftebezogenen Wanderungsbewegungen weit verbreitet ist (siehe u.a. Greenwood, 1998, Etzo, 2011).⁶

Kernaussage des Gravitationsansatzes ist es, dass der Wanderungsstrom W_{ij} zwischen zwei Regionen i und j positiv von ihrer Größe (zumeist gemessen über die Bevölkerungszahl) P_i und P_j abhängt, während gleichzeitig eine zunehmende Distanz zwischen den beiden Regionen D_{ij} mindernd auf die Anziehungskraft wirkt (z.B. durch raumgebundene Transportkosten, aber auch größer werdende kulturelle Unterschiede). Dieser Zusammenhang kann formal wie folgt dargestellt werden:

$$(1) \quad W_{ij} = G \cdot \frac{P_i^{\gamma_1} \cdot P_j^{\gamma_2}}{D_{ij}^{\gamma_3}},$$

wobei G eine Konstante ist und γ_1 bis γ_3 Parameter, die zu schätzen sind.⁷

⁶ Einen Überblick über empirische Studien zum Binnenwanderungsverhalten in Deutschland liefern u.a. Alecke et al. (2010).

⁷ In der Newtonschen Gravitationsgleichung hat G als so genannte Gravitationskonstante einen festen Wert und für die Parameter gilt: $\gamma_1=1$, $\gamma_2=1$ und $\gamma_3=2$. Die Analogie geht aber nicht so weit, dass diese Größen auch in der empirischen Migrationsforschung unterstellt werden.

Anzumerken ist, dass es sich bei der im Rahmen des Gravitationsmodells modellierten Zuwanderung zwischen zwei Regionen (W_{ij}) um eine Bruttogröße handelt. Für ein bestimmtes Regionenpaar stellt eine Region jeweils einmal eine Zielregion und einmal eine Herkunftsregion dar. Die Zuwanderung in Region i aus Region j unterscheidet sich naturgemäß von der Zuwanderung in Region j aus Region i (d.h. der Abwanderung aus Region i in Region j): $W_{ij} \neq W_{ji}$. Dabei zeichnen sich Binnenwanderungen im Allgemeinen durch den sogenannten „Lowry-Effekt“ aus, nach dem Regionenpaare mit hohen Zu- auch hohe Abwanderungsströme besitzen und die Nettomigration ($W_{ij} - W_{ji}$) nur einen geringen Teil der gesamten Bruttomigration ausmacht.⁸

Obwohl die Mechanismen des Gravitationsmodells zunächst a-theoretisch abgeleitet wurden, haben jüngere Arbeiten kontinuierlich versucht, eine theoretische Motivation für die Verwendung dieses Modelltyps im Rahmen der neoklassischen Migrationstheorie zu erreichen. Dies hat dazu geführt, dass mittlerweile ein theoretisch fundiertes und empirisch weit verbreitetes Arbeitsmodell zur empirischen Spezifikation von räumlichen Interaktionsmodellen im Bereich der Migrationsforschung vorliegt (Greenwood, 1985, Cushing und Poot, 2004). In diesem wird nicht mehr von einer unveränderlichen Konstante G ausgegangen, sondern es wird angenommen, dass G von bestimmten sozioökonomischen Variablen in den Regionen i und j abhängt. Im erweiterten Modell werden die Wanderungsbewegungen zwischen zwei Regionen dann nicht mehr nur von den „klassischen“ Gravitationsvariablen Bevölkerungsgröße und Distanz gelenkt, sondern durch weitere Variablen X_i und X_j beeinflusst, die gegenseitige Anziehungs- und Abstoßungskräfte beschreiben (z.B. Einkommen, Arbeitslosigkeit):

$$(2) \quad W_{ij} = C^{\alpha_0} \cdot \prod_{s=1}^k \frac{X_{s,i}^{\alpha_s}}{X_{s,j}^{\beta_s}} \cdot \frac{P_i^{\gamma_1} \cdot P_i^{\gamma_2}}{D_{ij}^{\gamma_3}},$$

⁸ Die Analyse der Bruttowanderungsbewegung besitzt gegenüber einer Untersuchung der unidirektionalen Nettomigration den Vorteil, dass der Informationsverlust durch die Saldierung von Zu- und Auswanderung vermieden wird. Demgegenüber besitzt die Schätzung einer Nettomigrationsfunktion den Vorzug, dass Einflüsse von Variablen mit entgegengesetztem Vorzeichen in einer Bruttowanderungsfunktionen verstärkt, die Einflüsse von Variablen mit gleichgerichteten Vorzeichen jedoch abgeschwächt werden (vgl. Bode und Zwing (1998, 37)).

wobei C die von sozioökonomischen Variablen isolierte Regressionskonstante darstellt; α , β und γ beschreiben die zu schätzenden Regressionskoeffizienten. In log-linearisierter Form kann Gl.(2) formuliert werden als:

$$(3) \quad \ln W_{ij} = \alpha_0 \ln C + \sum_{s=1}^k (\alpha_s \ln X_{s,i} - \beta_s \ln X_{s,j}) + \gamma_1 \ln P_i + \gamma_2 \ln P_j - \gamma_3 \ln D_{ij}$$

Eine zentrale Stellung in der theoretischen Fundierung von Gl.(3) nimmt ein auf Harris und Todaro (1970) zurückgehendes formales Modell ein, welches - aufbauend auf den Grundsätzen der neoklassischen Migrationstheorie - die Migrationsentscheidung im Kern als ein Nutzenmaximierungskalkül rationaler Agenten konditional zu regional unterschiedlichen Arbeitsmarktsituationen beschreibt. Danach werden potentielle Migranten das heutige und zukünftig erwartete Einkommensniveau in der Herkunfts- und Zielregion mit der individuellen Wahrscheinlichkeit gewichten, eine Beschäftigung zu finden. Zusätzlich werden Transport- und Transaktionskosten berücksichtigt, für die ein fester Zusammenhang zur geographischen Distanz zwischen der Herkunfts- und Zielregion angenommen wird. In statischer Betrachtung und logarithmischer, d.h. linearisierter, Schreibweise lässt sich die Bedingung, ab wann es für Individuen lohnend ist von einer Region i in eine Region j abzuwandern, wie folgt formulieren:

$$(4) \quad \ln Y_i + \ln(1 - \lambda U_i) < \ln Y_j + \ln(1 - \lambda U_j) - \ln D_{ij}$$

wobei Y_i (Y_j) das Einkommen und U_i (U_j) die Arbeitslosenquote in der Region i (Region j) bezeichnen, während der Parameter λ die individuelle Gewichtung der Arbeitslosenquote angibt, die beispielsweise größer als eins ist, wenn Migranten überdurchschnittlich von Arbeitslosigkeit betroffen sind. D_{ij} beschreibt die geografische Distanz zwischen den beiden Regionen als Proxy für die Höhe der Transport- und Transaktionskosten. Es liegt nahe, das für ein Individuum geltende Entscheidungskalkül zu verallgemeinern und eine empirische Analyse von aggregierten Wanderungsbewegungen auf Basis von regionalen Differenzen im Einkommensniveau oder in der Arbeitslosenquote vorzunehmen.

Um das allgemeine arbeitsmarktökonomische Migrationsmodell zur Analyse von interregionalen Studierendenwanderungen nutzen zu können, müssen einige Modifikationen vorgenommen werden. Zunächst einmal muss geklärt werden, ob regio-

nale Arbeitsmarktsignale einen erwarteten Einfluss auf das Wanderungsverhalten von Studienanfängern ausüben und somit in die Schätzgleichung aufgenommen werden sollten. Entsprechend der Humankapital-Theorie der Migration können dabei beide Entscheidungskalküle, d.h. die Migrationsentscheidung bei Erwerbstätigen allgemein als auch speziell bei Studienanfängern, grundsätzlich als ein einkommensbezogener Job-Search-Mechanismus gesehen werden, wobei sich Unterschiede zwischen den verschiedenen Gruppen im Zeithorizont des Suchprozesses und damit dem Unsicherheits- bzw. Gewichtungsfaktor bei der Ermittlung des heutigen und zukünftig projizierten Erwartungseinkommens widerspiegeln (McHugh und Morgan, 1984, Mak und Moncour, 2003). Anders ausgedrückt: Bereits bei der Wahl ihres Studienortes achten Studenten bzw. Studienanfänger auf die in den potenziellen Zielregionen vorherrschende Arbeitsmarktsituation (Einkommen je Erwerbstätigen und Erwerbs- bzw. Arbeitslosenquote) als Indikator für das nach dem Studium erreichbare Erwartungseinkommen.⁹

Allerdings wird eine empirische Spezifikation, die lediglich die dem Studium nachgelagerte Arbeitsmarktsituation berücksichtigt, den Implikationen der Humankapital-Theorie nicht gerecht. Räumliche Interaktionsmodelle zur Analyse von Studierendenwanderungen müssen daher um spezifische Variablen zur Messung der (relativen) Ausbildungsqualität und –kosten des Studiums in der Herkunfts- und Zielregion erweitert werden (Mixon und Hsing, 1994a). So sind insbesondere die Ausbildungsqualität, Hochschul-Reputation und Kosten der Ausbildung zentrale Determinanten der Hochschulwahl. In den zitierten makroökonomischen Untersuchungen für die USA werden daher neben den Arbeitsmarktvariablen aus Gl.(4) verschiedene aggregierte Indikatoren zur Messung der erwarteten Ausbildungserträge und –kosten in die Schätzgleichung aufgenommen (McHugh und Morgan, 1984).¹⁰

⁹ Diese theoretischen Überlegungen werden empirisch u.a. durch Tests auf das sogenannte Life Cycle-Phänomen der Migration bestätigt. Nach der Life Cycle-Hypothese gewichten Menschen entlang ihres Lebenszyklus arbeitsmarktrelevante Faktoren unterschiedlich stark, wobei insbesondere junge Menschen, ein überproportional hohes Gewicht auf Einkommensvariablen legen (siehe u.a. Clark und Hunter, 1992, für die USA sowie Mitze und Reinkowski, 2011, für Deutschland). Komplementär zu diesen Ergebnissen auf Basis aggregierter Wanderungsbewegungen nach Altersgruppen zeigen auch mikroökonomische Studien auf Basis von individuellen Befragungsdaten, dass Studenten im Vergleich zur Gesamtgruppe der Erwerbsfähigen in ähnlicher Weise die erwarteten (relativen) Arbeitsmarktbedingungen in der Herkunfts- und Zielregion als wesentliche Determinanten für die eigene Wanderungsentscheidung nennen (u.a. Long, 1976).

¹⁰ Für Deutschland siehe u.a. die HIS-Studienanfängerbefragung (Heine und Quast, 2011). Hinsichtlich der Qualität der Ausbildung können verschiedene institutionelle Faktoren wie das Verhältnis von Lehrkräften zu Studenten, der Anteil von ausländischen Studierenden oder Postgraduierten an der Gesamtstudentenzahl als Proxy für eine bessere Ausbildung und daher einen höheren erwarteten Ertrag gesehen werden. Auch die Studierendenintensität (Verhältnis Studierende je Einwoh-

Der Einfluss von Studiengebühren kann ex-ante sowohl als ein positiver wie auch negativer Einflussfaktor bei der Migrationsentscheidung angesehen werden. Zunächst einmal bedeuten Studiengebühren zusätzliche Kosten des Studiums und können damit die Wahl für einen Studienort negativ beeinflussen. Andererseits kann argumentiert werden, dass Studiengebühren ein Signal für eine bessere Ausbildungsqualität darstellen und somit nicht nur als Kosten, sondern ebenfalls als Ertragsfaktor im Entscheidungskalkül auftreten. Die makroökonomischen Ergebnisse aus den USA zeigen daher auch ein eher ambivalentes Bild: Während McHugh und Morgan (1984), sowie Baryla und Dotterweich (2001) keinen signifikanten Effekt von Studiengebühren auf die Einwanderung von Studienberechtigten feststellen, finden Morgan (1983) sowie Mak und Moncour (2003) einen statistisch signifikanten negativen Lenkungseffekt.¹¹

Schließlich sollte der gewählte empirische Schätzansatz idealerweise auch für weitere regional-spezifische Faktoren – wie etwa die oben bereits angesprochene räumliche Distanz bzw. Nähe zum Heimatort, aber auch „weiche“ Faktoren (Freizeitangebot, Image) – kontrollieren.¹² In der regionalökonomischen Literatur wird den Letzteren aus zwei Gründen eine besondere Aufmerksamkeit geschenkt: Einerseits kann es darum gehen, eine explizite inhaltliche Interpretation dieser auch Amenities genannten zusätzlichen Einflussfaktoren zu ermöglichen (beispielsweise den partiellen Einfluss von regionalen Temperaturunterschieden auf das Wanderungsverhalten), andererseits wird aus statistischer Sicht für derartige Faktoren kontrolliert, um nicht das Problem verzerrter Schätzergebnisse durch ausgelassene Variablen (Omitted Variable Bias) zu riskieren. Im Rahmen der Analyse sind wir insbesondere an den statistischen Implikationen interessiert und folgen daher Greenwood et al. (1991), die regionale und unbeobachtete Faktoren über die Model-

ner) in der betrachteten Region kann positiv als ein Indikator für eine Hochschulkultur bzw. hinreichende kritische Masse an Studiumsmöglichkeiten gesehen werden. Andererseits kann eine sehr hohe absolute Zahl an Studierenden auch negativ als Indikator für mögliche Überfüllungskosten bzw. einen Abschlag in der Lehrqualität gesehen werden. Als Maßgröße für die Reputation der Hochschulen einer Region können beispielsweise die eingeworbenen Forschungsdrittmittel herangezogen werden.

¹¹ Allerdings muss einschränkend erwähnt werden, dass die Ergebnisse aus den USA aufgrund ihrer unterschiedlichen institutionellen Ausgestaltung nur sehr eingeschränkt mit der deutschen Situation verglichen werden können. So gelten in den USA an öffentlichen Einrichtungen beispielsweise deutlich voneinander verschiedene Beitragssätze für Studienbewerber, die in der gleichen Region auch ihren Wohnort haben, im Vergleich zu Bewerbern aus anderen Regionen (siehe u.a. Baryla und Dotterweich, 2001).

¹² Siehe etwa Befragungsergebnisse der HIS-Studienanfängerbefragung für Deutschland, Heine und Quast, 2011.

lierung von regionsspezifischen Individualeffekten in der Schätzgleichung aufnehmen.

Somit ergibt sich schließlich als Ausgangspunkt für unsere empirische Analyse ein Schätzmodell für die Zuwanderung von Studienanfängern, welches in logarithmierter Form (dargestellt als Kleinbuchstaben) sowie unter Berücksichtigung von Individual- und Zeiteffekten wie folgt formuliert werden kann¹³

$$(5) \quad w_{ijt} = \alpha_0 c + \sum_{s=1}^k \alpha_s (x_{s,it} - x_{s,jt}) + \gamma_1 p_{it} + \gamma_2 p_{jt} - \gamma_3 d_{ij} + \lambda_{ij} + \tau_t + \varepsilon_{ijt}.$$

Hierbei bezeichnet w_{ijt} die zum Zeitpunkt t gemessene Zuwanderung von Region j in die Region i , λ_{ij} stellt einen Vektor für die Individualeffekte je Regionen-Paar ij dar, τ_t beschreibt regionsunspezifische Effekte je Zeitperiode und ε_{ijt} ist der Fehlerterm des Modells, der über alle drei Dimensionen i , j und t variiert.

Die erklärenden Variablen $x_{s,it}$ und $x_{s,jt}$ stehen für $s=1, \dots, k$ verschiedene arbeitsmarkt- und hochschulbezogene Einflussfaktoren. Grundsätzlich kann der Effekt einer bestimmten Variable separat für die beiden Regionen i und j ermittelt werden, um jedoch eine kompakte Modellschreibweise zu ermöglichen und die empirische Umsetzung handhabbar zu halten, gehen wir bei der Schätzung direkt von der jeweiligen logarithmierten Differenz der Variablen zwischen den Regionen aus ($x_diff_{s,ijt} = x_{s,it} - x_{s,jt}$).¹⁴ Welche Bestimmungsfaktoren im Einzelnen in den Vektor der erklärenden Variablen eingehen wird im nächsten Abschnitt näher erläutert.

Im Rahmen der empirischen Schätzung wird schließlich auch getestet, ob eine statische Modellierung entsprechend von Gl.(5) ausreichend ist, oder zusätzliche Anpassungsdynamiken über die Zeit bei der Modellierung der Wanderungsbewegungen von Studienanfängern berücksichtigt werden müssen – beispielsweise durch das Vorhandensein von sogenannten Netzwerkeffekten, die eine Persistenz von

¹³ Zu den Vorteilen einer doppelseitigen logarithmischen Spezifikation der Bruttowanderungsfunktionen siehe u.a. Fields (1979).

¹⁴ Für die k erklärenden Variablen wird angenommen, dass die Koeffizienten in Gl. (3) die Restriktion $\alpha_s = -\beta_s$ erfüllen, wobei α_s im unrestringierten Modell den Schätzparameter für $x_{s,it}$ beschreibt und β_s der entsprechende Regressionskoeffizient für $x_{s,jt}$ ist. Damit wird bspw. unterstellt, dass die Reaktion in Bezug auf eine Änderung des Einkommens in der Ziel- und Herkunftsregion gleich groß ausfällt und die Einkommenselastizität der (logarithmierten) Zuwanderung mit Bezug auf den (logarithmierten) Einkommensunterschied der Regionen ermittelt werden kann.

Migrationsmustern über die Zeit hinweg erzeugen (siehe u.a. Alecke et al, 2010). In diesem Fall wird durch den Einschluss der verzögerten endogenen Variable (w_{ijt-1}) die Gl.(5) wie folgt erweitert

$$(6) \quad w_{ijt} = \phi w_{ijt-1} + \alpha_0 c + \sum_{s=1}^k \alpha_s (x_{s,it} - x_{s,jt}) + \gamma_1 p_{it} + \gamma_2 p_{jt} - \gamma_3 d_{ij} + \lambda_{ij} + \tau_t + \varepsilon_{ijt}.$$

Die Koeffizienten sind dann nur noch als kurzfristige Elastizitäten zu interpretieren. Die langfristige Reaktion auf Änderungen in den exogenen Variablen ergibt sich durch Division der kurzfristigen Koeffizienten mit dem Term $(1 - \phi)$. Die dynamische Stabilität des Modells erfordert hierbei, dass $\phi < 1$ gilt.

DATENGRUNDLAGE UND STILISIERTE FAKTEN

Für die empirische Schätzung des Migrationsmodells verwenden wir Daten für die 16 deutschen Bundesländer im Zeitraum 1999-2010.¹⁵ Als erklärende Variable w_{ijt} fungieren die (logarithmierten) jährlichen bilateralen Zuwanderungsströme von Studienanfängern zwischen den Bundesländern, die vom Statistischen Bundesamt (2011, a) bereitgestellt werden. Die Zuwanderung in ein Bundesland ist dabei definiert als Zahl der Studienanfänger in dem betreffenden Bundesland, die ihre Hochschulzugangsberechtigung (HZB) in jeweils einem anderen der 15 Bundesländer erworben haben. Da für jedes Bundesland sämtliche 15 Erwerbsländer der HZB in den betreffenden Kreuztabellen eines Jahres von der amtlichen Statistik explizit ausgewiesen werden, liegen für jedes denkbare Paar an Bundesländern Informationen zu den Wanderungsbewegungen zwischen diesen vor. Die Zahl der verfügbaren Querschnittseinheiten N für ein Jahr beläuft sich somit auf $240=(16 \cdot 15)$. Für den gesamten Zeitraum 1999-2010 ergibt sich ein balanciertes Panel von $N \cdot T=240 \cdot 12=2.880$ Beobachtungen.

Als erklärende Variablen um die unterschiedliche Situation auf den regionalen Arbeitsmärkten zu erfassen, verwenden wir zum einen die Differenz im logarithmierten realen Einkommen pro Erwerbstätigen zwischen den Bundesländern i und j ($eink_diff_{ijt}$). Das nominale Einkommen wird durch die umfassende Maßgröße des Bruttoinlandsprodukts der betreffenden Länder approximiert. Zur Deflationierung wurde der Verbraucherpreisindex herangezogen. Zum anderen wird neben dem Einkommen die Differenz in den logarithmierten Arbeitslosenquoten der Bundesländer i und j verwendet (alq_diff_{ijt}). Die regionalen Differenzen in Einkommen und Arbeitslosigkeit beschreiben im Sinne des Harris-Todaro-Modells Unterschiede im Erwartungseinkommen der Bundesländer. Steigt die Einkommensdifferenz zugunsten von Bundesland i in Relation zu Bundesland j erhöht sich die Zuwanderung nach

¹⁵ In Tabelle A.1 im Appendix findet sich ein Überblick über die im Rahmen der Analyse verwendeten Variablen, ihre Definition und Quellen. Tabelle A.2 gibt dort zusammenfassende deskriptive Statistiken zu den Variablen wieder.

dem Bundesland i aus Bundesland j . Eine Zunahme der Arbeitslosigkeit in i gegenüber j dagegen senkt die Zuwanderung aus j nach i .¹⁶

Um Unterschiede in der Qualität von Forschung und Lehre an den Hochschulen in den Bundesländern zu erfassen, greifen wir auf Differenzen bei gängigen Indikatoren aus der Hochschulstatistik zurück. Dies ist einerseits das logarithmierte Lehrkräfteverhältnis (Zahl der Professoren je Student) als Maßgröße für die Qualität der Lehre ($lehr_diff_{ijt}$) und andererseits die Höhe der Drittmittel je Professor (logarithmiert) als Indikator für den Forschungserfolg der Hochschulen ($drittm_diff_{ijt}$). Als weitere Kennziffern für Unterschiede in der Ausbildungsqualität und allgemeinen Anziehungskraft der Bundesländer als Hochschulstandort fließen Differenzen im Anteil von ausländischen Studenten an allen Studierenden ($aastd_diff_{ijt}$), in der Absolventenquote, definiert als Anteil der Absolventen an allen Studierenden ($absq_diff_{ijt}$), sowie in der Studentenintensität, d.h. Zahl der Studenten insgesamt je Einwohner ($stud_diff_{ijt}$), in das Schätzmodell ein (ebenfalls als logarithmierte Werte). Für alle Variablen erwarten wir bei einer positiven Differenz für das Zielland i gegenüber dem Herkunftsland j ein positives Vorzeichen auf die Zuwanderung.

Die Einführung der Studiengebühren wird über eine qualitative Variable erfasst. Auf Basis von Tabelle 1 wurde für Niedersachsen und Nordrhein-Westfalen als Startjahr der Studiengebühren das Jahr 2006 und für Bayern, Baden-Württemberg, Hamburg, Hessen und das Saarland das Jahr 2007 angenommen. Da in Hessen die Studiengebühren bereits wieder 2008 und im Saarland 2010 abgeschafft wurden, nimmt in diesen beiden Ländern die Dummy-Variable ab 2008 bzw. 2010 wieder den Wert Null an. Für die anderen Länder hat die Dummy-Variable bis zum Ende des Untersuchungszeitraums einen Wert von Eins. Diese Variable wurde einerseits gebildet, wenn das Zielland i ein Gebührenland war (hsg_{it}). Für die Zuwanderungsfunktion wird dann angenommen, dass die Einführung von Studiengebühren die Zuwanderung in dieses Bundesland mindert. Andererseits, wenn im Herkunftsland Studiengebühren eingeführt wurden (hsg_{jt}), kann mit einem Anstieg der Zuwanderung in das Bundesland i gerechnet werden. Entsprechend wird für die Differenz der Ge-

¹⁶ Alternativ haben wir mit dem BIP pro Erwerbstätigenstunde gerechnet. Die Ergebnisse wichen jedoch nur geringfügig von den hier präsentierten ab und werden auf Anfrage gerne bereitgestellt. Dies gilt auch für eine Deflationierung mit den BIP-Deflatoren der VGR der Länder, bei denen die regionalen Preisunterschiede streng genommen aber nur durch die unterschiedliche sektorale Wirtschaftsstruktur der Bundesländer entstehen.

bührendummies zweier Bundesländer i und j (hsg_diff_{ijt}) in der Schätzung ein negativer Koeffizient erwartet.¹⁷

Schließlich haben wir für die typischen Faktoren des Gravitationsansatzes, Größe des Ziel- und Herkunftslands und ihre Distanz zueinander, die folgenden Variablen in die Schätzgleichung aufgenommen: p_{it} wird über die Zahl der Studienanfänger in Bundesland i mit Erwerb der HZB in einem deutschen Bundesland gemessen (inkl. dem Bundesland i , $zielpot_{it}$); p_{jt} misst demgegenüber die Zahl der Studienanfänger, die ihre HZB in Region j erworben haben (inkl. dem Bundesland j , $heimpot_{jt}$).¹⁸ Das Vorzeichen der beiden Potenzialvariablen sollte positiv sein. Die (logarithmierte) Distanz der Bundesländer zueinander $dist_{ij}$ wurde als Entfernung ihrer jeweiligen Landeshauptstädte (in km) gemessen. Für den Schätzkoeffizienten kann ein negatives Vorzeichen erwartet werden.

Neben den arbeitsmarkt- und hochschulbezogenen sowie den aus dem Gravitationsansatz abgeleiteten Variablen gehen in das Schätzmodell noch Dummies zur Erfassung von übergeordneten Zeiteffekten ein. Die Zeiteffekte bilden latente Variable mit über alle Bundesländern gleichen, aber nichtbeobachtbaren Einflüssen ab. Seit Greenwood, Hunt und McDowell (1986) findet sich in empirischen Untersuchungen immer wieder der Verweis auf die Abhängigkeit der Wanderungsbewegungen vom Konjunkturverlauf, obwohl a priori kein eindeutiges Vorzeichen zu erwarten ist. Da sich für die Ost-West-Großraumregionen in Deutschland eine unterschiedliche Trendentwicklung zeigt, wurden getrennte Zeiteffekte für Wanderungsbewegungen innerhalb von ostdeutschen Bundesländern, innerhalb von westdeutschen Bundesländern, von ost- nach westdeutschen sowie von west- nach ostdeutschen Bundesländern angenommen.

In Abhängigkeit vom gewählten Schätzmodell wurden darüber hinaus für alle Regionenpaare fixe Individualeffekte gebildet, die den Einfluss von (näherungsweise)

¹⁷ Darüber hinaus haben wir eine alternative Dummy-Variable gebildet, bei der nicht die tatsächliche Einführung der Studiengebühren maßgeblich für die zeitliche Verortung der Variable war, sondern der Beschluss der Landesregierungen zu ihrer Einführung bzw. Abschaffung. In der Literatur wird verschiedentlich argumentiert, dass aufgrund eines ausreichenden Informationsumfelds die Einführung von Gebühren von den Studienanfängern schon teils früher antizipiert werden konnte, vgl. Dwenger et al (2009). Es ergaben sich aber nur geringfügige Änderungen in den Koeffizienten, die keine substantiellen Auswirkungen auf die anschließenden Prognosen ausgeübt haben.

¹⁸ Die Verwendung der letzteren Größe und nicht die der Studienanfänger in Bundesland j (die auch zugewanderte Studienanfänger in Bundesland j enthält) beschreibt das Einwanderungspotenzial aus Bundesland j für das betrachtete Bundesland i treffender. Die (absolute) Zuwanderung W_{ij} bezogen auf eine der beiden (absoluten) Größen ergibt eine echte Quote, wie man sich an Hand der Kreuztabelle leicht klarmachen kann.

zeitinvarianten und nicht beobachtbaren Variablen auf die Wanderung abbilden. Mit dieser Vorgehensweise werden unterschiedliche Auswirkungen der latenten Variablen auf die regionspezifische Zuwanderung zugelassen, gleichzeitig wird aber die relative Differenz dieser Variablen zwischen den Bundesländern als im Zeitablauf konstant angenommen.

Schaut man auf einige der stilisierten Fakten zum Wanderungsverhalten von Studienanfängern, so ist zunächst auffällig, dass Studienanfänger überwiegend auch in dem Land ihr Studium aufnehmen, in dem sie ihre HZB erworben haben. Von den rund 375 Tsd. Studienanfängern des Jahres 2010 verblieben zwei Drittel in ihrem Land, während „nur“ ein Drittel der Anfänger ein Studium an einer Hochschule außerhalb der Landesgrenzen aufnimmt.¹⁹ Dabei ist der Anteil der Bruttowanderung von Studienanfängern innerhalb Deutschlands in den letzten zwölf Jahren leicht gestiegen: 1999 betrug er 28,9%, 2010 dann 33,6%. Berücksichtigt man, dass in diesem Zeitraum auch die jährliche Zahl der Studienanfänger wächst, dann hat die räumliche Mobilität von jungen Menschen mit HZB in absoluter Betrachtung erheblich zugenommen: Wechselten 1999 nur 72 Tsd. Studienanfänger an eine Hochschule in ein anderes Bundesland, sind es 2010 fast 54 Tsd. Studienanfänger zusätzlich, die für die Aufnahme ihres Studiums ihr Herkunftsland verlassen.

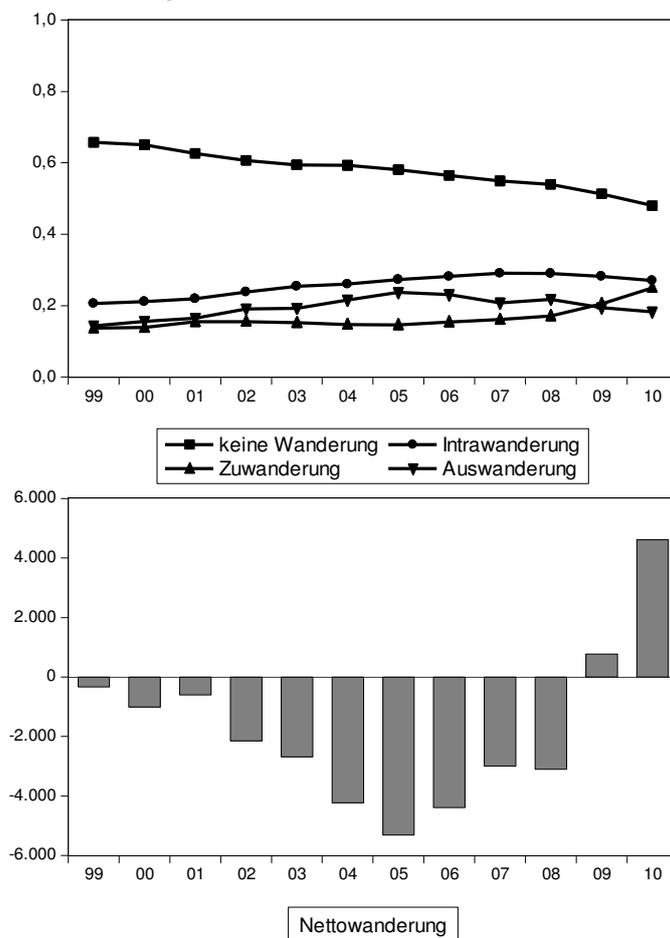
Das räumliche Bewegungsmuster der Studienanfänger über die Bundesländer zeichnet sich durch eine gewichtige Rolle von Nachbarschaftseffekten bzw. der räumlichen Distanz aus. Zu einem sehr großen Teil wechseln Studienanfänger in ein angrenzendes bzw. nahe gelegenes Bundesland, „Fernwanderungen“ sind vergleichsweise selten. Dies wird in Tabelle A.4 verdeutlicht, bei der für das Jahr 2010 die Zahl der Studienanfänger in den Bundesländern nach dem jeweiligen Erwerbsland ihrer HZB in Prozent dargestellt wird. Gleichzeitig wird in der Tabelle der bereits erwähnte Lowry-Effekt sichtbar, wenn man die Werte für einzelne Länderpaare in den Zeilen (Zuwanderung) und Spalten (Auswanderung) miteinander vergleicht. Noch zwei weitere Sachverhalte werden aus der Tabelle ersichtlich: Erstens, große Länder haben in der Regel eine höhere „Verbleibsquote“ von Studienanfängern, und zweitens sind diese Verbleibsquoten in den ostdeutschen Bundesländern tendenziell niedriger als in vergleichbar großen westdeutschen Bundesländern.

¹⁹ Allerdings ist die Behauptung, Studienanfänger hätten eine geringe räumliche Mobilität, zu relativieren. Gemessen an der Binnenwanderung der gesamten Bevölkerung, für die der Anteil der Fortzüge über die Grenzen von Bundesländern nur 1,3% aller Einwohner ausmacht (2009), sind Studienanfänger eine hochmobile Bevölkerungsgruppe.

In Abbildung 1 sind aus makro-regionaler Betrachtungsweise die Wanderungsbewegungen innerhalb der ostdeutschen Bundesländer und zwischen den ost- und westdeutschen Bundesländern abgetragen. Die Abbildung zeigt, dass in Ostdeutschland die regionale Mobilität der Studienanfänger in den letzten 12 Jahren merklich zugenommen hat. Verblieben zu Anfang der Betrachtungsperiode fast zwei Drittel der Studienanfänger in dem Bundesland, in dem sie ihre HZB erworben haben, sind es 2010 etwas weniger als die Hälfte. Umgekehrt steigt der Anteil der ostdeutschen Studienanfänger, die in einem anderen ostdeutschen Bundesland ihr Studium aufnehmen, von 20,5% auf zunächst 29,0% (2008) an, geht in den letzten drei Jahren dann allerdings wieder etwas zurück (2010: 27,0%). Besonders auffällig ist der Anstieg der Zuwanderung aus den westdeutschen Bundesländern seit dem Jahr 2006, der sich 2009 und 2010 nochmals kräftig erhöht. Rund ein Viertel der ostdeutschen Studienanfänger kommt mittlerweile aus den westdeutschen Bundesländern.

Dieser Zuwanderung steht aber ein ähnlich großer Strom an Studienanfängern gegenüber, die ihre HZB in Ostdeutschland erworben haben, aber zum Studium an eine Hochschule in die westdeutschen Länder wechseln. Der Vergleich beider Größen zeigt, dass die Auswanderung zur Mitte dieses Jahrzehnts deutlich über der Zuwanderung lag, entsprechend stellte sich ein negativer Wanderungssaldo der ostdeutschen gegenüber den westdeutschen Ländern ein. Der Tiefpunkt wurde jedoch im Jahr 2005 durchschritten, seitdem nimmt der Wanderungsverlust ab. In den letzten beiden Jahren hat sich sogar die Situation umgekehrt: Die ostdeutschen Länder weisen ein Wanderungsplus gegenüber Westdeutschland auf.

Abbildung 1:
**Komponenten der Wanderungsbewegungen
 von Studienanfängern in Ostdeutschland 1999-2010 (1=100%)**

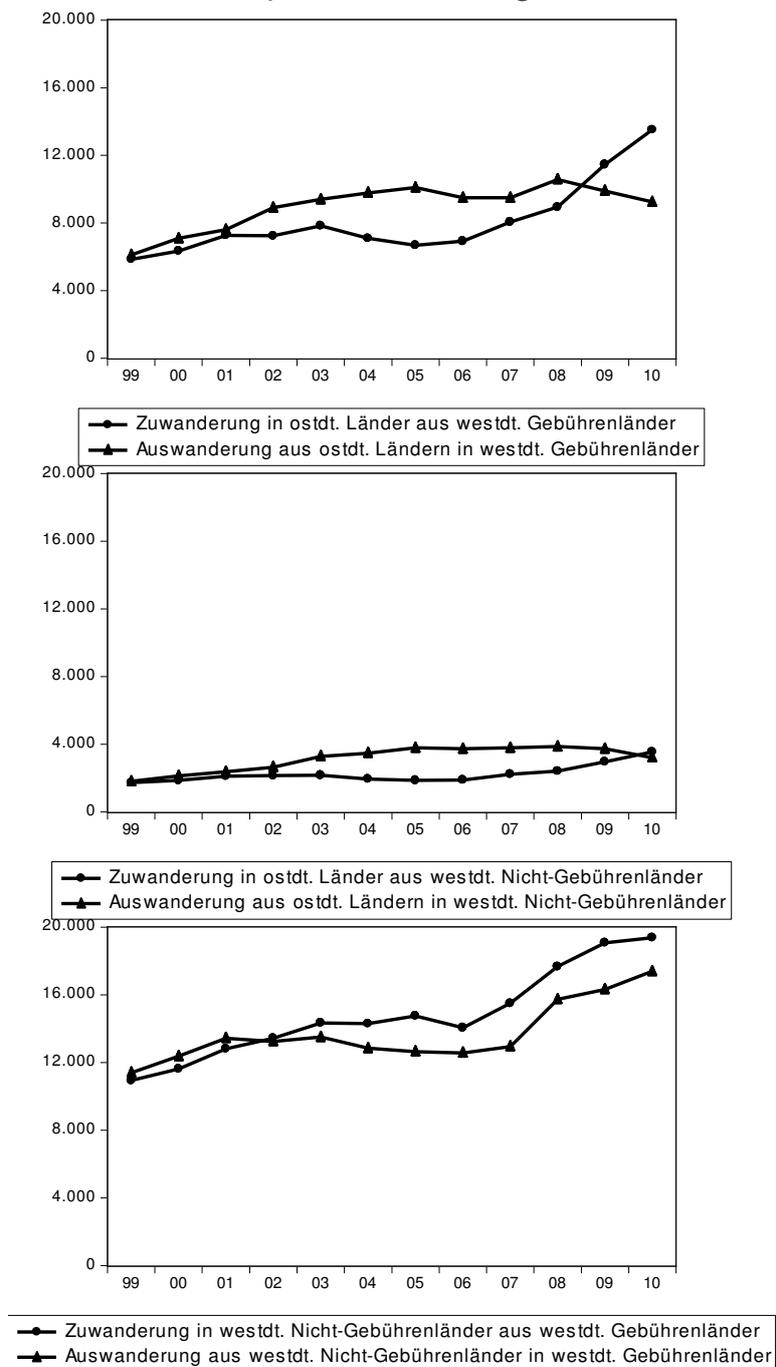


Quelle: Stat. Bundesamt (2011), eigene Berechnungen.

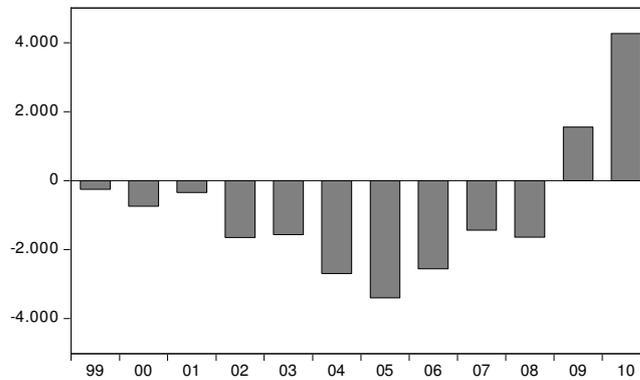
Um zu überprüfen, ob möglicherweise Studiengebühren der Grund für den Anstieg der westdeutschen Zuwanderung nach Ostdeutschland sind, zeigt Abbildung 2 die Entwicklungsverläufe der Zu- und Auswanderungszahlen sowie der Nettowanderung jeweils getrennt a) für die ostdeutschen Bundesländer mit den westdeutschen Gebührenländern, b) für die ostdeutschen Bundesländer mit den westdeutschen Nichtgebührenländern sowie c) für die westdeutschen Nichtgebührenländer mit den westdeutschen Gebührenländern.

Aus der Abbildung ist ersichtlich, dass der Anstieg in der ostdeutschen Nettozuwanderung aus Westdeutschland insgesamt hauptsächlich durch einen positiven Wanderungssaldo mit den westdeutschen Gebührenländern resultiert. Seit 2005 erhöht sich die Zuwanderung aus den westdeutschen Gebührenländern sehr deutlich, während die Auswanderung in diese Länder stagniert. In der Folge hat sich der Wanderungssaldo zwischen 2005 und 2010 von minus 3.403 auf plus 4.271 erhöht. In diesem Zeitraum verbessert sich der Wanderungssaldo zwischen den ostdeutschen Ländern und den westdeutschen Nichtgebührenländern ebenfalls, jedoch in deutlich geringerem Ausmaß (von minus 1.916 auf 339). Auch diese Entwicklung geht auf ein Wachstum der Zuwanderung und eine Stagnation der Auswanderung zurück. Blickt man schließlich auf die Migrationsströme zwischen den westdeutschen Gebühren- und Nichtgebührenländern, dann ist erkennbar, dass sich bereits zu Anfang der Betrachtungsperiode ein Wanderungsverlust in einen Wanderungsgewinn gedreht hat. Seit 2006 nimmt die Zuwanderung aus den westdeutschen Gebührenländern in die Nichtgebührenländer merklich zu. Zwar kommt es im Jahr 2008 auch zu einem Sprung bei der Auswanderung aus den Nichtgebührenländern in die Gebührenländer, gleichwohl bleibt der Wanderungssaldo der Nichtgebührenländer gegenüber den Gebührenländern positiv.

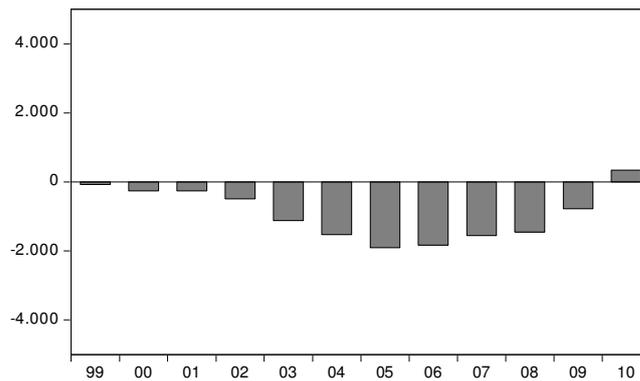
Abbildung 2:
Wanderungsbewegungen von Studienanfängern zwischen ostdeutschen Ländern, westdeutschen Gebühren- und Nichtgebührenländern 1999-2010,
a) Bruttowanderung



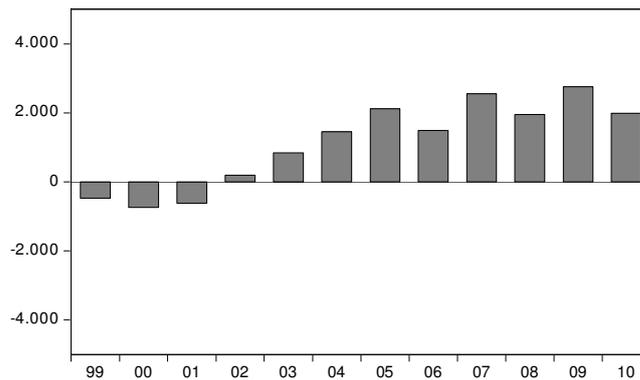
b) Nettowanderung



Nettowanderung ostdt. Länder vs. westdt. Gebührenländer



Nettowanderung ostdt. Länder vs. westdt. Nicht-Gebührenländer



Nettowanderung westdt. Nicht-Gebührenländer vs. westdt. Gebührenländer

Quelle: Stat. Bundesamt (2011), eigene Berechnungen.

Insgesamt lassen sich aus der hier vorgenommenen deskriptiv-grafischen Analyse erste Hinweise für die Determinanten des Wanderungsverhaltens der Studienanfänger gewinnen. Die räumliche Nähe und Größe scheinen eine Rolle zu spielen, wenn es darum geht, die Streuung zwischen den Bundesländern zu erklären. Der zeitliche Verlauf der Wanderungsbewegungen, insbesondere mit Blick auf die ausgeprägte zyklische Variabilität des jährlichen Wanderungssaldos zwischen ost- und westdeutschen Bundesländern, kann jedoch nicht mit dem klassischen Gravitationsansatz bestimmt werden, da die Distanzvariable zeitinvariant ist und die Potenzialvariablen (d.h. in diesem Fall Studienanfänger) eine relativ träge zeitliche Entwicklung aufweisen. Die Einführung von Studiengebühren 2006 und 2007 in einigen westdeutschen Ländern fällt mit einer markanten Verbesserung des Wanderungssaldos Ostdeutschlands mit eben diesen Gebührenländern zusammen. Auch die westdeutschen Nichtgebührenländer verzeichnen gegenüber den Gebührenländern in den letzten Jahren einen Wanderungsgewinn. Offen bleibt, inwieweit hinter dieser zeitlichen Koinzidenz auch eine kausale Ursache-Wirkungs-Beziehung steht. Die hier nach der Methode des Augenscheins vorgenommene Analyse eignet sich natürlich nur bedingt, um systematische Zusammenhänge in den Daten aufzudecken. Dies ist Gegenstand der panelökonometrischen Analyse im folgenden Abschnitt.

In diesem Abschnitt wird das in Gl.(5) und Gl.(6) dargestellte Migrationsmodell für die Bruttoeinwanderungsfunktion empirisch geschätzt. Um das Problem der simultanen Beeinflussung und damit potenziellen Feedback-Effekten von Migrationsströmen auf die beobachteten Arbeitsmarkt- und Hochschulindikatoren zu minimieren, wurden diese Variablen als um eine Periode verzögerte Werte in die Schätzgleichung aufgenommen. Wir verwenden zunächst statische Modelle mit der Parameterrestriktion ($\phi=0$) und erweitern den Schätzansatz dann, um für den potenziellen Einfluss von zeitlichen Anpassungsdynamiken im beobachteten Wanderungsverhalten zu kontrollieren.

Tabelle 2 fasst die auf Basis gängiger Schätzverfahren für Paneldaten ermittelten Regressionskoeffizienten zusammen. Das für unsere Studie zentrale Ergebnis in Tabelle 2 ist, dass sich der Koeffizient der Dummy-Variablen für Gebühren- und Nichtgebührenländer (*hsg_diff(t)*) in allen Spezifikationen als negativ und statistisch signifikant erweist und auch sein Wert sich nur wenig zwischen den jeweiligen Schätzgleichungen verändert. Insgesamt zeigt sich somit in allen Modellvarianten ein negativer Lenkungseffekt der Studiengebühren.²⁰

Ausgangspunkt für die weitere Diskussion der Regressionsergebnisse ist zunächst die *Random Effects Model (REM)*-Schätzung in Spalte I, die von der Annahme einer konditionellen Unabhängigkeit der Individualeffekte in Bezug auf das Set der exogenen Regressoren ausgeht. Unter der Gültigkeit dieser Annahme liegt der Vorteil des *REM*-Ansatzes gegenüber dem alternativen *Fixed Effects (FEM)*-Schätzer darin, dass durch die Verwendung zusätzlicher Informationen (nämlich die Variation der Daten zwischen den Querschnittseinheiten des Panels) eine höhere Schätzeffizienz

²⁰ Darüber hinaus haben wir als weiteren Sensitivitätstest zur statistischen Signifikanz des HSG-Dummy eine alternative Definition der Variablen verändert, die nicht erst die tatsächliche Einführung der Studiengebühren berücksichtigt, sondern ein Gebührenland zeitlich bereits durch den Beschluss zur Einführung (entsprechend Tabelle 1) identifiziert. Diese Variable ermöglicht es zusätzlich, die in die Zukunft gerichtete Erwartungshaltung der Studienanfänger bei der Studienortwahl mit Blick auf Studiengebühren zu berücksichtigen. Die Ergebnisse ändern sich die die Verwendung des alternativen HSG-Dummies jedoch kaum. Für das Beispiel des FEM-Modells in Spalte II beträgt der ermittelte Schätzkoeffizient -0.054*** (Prob.=0.00).

erreicht werden kann. Zudem können zusätzliche Variablen in die Schätzgleichung aufgenommen werden, die nur in der Querschnittsdimension ij variieren, jedoch im Zeitablauf fixiert sind (z.B. geografische Distanz zwischen zwei Bundesländern). Ist die obige Annahme jedoch nicht erfüllt, ist der *REM*-Schätzer verzerrt und kann zu einer fälschlichen Ergebnisinterpretation führen. In diesem Kontext ist der *FEM*-Schätzer als konsistente Alternative vorzuziehen.²¹

Wir schätzen das Migrationsmodell daher zunächst sowohl auf Basis des *REM*-Ansatzes (Spalte I in Tabelle 2) als auch auf Basis des *FEM*-Schätzers. Mit Hilfe eines Hausman-Testes überprüfen wir dann ex-post die Vorzugswürdigkeit eines der beiden Schätzansätze. Für unser Datensample kann dabei die Nullhypothese der gleichzeitigen Konsistenz und Effizienz des *REM*-Schätzers recht deutlich abgelehnt werden (Teststatistik: $\chi^2(13)=125.1$; $Prob.=0.00$). Im Folgenden konzentrieren wir uns bei der Präsentation der Ergebnisse daher auf die Resultate des *FEM*-Ansatzes.²²

Die *FEM*-Schätzung in Spalte II zeigt für die beiden berücksichtigten Arbeitsmarktvariablen vom Vorzeichen her erwartete und statistisch signifikante Effekte, d.h. eine Änderung in der regionalen Einkommensdifferenz zwischen Region i und j zugunsten von Region i führt zu einer höheren Bruttozuwanderung von Studienanfängern nach i aus j , während eine Erhöhung der regionalen Arbeitslosenquote einen gegenläufigen Effekt aufweist. Dies bestätigt somit die Life Cycle-Hypothese der Migrationsforschung. Auch das Vorzeichen der beider Potenzialvariablen ($zielpot(t)$, $heimpot(t)$) entspricht den theoretischen Überlegungen zum Gravitationsmodell und bestätigt somit die Annahme, dass bevölkerungsreiche Bundesländer absolut höhere Bruttowanderungsströme aufweisen.²³

²¹ Der *FEM*-Schätzer nimmt eine Datentransformation vor, die die Variation über die Querschnittseinheiten und damit die unbeobachteten individuellen Effekte aus dem Modell heraus kürzt. Allerdings kann dadurch keine explizite statistische Inferenz in Bezug auf zeitkonstante Regressoren wie die geografische Distanz vorgenommen werden.

²² Da letzterer leider keine Interpretation der zeitkonstanten Variablen zur geographischen Distanz zwischen Bundesländern erlaubt, soll hier hilfsweise auf die Ergebnisse der *REM*-Schätzung zurückgegriffen werden. Der ermittelte Schätzkoeffizient in Spalte I von Tabelle 2 gibt dabei einen deutlichen Hinweis auf den von uns theoretisch erwarteten Bremseffekt einer zunehmenden Entfernung zwischen dem Heimatort und dem potenziellen Studienort, d.h. kontrolliert für die obigen Einflussfaktoren suchen Studienanfänger häufiger einen Studienplatz in Nähe zu ihrer Heimatregion.

²³ Nicht explizit ausgewiesen in Tabelle 2 sind die getrennten Zeiteffekte für Wanderungsbewegungen innerhalb von ostdeutschen Bundesländern, innerhalb von westdeutschen Bundesländern, von ost- nach westdeutschen sowie von west- nach ostdeutschen Bundesländern. Allerdings bestätigt der in Tabelle 2 unten aufgeführte Wald-Test die gemeinsame Signifikanz dieser Zeiteffekte.

Seitens der einbezogenen Hochschulindikatoren zeigen sich regionale Unterschiede bei den Forschungsdrittmitteln je Professor (*drittm_diff(t-1)*), dem Lehrkräfteverhältnis (*lehr_diff(t-1)*) und der ausländischen Studierendenquote (*aast_diff(t-1)*) als statistisch signifikante und dem Vorzeichen nach positive Determinanten der Bruttozuwanderung von Studienanfängern. Da der Effekt der Variablen Lehrkräfteverhältnis und ausländische Studierendenquote statistisch nur auf dem 10% Signifikanzniveau bestätigt werden kann, werden in den Spalten III bis VI zusätzlich zur Variable Forschungsdrittmittel je Professor die übrigen Hochschulindikatoren isoliert auf ihre statistische Signifikanz hin überprüft, um eine mögliche Verzerrung durch Multikollinearität unter den Regressoren zu vermeiden. Die Ergebnisse bestätigen jedoch weitgehend das Bild des vollständigen Regressionsansatzes in Spalte II und identifizieren neben den Forschungsdrittmitteln das Lehrkräfteverhältnis als weiteren statistisch signifikanten Einflussfaktor im Migrationsmodell.

Tabelle 2:
Schätzergebnisse für Bruttoeinwanderungen von Studienanfängern ($w(t)$)
nach Bundesländern im Zeitraum 1999 bis 2010

	I	II	III	IV	V	VI	VII	VIII
	<i>REM</i>	<i>FEM</i>	<i>FEM</i>	<i>FEM</i>	<i>FEM</i>	<i>FEM</i>	<i>FEM_{korr}</i>	<i>AB-GMM</i>
<i>eink_diff(t-1)</i>	0.516*** (0.141)	1.029*** (0.177)	1.197*** (0.132)	1.210*** (0.218)	0.966*** (0.198)	1.149*** (0.201)	0.796*** (0.143)	0.471*** (0.171)
<i>alq_diff(t-1)</i>	-0.053 (0.052)	-0.195*** (0.068)	-0.221*** (0.065)	-0.239** (0.100)	-0.205** (0.084)	-0.210** (0.082)	-0.139** (0.065)	-0.068 (0.063)
<i>drittm_diff(t-1)</i>	0.049 (0.032)	0.097*** (0.037)	0.082** (0.032)	0.065** (0.030)	0.062** (0.030)	0.065** (0.030)	0.079** (0.033)	0.059* (0.031)
<i>lehr_diff(t-1)</i>	0.217*** (0.059)	0.151* (0.081)	0.081* (0.044)				0.090* (0.048)	-0.069 (0.050)
<i>stud_diff(t-1)</i>	0.170*** (0.055)	0.072 (0.092)		-0.070 (0.096)				
<i>aastd_diff(t-1)</i>	0.084** (0.037)	0.082* (0.044)			0.091 (0.063)			
<i>absq_diff(t-1)</i>	-0.079** (0.035)	-0.035 (0.036)				-0.001 (0.044)		
<i>hsg_diff(t)</i>	-0.049*** (0.013)	-0.050*** (0.013)	-0.054*** (0.013)	0.055*** (0.016)	0.048*** (0.017)	0.051*** (0.016)	0.041*** (0.012)	-0.042*** (0.012)

Fortsetzung: Tabelle 2

<i>zielpot(t)</i>	1.012*** (0.031)	1.218*** (0.070)	1.219*** (0.066)	1.176*** (0.112)	1.178*** (0.099)	1.154*** (0.097)	1.069*** (0.069)	1.213*** (0.078)
<i>heimpot(t)</i>	0.926*** (0.031)	0.754*** (0.070)	0.753*** (0.067)	0.694*** (0.085)	0.680*** (0.082)	0.705*** (0.086)	0.654*** (0.066)	0.896*** (0.072)
<i>Dist</i>	-1.625*** (0.057)							
<i>w(t-1)</i>							0.329*** (0.020)	0.122*** (0.040)
Zeiteffekte je Großraum-Region	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja	ja
Wald Test Zeiteffekte	F=17.41	F=15.81	F=17.83	F=18.35	F=19.45	F=18.84	F=9.38	F=15.57
(Prob.)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)	(0.00)
R ²	0.621	0.624	0.623	0.621	0.621	0.621	0.720	0.622
N	2880	2880	2880	2880	2880	2880	2640	2400

Anmerkung: ***, **, * bedeuten statistische Signifikanz auf dem 1%, 5,% und 10% Niveau. Das in der Tabelle ausgewiesene R² ist berechnet als quadriertes Wert der Korrelation zwischen der abhängigen Variable *w* und *hat(w)*, wobei *hat(w)* die in-sample Vorhersage des jeweiligen Schätzansatzes (ohne unbeobachtete Regionenpaar-Effekte) beschreibt. Standardfehler für das *FEM_{korrr}*-Modell wurden auf Basis eines Bootstrapping-Verfahren mit 250 Iterationen ermittelt.

Schließlich wird in den Spalten VII und VIII die Rolle von zeitlichen Anpassungsdynamiken im Migrationsmodell überprüft. Schätztechnisch stellt die Berücksichtigung der zeitlich-verzögerten endogenen Variable in Gl.(6) eine gewisse Herausforderung dar, da diese Variable endogen ist und mit Hilfe des FEM-Ansatzes bei moderater Zeitdimension nicht konsistent geschätzt werden kann (vgl. Nickell, 1981). Um diesen sogenannten „Nickell-Bias“ zu vermeiden, wurden in jüngster Zeit verschiedene Schätzansätze entwickelt, die entweder eine direkte analytische Korrektur des Koeffizienten ϕ im Rahmen des FEM-Schätzmodells vornehmen (siehe u.a. Kiviet, 1995) oder das Problem durch eine geeignete Instrumentierung im Rahmen eines IV/GMM-Schätzansatzes zu lösen versuchen (siehe u.a. Arellano und Bond, 1991,

sowie Blundell und Bond, 1998).²⁴ Im Folgenden verwenden wir beide Lösungsansätze, wobei die auf Kiviet zurückgehende analytische Korrektur des FEM-Schätzers (daher auch FEM_{korr}) in empirischen Simulationsstudien häufig als präferiertes Schätzverfahren genannt wird (siehe u.a. Judson and Owen, 1999).

Die resultierenden Schätzergebnisse in Tabelle 2 weisen sowohl für das korrigierte FEM-Modell (FEM_{korr}) als auch für den Arellano-Bond GMM-Ansatz ($AB-GMM$) auf einen positiven zeitlichen Anpassungsprozess hin. Der ermittelte Schätzkoeffizient ϕ ist dabei jedoch deutlich kleiner als 1, so dass die Bruttozuwanderung zwischen den Bundesländern als ein trend-stationärer Prozess angesehen werden kann. Die ermittelten Koeffizienten für die anderen erklärenden Variablen werden durch die dynamische Erweiterung im Vergleich zum statischen Ansatz im Allgemeinen nur wenig verändert. Lediglich im $AB-GMM$ -Ansatz werden gegenüber den FEM-Spezifikationen einige Variablen als insignifikant geschätzt ($alq_diff(t-1)$, $lehr_diff(t-1)$). Eine mögliche Erklärung für dieses Ergebnis ist, dass im $AB-GMM$ -Schätzansatz keine hinreichend guten Instrumentenvariablen gefunden werden konnten und somit die Standardfehler im Modell tendenziell überschätzt werden. Legt man zudem das ermittelte Bestimmtheitsmaß (R^2 für $FEM_{korr}=0.72$; für $AB-GMM=0.62$) und die Ergebnisse der oben beschriebenen Simulationsliteratur zur Schätzgüte dynamischer Paneldatenmodelle zugrunde, so stellt der FEM_{korr} -Ansatz in Spalte VII das von uns präferierte Modell dar.

²⁴ Der auf Kiviet (1995) basierende FEMkorr-Schätzer nimmt eine analytisch bestimmte Korrektur der von Nickell (1981) identifizierten Verzerrung im Schätzkoeffizienten für die verzögerte endogene Variable vor. Wir setzen dabei die Präzision der Korrektur auf $O(1/T)$ und nutzen als Ausgangswert eine einfache Instrumentenvariablen-Schätzung nach Anderson und Hsiao (1981). Der alternativ verwendete Arellano-Bond (1991) Schätzer transformiert dabei die Variablen der Schätzgleichung in erste Differenzen über die Zeit [d.h. $\Delta x_{ijt} = (x_{ijt} - x_{ijt-1})$] und instrumentiert zusätzlich die erste Differenz der verzögerten endogenen Variable (Δy_{ijt-1}) durch zeitlich weiter zurückliegende Niveauwerte von y entsprechend der Momentenbedingung $E(y_{ijt-\rho} \Delta y_{ijt})=0$ (für $\rho = 2, \dots, t-1$; $t = 3, \dots, T$). Die übrigen Variablen werden als exogen angenommen. Um die Zahl der Instrumente nicht zu groß werden zu lassen, wird an dieser Stelle einem Vorschlag von Roodman (2009) gefolgt, der die Verwendung einer komprimierten („collapsed“) Instrumentenmatrix im GMM-Kontext vorschlägt. Die Instrumente der endogenen verzögerten Variable werden auf $[y_{ijt-2}, y_{ijt-3}]$ restringiert; für die übrigen Regressoren werden maximal Instrumente bis zu einem Lag von $t-5$ berücksichtigt. Ein Test auf Autokorrelation in den Residuen (siehe Arellano und Bond, 1991) zeigt keinen Hinweis auf eine Fehlspezifikation. Die Teststatistik für einen AR2-Prozess im Modell in 1. Differenzen (gleichbedeutend mit einem Test auf Autokorrelation 1. Ordnung in der Niveaugleichung des Modells) beträgt 1.31 (P-Wert = 0.19). Eine alternative Schätzung des Blundell-Bond (1998) SYS-GMM Ansatzes konnte aufgrund der persistenten Endogenität des IV-Ansatzes für die Niveaugleichung nicht umgesetzt werden. Resultate der zugrunde liegenden Differenz-in-Sargan Teststatistik können bei Bedarf zur Verfügung gestellt werden.

SIMULATIONSRECHNUNGEN ZU DEN LENKUNGSEFFEKTEN VON STUDIENGEBÜHREN

Da der Koeffizient vor dem Dummy für die Gebühren- und Nichtgebührenländer ($hsg_diff(t)$) im Zentrum unserer Analyse steht, soll anhand der Ergebnisse des dynamischen FEM-Modells in Spalte VII noch einmal vertiefend auf seine ökonomische Interpretation eingegangen werden. Anders als bei den metrischen Variablen ist der Koeffizient hier als Semi-Elastizität zu interpretieren, d.h. er gibt (mit 100 multipliziert) die prozentuale Veränderung der Zuwanderung für den Statuswechsel von einem Nichtgebührenland zu einem Gebührenland an. Je nach Spezifikation liegt der Schätzwert für den Koeffizienten zwischen 4,1-5,5%. Legt man das von uns präferierte dynamische FEM_{korrr} -Modell zugrunde, dann bedeuten diese Ergebnisse, dass die Zuwanderung von einem Nichtgebührenland in ein Gebührenland kurzfristig um 4,1% und langfristig um 6,1% ($=0,041/(1-0,329)$) zurückgeht. Umgekehrt steigt die Zuwanderung von einem Gebührenland in ein Nichtgebührenland um eben diese Werte an.²⁵

Für die Interpretation sei als konkretes Zahlenbeispiel das Länderpaar Rheinland-Pfalz und Baden-Württemberg herangezogen: Im Jahr 2006 wanderten aus Rheinland-Pfalz 1.612 Studienanfänger nach Baden-Württemberg, im Jahr 2007 waren es 1.573 (ein Rückgang um 39 Personen). Auf Basis unserer Schätzergebnisse hätten wir unter sonst gleichen Umständen im Jahr der Einführung der Studiengebühren eine Reduktion um 65 Personen ($-4,1\% \cdot 1.612$) erwartet. Der entgegengerichtete Wanderungsstrom (Zuwanderung aus Baden-Württemberg nach Rheinland-Pfalz) stieg von 1.272 (2006) um 117 Personen auf 1.389 (2007). Hier schätzt das Regressionsmodell, dass bei Kostanhaltung aller anderen Faktoren die Erhebung der Studiengebühren zu einer Zunahme der Wanderung um 51 Personen geführt haben müsste. In der Summe müsste somit der Wanderungssaldo Baden-Württembergs gegenüber Rheinland-Pfalz sich geschätzt um 116 Studienanfänger verschlechtern haben, tatsächlich waren es 156.

²⁵ Zu berücksichtigen ist, dass wir in der Schätzung die Restriktion aufgelegt haben, dass die prozentuale Abnahme der Zuwanderung von einem Nichtgebührenland in ein Gebührenland der prozentualen Zunahme der Zuwanderung von einem Gebührenland in ein Nichtgebührenland entspricht.

Natürlich ist bei einem Vergleich der tatsächlichen Wanderungsbewegung mit diesen isolierten Schätzwerten für den Studiengebühren-Dummy zu berücksichtigen, dass in der realen Welt für die beiden Jahre 2006 und 2007 nicht die *ceteris paribus*-Klausel angenommen werden kann. Als Partialanalyse bezieht sich der Schätzwert nur auf den Einfluss von Studiengebühren auf den beidseitigen Wanderungsstrom zwischen zwei Bundesländern. Um den Gesamteffekt der Einführung von Studiengebühren auf die Wanderungsbewegungen zwischen allen Bundesländern und insbesondere zwischen Gebühren- und Nichtgebührenländern zu ermitteln, nutzen wir die Langfristlösung des geschätzten FEM_{korrr} -Regressionsmodells für eine „with-without“-Szenariorechnung. In einem ersten Schritt prognostizieren wir hierzu für alle Beobachtungspunkte die Wanderungsbewegung auf Basis der tatsächlichen Werte aller erklärenden Variablen und somit auch mit den seit 2006 eingeführten Studiengebühren.²⁶ Dieser Prognoseschätzung stellen wir dann eine alternative Prognose gegenüber, in der kein Bundesland Studiengebühren eingeführt hat (d.h. der Studiengebühren-Dummy wird in jedem Bundesland gleich Null gesetzt). Die Differenz der beiden Prognosen gibt dann den geschätzten Einfluss der Studiengebühren für die Wanderung zwischen allen Ländern und in jedem Jahr wieder.

In Abbildung 3 werden die Ergebnisse dieser Prognose nach Bundesländern zusammengefasst dargestellt. Dabei ist für jedes Bundesland der kumulierte Wanderungsgewinn oder –verlust für den Zeitraum 2006-2010 als prozentualer Anteil an den Studienanfängern in einem Bundesland abgebildet.²⁷ Der größte Gewinner der Einführung von Studiengebühren im Sinne einer vermehrten (Netto-)Zuwanderung ist nach den Resultaten unseres Szenarios das kleinste Bundesland: Bremen. An zweiter und dritter Stelle folgen Schleswig-Holstein und Rheinland-Pfalz, während die ostdeutschen Bundesländer nur wenig von der Einführung der Studiengebühren als Zuwanderungsregion profitieren können. Insbesondere Sachsen kann kaum Wanderungsgewinne verzeichnen. Die Erklärung für dieses Muster liegt vor dem Hintergrund des Gravitationsansatzes auf der Hand: Bremen, Schleswig-Holstein und Rheinland-Pfalz sind Bundesländer, die auf Grund ihrer direkten räumlichen Nähe über eine hohe Wanderungsverflechtung mit Gebührenländern (Niedersa-

²⁶ Diese Prognoseschätzung deckt laut bereinigtem Bestimmtheitsmaß zu über 98% die tatsächliche Variation der Wanderung über die Länder und Jahre ab (inklusive der fixen Effekte je Regionpaar).

²⁷ In Anhangstabelle A.5 weisen wir die Ergebnisse nach Jahren und Ländern aus. Für die Wanderungsvariable haben wir bei der Rückrechnung der logarithmierten in absolute Werte das Verfahren nach Duan (1983) genutzt.

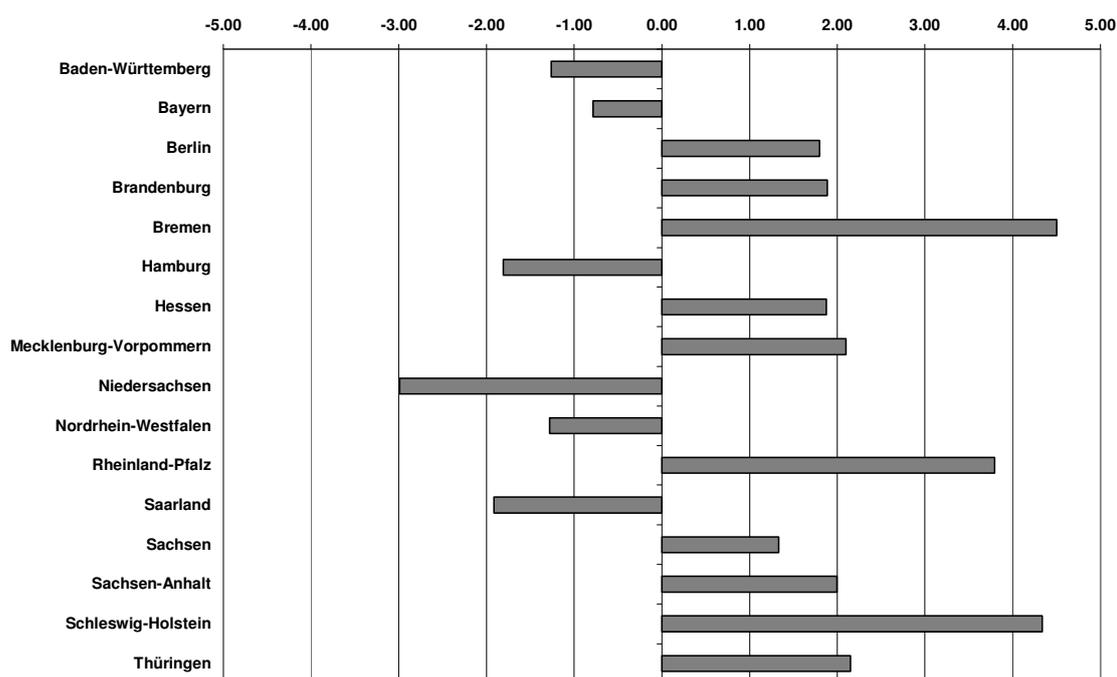
chen, Hamburg, Nordrhein-Westfalen und Baden-Württemberg) verfügen. Demgegenüber ist das Niveau der Wanderungsströme zwischen den ost- und westdeutschen Bundesländern zum einen wegen ihrer Entfernung geringer, zum anderen gibt es aber auch einen spezifischen negativen Ost-West-Effekt.

Auf der Verlustseite haben Niedersachsen, das Saarland und Hamburg den größten relativen Rückgang bei der Wanderung von Studienanfängern durch die Erhebung von Studiengebühren zu verzeichnen. Für Niedersachsen ergibt sich dies zum einen durch die frühzeitige Einführung der Gebühren im Jahr 2006, also ein Jahr vor den anderen Gebührenländern, und ihren Fortbestand bis zum Ende des Untersuchungszeitraums. Zum anderen grenzt Niedersachsen unmittelbar an eine Reihe von Nichtgebührenländern. Die Effekte für das Saarland und Hamburg ergeben sich weniger aus ihrer räumlichen Lage, sondern aus ihrer geringen Bevölkerungsgröße. Da kleine Länder relativ höhere Bruttowanderungsströme aufweisen als große Länder, ist die „Vulnerabilität“ dieser Länder für einen negativen Einfluss von Studiengebühren auf die Wanderung von Studienanfängern höher.

Ermittelt man für die Gebührenländer insgesamt den kumulierten Wanderungsverlust in den Jahren 2006-2010, dann errechnet sich ein negativer Saldo von über 15.800 Personen. In Relation zu den Studienanfängern dieser Länder im selben Zeitraum entspricht dies 1,6%. Für die Nichtgebührenländer ergibt sich im Verhältnis zu ihren Studienanfängern ein Wanderungsgewinn von 2,3%. Die Zahl der Studienanfänger ist von 2006-2010 in den Gebührenländern (ohne Hessen) jahresdurchschnittlich um 7,1% gestiegen, in den Nichtgebührenländern um 5,2%.²⁸ Vor diesem Hintergrund haben die hier ermittelten durchschnittlichen jährlichen Wanderungsverluste bzw. –gewinne für die Gebühren- und Nichtgebührenländer zwar eine moderate, aber eine keineswegs zu vernachlässigende Größenordnung. Insbesondere wenn man bedenkt, dass nur rund ein Drittel der Studienanfänger überhaupt zwischen den Bundesländern wandert. Gleichwohl: Eine Gebührenflucht, wie sie von einigen Beobachtern zum Zeitpunkt der Einführung der Studiengebühren teils prognostiziert wurde, ist aus diesen Zahlen nicht abzulesen.

²⁸ Die Zahlen beziehen sich auf Studienanfänger mit Erwerb der HZB in einem deutschen Bundesland.

Abbildung 3:
Geschätzter Wanderungsgewinn/-verlust von Studienanfängern durch Studiengebühren in % aller Studienanfänger nach Bundesländern 2006-20



Quelle: Eigene Berechnungen.

Wie ist die empirische Plausibilität und Relevanz dieser Schätzwerte einzuschätzen? Für eine erste Plausibilitätsprüfung unserer Resultate bietet sich ein Vergleich mit den quantitativen Effekten an, die in den in Abschnitt 2 bereits vorgestellten Studien gefunden wurden. Zwar wird eine unmittelbare Vergleichbarkeit dadurch erschwert, dass die bisherigen Studien mit Ausnahme von Dwenger et al. (2009) den Einfluss von Studiengebühren nicht auf die Wanderungsbewegungen von Studienanfängern, sondern auf die grundsätzliche Absicht von Studienberechtigten ein Studium aufzunehmen ermitteln. Trotzdem kann unseres Erachtens die Tatsache, dass Heine et al. (2008) einen negativen Effekt von Studiengebühren auf die Studierneigung in der Größenordnung von 1,4% bis 4,4% und Hübner (2009) von 2,7% identi-

fizieren, durchaus im Einklang mit unserem Befund gesehen werden. Denn wenn bis zu 4,4% der Studienberechtigten in den Gebührenländern von der Aufnahme eines Studiums abgehalten würden, ist es plausibel anzunehmen, dass zumindest 1,6% derjenigen, die dann tatsächlich ein Studium aufnehmen, zwecks Vermeidung von Gebühren in ein anderes Bundesland ausweichen.

Dwenger et al. (2009) schätzen, dass in den Gebührenländern die Wahrscheinlichkeit einer Antragstellung von heimischen Studienberechtigten um 2%-Punkte sinkt, was mit einem Anstieg der Bruttoauswanderung um diesen Wert gleichbedeutend ist. Ihre endogene Variable erfasst allerdings nicht den Einfluss von Studiengebühren auf die Zuwanderung aus Nichtgebührenländern. Unterstellt man hierfür näherungsweise eine gleichproportionale Reaktion, dann würde der Wanderungsverlust rund 4% der Studienanfänger betragen. Dieser Effekt wäre also mehr als doppelt so groß wie der von uns geschätzte. Allerdings ist zu berücksichtigen, dass Dwenger et al. (2009) nur die Antragsstellung in ausgewählten Studiengängen der Lebenswissenschaft untersuchen, für die einer hoher Numerus Clausus besteht und die ZVS Studienplätze nach einem aufwendigen Quotenverfahren vergibt. Inwiefern die Resultate für diese sehr spezifische Teilgruppe auf alle Studienanfänger hochgerechnet werden können, bleibt eine offene Frage.

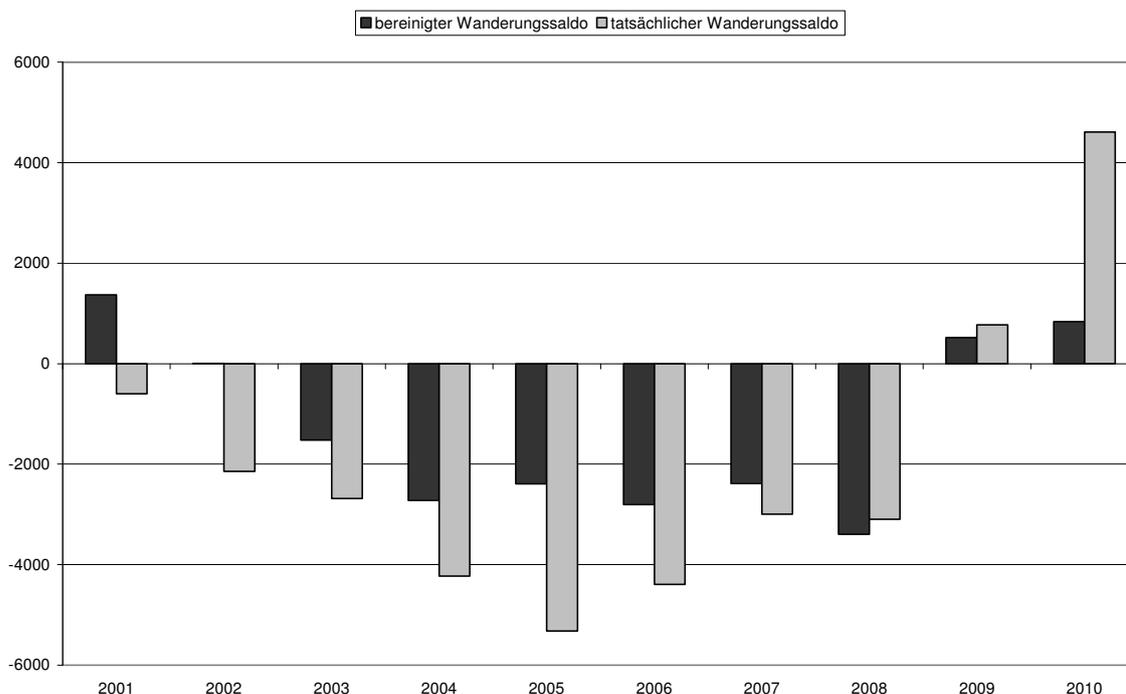
Insgesamt sind unsere Ergebnisse eher in der Mitte der bisherigen empirischen Befunde zum Einfluss von Studiengebühren auf das Verhalten von Studienanfängern anzusiedeln. Auf der einen Seite können wir das Ergebnis der jüngsten Arbeit von Baier und Helbig (2011) nicht bestätigen, nach dem Studiengebühren keinen signifikanten negativen Einfluss ausüben. Stattdessen finden wir im Einklang mit den frühen Studien von Heine et al. (2008), Dwenger et al. (2009) und Hübner (2009) einen statistisch signifikanten negativen Effekt. Auf der anderen Seite deuten unsere Resultate jedoch tendenziell darauf hin, dass die Größenordnung dieses Effekts in den genannten Arbeiten eher überschätzt wurde.

Um die Relevanz unserer Ergebnisse besser einordnen zu können, ist es instruktiv zu fragen, welche Veränderung bei anderen exogenen Variablen einen gleichgroßen Einfluss wie die Einführung von Studiengebühren auf die Wanderungsbewegungen von Studienanfängern hervorrufen und zur Kompensation von deren negativen Effekten erforderlich sein würde. In verschiedenen Simulationsrechnungen haben wir hierzu schrittweise das reale Einkommen je Erwerbstätigen, das Lehrkräfteverhältnis und die Drittmittel je Professor in den Gebührenländern in den Jahren 2006-2010 erhöht bzw. die Arbeitslosigkeit reduziert. Dabei zeigte sich, dass eine

Erhöhung des realen Einkommens um 5,2% zu einer Veränderung des Wandervolumens zwischen den Gebühren- und Nichtgebührenländern führt, wie wir sie mit umgekehrten Vorzeichen für die Einführung von Studiengebühren ermittelt haben. Für die Arbeitslosenquote stellte sich bei einer Reduzierung um 25,5% in den Gebührenländern ein solches Ergebnis ein. Noch größer waren die notwendigen Veränderungen im Lehrkräfteverhältnis (Anstieg um 33%) und bei den Drittmitteln je Professor (Anstieg um 56%). Dies zeigt, dass die Möglichkeiten mit einer Veränderung der Qualität von Lehre und Forschung an den Hochschulen eine nennenswerte Umlenkung des Wandervolumens von Studienanfängern zwischen den Bundesländern zu erreichen, nur als sehr begrenzt einzuschätzen sind.

In Anbetracht der eingeschränkten Reichweite von hochschulpolitischen Instrumenten und vor dem Hintergrund der Vereinbarungen zum „Hochschulpakt 2020“ haben wir in einem abschließenden Gedankenexperiment die Wanderungsbewegungen zwischen ost- und westdeutschen Bundesländern, die isoliert vom Einfluss der Studiengebühren und der Entwicklung der anderen exogenen Variablen zu sehen sind, anhand des Verlaufs der periodenspezifischen Zeiteffekte für die Zuwanderung von West nach Ost bzw. von Ost nach West untersucht. Analog zur bisherigen Vorgehensweise haben wir auf Basis des Regressionsmodells die Differenz zwischen zwei Prognosen, einmal mit den West-Ost-Periodendummies und einmal ohne, bestimmt. In Abbildung 4 wird diese, um die Einflüsse der anderen exogenen Variablen „bereinigte“ Nettomigration der tatsächlichen Nettomigration zwischen ost- und westdeutschen Bundesländern gegenübergestellt. Die Abbildung verdeutlicht, dass sich eine Trendumkehr in den Wanderungsverlusten Ostdeutschlands hin zu Wanderungsgewinnen auch nach Berücksichtigung der von uns verwendeten exogenen Variablen ergibt. Diese Trendumkehr ist einerseits von ihrer Größenordnung her geringer und setzt andererseits zeitlich verzögert ein. Eine signifikante Verbesserung des Wanderungssaldos ergibt sich erst im Jahr 2009 gegenüber dem Jahr 2008 und dann noch einmal ein Jahr später.

Abbildung 4:
**Tatsächlicher und bereinigter Wanderungssaldo zwischen
 ost- und westdeutschen Bundesländern 2001-2010**



Quelle: Eigene Berechnungen.

Die im Zuge der Diskussion um die Erfolge der Imagekampagne „Studieren in Fernost“ vorgebrachte Argumentation, die Verbesserung des Wanderungssaldos der ostdeutschen Bundesländer sei primär auf die Erhebung von Hochschulgebühren in den westdeutschen Bundesländern zurückzuführen, wird durch Abbildung 4 daher nicht gestützt. Natürlich kann umgekehrt die zeitliche Koinzidenz zwischen der im Frühjahr 2009 gestarteten Imagekampagne und der ab 2009 steigenden Nettozuwanderung nicht als Beleg für einen kausalen Zusammenhang herangezogen werden. Hinter den periodenspezifischen Zeiteffekten der Ost-West-Wanderung „verstecken“ sich von uns nicht modellierte Faktoren, die für die diese Entwicklung verantwortlich sind. Die geradezu schlagartige Verbesserung des Wanderungssaldos in Ostdeutschland scheint ein „empirisches Puzzle“ zu sein, für dessen Erklärung noch weiterer Forschungsbedarf besteht.

ZUSAMMENFASSUNG UND HOCHSCHULPOLITISCHE SCHLUSSFOLGERUNGEN

Die Frage nach den Nutzen und Kosten von Studiengebühren prägt die momentane hochschulpolitische Diskussion. In diesem Artikel greifen wir die Frage nach den Lenkungswirkungen von Studiengebühren auf Basis einer neuen, bisher nicht berücksichtigten, empirischen Identifikationsstrategie auf. Im Mittelpunkt steht dabei die empirische Modellierung des innerdeutschen Wanderungsverhaltens von Studienanfängern. Während bisherige Forschungsbeiträge vornehmlich Aussagen zum Einfluss von Hochschulgebühren auf die Studierneigung getroffen haben, rückt in unserer Analyse somit das tatsächlich beobachtete Wanderungsverhalten von Studienanfängern zwischen einzelnen Bundesländern in den Fokus der Betrachtung. Eine weitere Besonderheit unseres Ansatzes ist, dass wir die Frage nach den Effekten von Studiengebühren nicht mit Hilfe von befragungsbasierten Individualdaten beantworten, sondern in ein makroökonomisches Untersuchungskonzept einbetten, welches direkt auf hochschulstatistische oder gesamtwirtschaftliche Kennziffern auf Bundeslandebene zurückgreift. Dies erleichtert die Interpretation der Schätzgleichung und kann für politische Szenarioanalysen verwendet werden. Zudem unterliegen die sekundärstatistischen Daten zur tatsächlich realisierten Wanderung nicht dem denkbaren Problem eines strategischen Antwortverhaltens auf Seiten der Befragten.

Unsere Ergebnisse zeigen, dass Wanderungsbewegungen von Studienanfängern grundsätzlich in Analogie zu breiter gefassten bevölkerungs- bzw. arbeitsmarktbasieren Migrationsmodellen spezifiziert werden können. Die in der von uns geschätzten Bruttozuwanderungsfunktion verwendeten Arbeitsmarktvariablen (regionale Unterschiede im realen Einkommen pro Erwerbstätigen und in der Arbeitslosenquote) erweisen sich als wesentliche Einflussfaktoren und spiegeln zunächst einmal die grundsätzliche „Life Cycle“-Hypothese von Migrationsentscheidungen wider. Darüber hinaus spielen im Modell aggregierte Hochschulindikatoren zur Erfassung der Qualität von Lehre und Forschung eine besondere Rolle: Das Verhältnis von Lehrkräften zu Studenten und die Höhe der Forschungsdrittmittel je Professor sind weitere statistisch signifikante Erklärungsgrößen für die Wahl des Studienortes.

Mit Bezug auf die Wirkungen von Studiengebühren sind zwei Resultate als zentral zu nennen: Einerseits bestätigen unsere empirischen Berechnungen einen statistisch signifikanten negativen Einfluss von Studiengebühren, der bereits auch in früheren Studien gefunden wurde. Hinsichtlich der Größenordnung legen unsere Ergebnisse jedoch nahe, dass der Effekt in bisherigen Arbeiten tendenziell überschätzt wurde. Die teils bei Einführung der Studiengebühren erwartete Gebührenflucht kann aus unseren Schätzergebnissen jedenfalls nicht abgelesen werden.

Andererseits zeigen wir mit Hilfe von Szenarienrechnungen, dass der Einfluss von Studiengebühren als hochschulpolitisches Instrument nicht zu vernachlässigen ist. Ausgehend von der Frage, welche Veränderung bei anderen exogenen Variablen die Wanderungsbewegungen von Studienanfängern in gleichem Maße beeinflusst wie die Einführung von Studiengebühren, finden wir, dass das Lehrkräfteverhältnis und die Drittmittel je Professor in erheblichem Umfang in den Gebührenländern gesteigert werden müssten. Somit kann auf Basis unserer Schätzergebnisse mit einer Veränderung der Qualität von Lehre und Forschung an den Hochschulen eine nennenswerte Umlenkung des Wanderungsvolumens von Studienanfängern zwischen den Bundesländern nur schwer erreicht werden. Vor diesem Hintergrund und in Anbetracht der Abschaffung der Studiengebühren in fünf von sieben westdeutschen Bundesländern sowie des eher schleppenden gesamtwirtschaftlichen Aufholprozesses in Ostdeutschland bleibt fraglich, mit welchen Instrumenten die Zielsetzung des Hochschulpakts, für eine hohe Auslastung der vorhandenen Kapazitäten an den ostdeutschen Hochschulen zu sorgen, erreicht werden soll.

LITERATURVERZEICHNIS

- Alecke, B.; Mitze, T.; Untiedt, G. (2010): "Internal Migration, Regional Labour Market Dynamics and Implications for German East-West-Disparities - Results from a Panel VAR", in: *Jahrbuch für Regionalwissenschaft / Review of Regional Research*, Vol. 30(2), S. 159-189.
- Anderson, T. W.; Hsiao, C. (1981): "Estimation of Dynamic Models with Error Components", in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76, S. 598-606.
- Arellano, M.; Bond, S. (1991): "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", in: *Review of Economic Studies*, Vol. 58, S. 277-297.
- Baier, T.; Helbig, M. (2011): „War all die Aufregung umsonst? Über die Auswirkung der Einführung von Studiengebühren auf die Studienbereitschaft in Deutschland.“, WZB Discussion Paper No. P2011-01.
- Baryla, E.; Dotterweich, D. (2001): "Student migration: Do significant factors vary by region?", in: *Education Economics*, Vol. 9(3), S. 269-280.
- Blundell, R.; Bond, S. (1998): "Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models", in: *Journal of Econometrics*, Vol. 87, S. 115-143.
- Bode, E.; Zwing, S. (1998): „Interregionale Arbeitskräftewanderungen: Theoretische Erklärungsansätze und empirischer Befund“, Kieler Arbeitspapiere Nr. 877, Institut für Weltwirtschaft.
- Bundesagentur für Arbeit (2011), Arbeitslosigkeit im Zeitverlauf, Reihe: Arbeitsmarkt in Zahlen, Nürnberg.
- Clark, D.; Hunter, W. (1992): "The Impact of Economic Opportunity, Amenities and Fiscal Factors on Age-Specific Migration Rates", in: *Journal of Regional Science*, Vol. 32(3), S. 349-365.
- Cushing, B.; Poot, J. (2004): "Crossing boundaries and borders: Regional science advances in migration modelling", in: *Papers in Regional Science*, Vol. 83, S. 317-338.
- Dohmen, D. (2010): FiBS-Studienanfängerprognose 2010 bis 2020: Bundesländer und Hochschulpakt im Fokus, FiBS-Forum Nr. 48, Berlin.

-
- Duan, N. (1983): "Smearing estimate: A nonparametric retransformation method", in: *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 78, S. 605-610.
- Dwenger, N.; Storck, J., Wrohlich, K. (2009): "Do Tuition Fees Affect the Mobility of University Applicants? Evidence from a Natural Experiment", IZA Discussion paper 4421.
- Etzo, I. (2011): "The determinants of the recent interregional migration flows in Italy: A Panel data analysis", in: *Journal of Regional Science*, im Erscheinen.
- Fields, G. (1979): "Place-To-Place Migration: Some New Evidence", in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 61, S. 21-32.
- Greenwood, M. (1985): "Human Migration: Theory, Models and Empirical Studies", in: *Journal of Regional Science*, Vol. 25, S. 521-544.
- Greenwood, M. 1997: "Internal migration in developed countries", in: Rosenzweig, M.; Stark, O. (Eds.): *Handbook of Population and Family Economics*, Vol. 1, Part B, S. 647-720.
- Greenwood, M.; Hunt, G.; McDowell, J. (1986): "Migration and Employment Change: Empirical Evidence on the Spatial and Temporal Dimension of the Linkage", in: *Journal of Regional Science*, Vol. 26, S. 233-234.
- Greenwood, M.; Hunt, G.; Rickman, D.; Treyz, G. (1991): "Migration, Regional Equilibrium, and the Estimation of Compensating Differentials", in: *American Economic Review*, Vol. 81, S. 1382-1390.
- Harris, J.R.; Todaro, M.P. (1970): "Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis", in: *American Economic Review*, Vol. 60, S. 126-142.
- Heine, C.; Quast, H. (2011): „Studienentscheidung im Kontext der Studienfinanzierung“, Hochschul-Informations-System, HIS: Forum Hochschule 05/2011.
- Heine, C.; Quast, H.; Spangenberg, H. (2008): „Studiengebühren aus der Sicht von Studienberechtigten. Finanzierung und Auswirkungen auf Studienpläne und –strategien“, Hochschul-Informations-System, HIS: Forum Hochschule 15/2008.
- Hetze, P.; Winde, M. (2010): „Auswirkungen von Studiengebühren. Ein Vergleich der Bundesländer nach Studierendenzahlen und ihrer sozialen Zusammensetzung“, Stifterverband für die Deutsche Wissenschaft, Ländercheck Lehre und Forschung im föderalen Wettbewerb, September 2010.

-
- Hübner, M. (2009): „Do tuition fees affect enrollment behavior? Evidence from a 'natural experiment' in Germany, Center for Doctoral Studies in Economics (CDSE), Discussion Paper No. 69, Universität Mannheim.
- Judson, R.; Owen, A. (1999): "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Practical Guide for Macroeconomists", in: *Economics Letters*, Vol. 65, S. 9-15.
- Kiviet, J. (1995): "On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models", in: *Journal of Econometrics*, Vol. 68, S. 53-78.
- Kultusministerkonferenz (2009): Vorausberechnung der Studienanfängerzahlen 2009 – 2020 - Zwischenstand -, Bonn.
- Long, J. (1976): „Migration of persons entering and leaving college in the United States", in: *Proceedings of the American Sociological Association*, Annual Conference, New York.
- Mak, J.; Moncur, J. (2003): "Interstate migration of college freshmen", in: *The Annals of Regional Science* Vol. 37, S. 603-612.
- McHugh, R.; Morgan, J. (1984): "The determinants of interstate student migration: a place-to-place analysis", in: *Economics of Education Review*, Vol. 3, S. 269-278.
- Mitze, T.; Reinkowski, R. (2011): „Testing the Neoclassical Migration Model: Overall and Age-Group Specific Results for German Regions", in: *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung / Journal for Labour Market Research*, Vol. 43(4) S. 277-299.
- Mixon, F. (1992a): "Factors Affecting College Student Migration across States", In: *International Journal of Manpower*, Vol. 13(1), S. 25-32.
- Mixon, F. (1992b): "A Public Choice Note on College Student Migration", in: *International Journal of Manpower*, Vol. 13(3), S. 63-68.
- Mixon, F.; Hsing, Y. (1994a): "College student migration and human capital theory: A research note", in: *Education Economics*, Vol. 2(1), S. 65-73.
- Mixon, F.; Hsing, Y. (1994b): "The determinants of out-of-state enrollments in higher education: A tobit analysis", in: *Economics of Education Review*, Vol. 13(4), S. 329-335.
- Morgan, J. (1983): "Tuition policy and the interstate migration of college students", in: *Research in Higher Education*, Vol. 19, S. 183-195.

- Nickell, S. (1981): "Biases in Dynamic Models with Fixed Effects", in: *Econometrica*, Vol. 49(6), S. 1417-26,
- Roodman, D. (2009): "A Note on the Theme of Too Many Instruments", in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 71(1), S. 135-158.
- Statistisches Bundesamt (2011, a): Bildung und Kultur. Studierende an Hochschulen, Fachserie 11 Reihe 4.1, lfd. Jahrgänge, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2011, b): Bildung und Kultur. Nichtmonetäre hochschulstatistische Kennzahlen, Fachserie 11 Reihe 4.3.1, lfd. Jahrgänge, Wiesbaden.
- Statistisches Bundesamt (2011, c): Bildung und Kultur. Monetäre hochschulstatistische Kennzahlen, Fachserie 11 Reihe 4.3.2, lfd. Jahrgänge, Wiesbaden.
- Tuckman, H. (1970): "Determinants of college student migration", in: *Southern Economic Journal*, Vol. 37, S. 184-189.
- VGR der Länder (2011), Bruttoinlandsprodukt, Bruttowertschöpfung in den Ländern und Ost-West-Großraumregionen Deutschlands 1991 bis 2010, Reihe 1. Länderergebnisse Band 1.

Tabelle A.3:
Variablendefinition und Quellen

Variable	Definition	Quelle
W	(log) Zuwanderung an Studienanfängern in Bundesland i aus Bundesland j	Stat. Bundesamt (2011 a)*
EINK	(log) reales BIP pro Erwerbstätigen (Arbeitsproduktivität) (in Euro)	VGR der Länder (2011)
ALQ	(log) Arbeitslosenquote (in %)	Bundesagentur für Arbeit (2011)
LEHR	(log) Lehrkräfteverhältnis (Zahl der Professoren je 100 Studenten)	Stat. Bundesamt (2011 b)*
DRITTM	(log) Drittmittel je Professor (in 1.000 Euro)	Stat. Bundesamt (2011 c)*
STUD	(log) Studierendenintensität (Zahl der Studenten je 1.000 Einwohner)	Stat. Bundesamt (2011 a)*
AASTD	(log) Anteil ausländischer Studierender (in %)	Stat. Bundesamt (2011 a)*
ABSQ	(log) Absolventenquote (in %)	Stat. Bundesamt (2011 b)*
HSG	Dummy für Gebühren- und Nichtgebührenländer	Siehe Text
ZIELPOT	(log) Zahl der Studienanfänger in Bundesland i	Stat. Bundesamt (2011 a)*
HEIMPOT	(log) Zahl der Studienanfänger mit Erwerb der HZB in Bundesland i	Stat. Bundesamt (2011 a)*
DIST	(log) Distanz zwischen den Landeshauptstädten der Bundesländer in km	Eigene Berechnungen auf Basis von www.map24.de

* Inklusive Fachserien in den Vorjahren

Tabelle A.4:
Deskriptive Statistiken für die originären Variablen

Variable	Ebene	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs.
W	overall	401,08	580,75	1,00	4.624,00	N = 2.880
	between		565,89	4,33	3.527,67	n = 240
	within		135,11	-583,58	1.726,08	T = 12
EINK	overall	46.713,36	6.431,52	35.201,87	63.158,77	N = 2.880
	between		6.309,68	38.152,32	61.429,34	n = 240
	within		1.305,55	42.187,71	49.279,46	T = 12
ALQ	overall	13,04	4,85	4,60	22,10	N = 2.880
	between		4,58	6,45	19,93	n = 240
	within		1,60	7,91	16,62	T = 12
LEHR	overall	2,12	0,47	1,34	4,44	N = 2.880
	between		0,29	1,47	2,67	n = 240
	within		0,37	1,44	4,00	T = 12
DRITTM	overall	88,81	30,64	29,13	173,19	N = 2.880
	between		18,68	60,13	117,85	n = 240
	within		24,31	36,90	159,13	T = 12
STUD	overall	24,56	9,35	10,66	52,87	N = 2.880
	between		9,06	15,22	45,93	n = 240
	within		2,40	17,35	31,50	T = 12
AASTD	overall	10,76	3,49	3,77	20,36	N = 2.880
	between		3,18	5,28	15,57	n = 240
	within		1,46	5,38	15,55	T = 12
ABSQ	overall	10,40	2,07	6,02	17,41	N = 2.880
	between		1,20	8,75	12,88	n = 240
	within		1,69	6,94	16,78	T = 12
HSG	overall	0,14	0,34	0,00	1,00	N = 2.880
	between		0,17	0,00	0,42	n = 240
	within		0,30	-0,28	1,05	T = 12

Fortsetzung: Tabelle A.4

ZIELPOT	overall	19.174,77	17.793,60	2.655,00	85.624,00	N = 2.880
	between		17.507,32	2.912,00	69.568,25	n = 240
	within		3.358,17	6.262,52	35.230,52	T = 12
HEIMPOT	overall	19.174,77	17.898,47	2.276,00	83.802,00	N = 2.880
	between		17.638,28	3.067,42	69.286,42	n = 240
	within		3.230,29	6.417,35	33.690,35	T = 12
DIST	overall	415,95	178,36	76,00	847,00	N = 2.880
	between		178,70	76,00	847,00	n = 240
	within		0,00	415,95	415,95	T = 12

Tabelle A.5:
Deskriptive Statistiken der transformierten Variablen in der Regression

Variable	Ebene	Mean	Std. Dev.	Min	Max	Obs.
w	overall	5.14	1.43	0.00	8.44	N = 2880
	between		1.40	1.45	8.15	n = 240
	within		0.29	3.43	6.48	T = 12
eink_diff	overall	0.00	0.20	-0.57	0.57	N = 2880
	between		0.19	-0.48	0.48	n = 240
	within		0.04	-0.14	0.14	T = 12
alq_diff	overall	0.00	0.54	-1.34	1.34	N = 2880
	between		0.54	-1.13	1.13	n = 240
	within		0.08	-0.26	0.26	T = 12
lehr_diff	overall	0.00	0.35	-0.98	0.98	N = 2880
	between		0.33	-0.70	0.70	n = 240
	within		0.14	-0.63	0.63	T = 12
drittm_diff	overall	0.00	0.23	-1.05	1.05	N = 2880
	between		0.20	-0.58	0.58	n = 240
	within		0.12	-0.56	0.56	T = 12
stud_diff	overall	0.00	0.49	-1.29	1.29	N = 2880
	between		0.48	-1.12	1.12	n = 240
	within		0.11	-0.44	0.44	T = 12
aastd_diff	overall	0.00	0.51	-1.26	1.26	N = 2880
	between		0.49	-1.09	1.09	n = 240
	within		0.12	-0.41	0.41	T = 12
absq_diff	overall	0.00	0.22	-0.85	0.85	N = 2880
	between		0.17	-0.41	0.41	n = 240
	within		0.14	-0.51	0.51	T = 12
hsg_diff	overall	0.00	0.43	-1.00	1.00	N = 2880
	between		0.25	-0.42	0.42	n = 240
	within		0.35	-0.92	0.92	T = 12

Fortsetzung: Tabelle A.5

zielpot	overall	9.48	0.87	7.73	11.34	N = 2880
	between		0.86	8.01	11.14	n = 240
	within		0.12	9.16	9.93	T = 12
<hr/>						
heimpot	overall	9.50	0.85	7.88	11.36	N = 2880
	between		0.84	7.97	11.14	n = 240
	within		0.12	9.20	9.87	T = 12
<hr/>						
ldist	overall	5.92	0.50	4.33	6.74	N = 2880
	between		0.50	4.33	6.74	n = 240
	within		0.00	5.92	5.92	T = 12

Tabelle A.6:
Studienanfänger in den Bundesländern nach Erwerbsland ihrer HZB, in %

	Davon: Erwerb der HZB in ...																
	BW	BY	BE	BB	HB	HH	HE	MV	NI	NW	RP	SL	SN	ST	SH	TH	Insg.
Studienanfänger in ...																	
Baden-Württemberg (BW)	73.37	6.69	0.74	0.60	0.16	0.46	3.81	0.25	1.97	4.57	4.48	0.74	0.64	0.36	0.62	0.55	100
Bayern (BY)	8.32	79.02	0.68	0.40	0.11	0.46	2.29	0.18	1.63	3.15	0.90	0.21	0.93	0.30	0.51	0.89	100
Berlin (BE)	5.80	4.69	48.83	14.11	0.53	1.48	2.28	2.71	4.03	6.56	1.30	0.33	2.59	1.99	1.60	1.17	100
Brandenburg (BB)	2.08	1.86	37.64	38.72	0.23	0.81	1.13	2.84	2.59	3.03	0.63	0.22	4.36	1.85	1.12	0.87	100
Bremen (HB)	1.93	1.20	1.26	0.81	34.59	3.41	1.39	1.09	39.52	7.69	0.59	0.17	0.94	0.83	4.20	0.37	100
Hamburg (HH)	4.38	4.53	1.98	1.68	1.26	40.04	2.59	2.51	14.01	8.99	1.35	0.31	1.28	1.00	13.16	0.92	100
Hessen (HE)	5.73	4.49	0.94	0.70	0.23	0.51	63.85	0.40	4.75	8.56	5.17	0.58	1.00	0.64	0.85	1.59	100
Mecklenburg-Vorp. (MV)	2.46	1.74	7.25	11.81	0.47	4.32	1.53	44.30	7.65	3.89	0.56	0.08	2.99	2.86	7.07	1.01	100
Niedersachsen (NI)	1.73	1.47	1.06	0.80	1.75	2.98	2.49	0.62	66.16	14.02	0.66	0.13	0.57	1.30	3.46	0.81	100
Nordrhein-Westfalen (NW)	2.47	2.42	1.03	0.57	0.30	0.78	2.26	0.31	4.85	80.32	2.25	0.32	0.53	0.36	0.84	0.39	100
Rheinland-Pfalz (RP)	8.66	1.80	0.72	0.47	0.14	0.38	12.90	0.25	2.34	9.59	52.35	8.22	0.68	0.34	0.59	0.56	100
Saarland (SL)	7.25	4.89	1.38	0.96	0.19	0.60	3.17	0.45	3.08	6.59	9.48	58.66	1.19	0.60	0.87	0.66	100
Sachsen (SN)	3.72	4.15	2.93	7.23	0.25	0.74	1.76	2.01	4.00	3.82	0.78	0.14	53.55	6.16	1.00	7.77	100
Sachsen-Anhalt (ST)	2.86	2.40	4.27	6.33	0.36	0.77	1.44	1.41	11.67	4.51	0.74	0.15	10.11	46.43	1.50	5.05	100
Schleswig-Holstein (SH)	1.54	0.99	1.40	1.25	0.96	9.13	1.13	3.21	13.19	4.90	0.57	0.11	0.60	0.73	59.82	0.47	100
Thüringen (TH)	3.84	7.11	2.92	3.58	0.22	0.85	4.08	1.04	6.92	4.65	1.00	0.17	9.12	5.19	1.16	48.12	100

Tabelle A.7:
Zunahme der Nettowanderung von Studienanfängern
durch Hochschulgebühren nach Bundesländern, in %

	2006	2007	2008	2009	2010	2006-2010
Baden-Württemberg	0.63	-1.16	-1.77	-1.67	-1.78	-1.26
Bayern	0.49	-0.78	-1.17	-1.10	-1.17	-0.78
Berlin	0.79	1.88	1.74	1.99	2.37	1.80
Brandenburg	0.94	2.11	1.93	2.03	2.21	1.89
Bremen	3.38	4.80	4.93	4.42	4.75	4.50
Hamburg	1.67	-2.45	-2.66	-2.49	-2.55	-1.81
Hessen	1.25	-1.73	3.21	2.95	2.97	1.88
Mecklenburg-Vorpommern	1.08	2.29	2.39	2.26	2.35	2.10
Niedersachsen	-3.72	-2.37	-3.02	-2.83	-3.05	-2.99
Nordrhein-Westfalen	-1.74	-0.87	-1.31	-1.23	-1.27	-1.28
Rheinland-Pfalz	1.31	5.14	4.59	4.26	3.45	3.79
Saarland	0.83	-4.41	-4.71	-4.63	2.45	-1.91
Sachsen	0.51	1.55	1.43	1.47	1.60	1.33
Sachsen-Anhalt	1.21	2.41	2.09	2.00	2.17	2.00
Schleswig-Holstein	1.95	4.91	4.96	4.63	4.89	4.33
Thüringen	0.87	2.70	2.27	2.27	2.49	2.15
Gebührenländer	-2.22	-1.30	-1.71	-1.62	-1.65	-1.63
Nichtgebührenländer	0.94	2.97	2.87	2.76	2.81	2.28