ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of

ZBW Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Kraus, Margit

Working Paper

Schätzung von Kostenfunktionen für die bundesdeutsche Hochschulausbildung: Ein konzeptioneller Ansatz im empirischen Test

ZEW Discussion Papers, No. 04-36

Provided in Cooperation with:
ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research

Suggested Citation: Kraus, Margit (2004) : Schätzung von Kostenfunktionen für die bundesdeutsche Hochschulausbildung: Ein konzeptioneller Ansatz im empirischen Test, ZEW Discussion Papers, No. 04-36, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/24045

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

Discussion Paper No. 04-36

Schätzung von Kostenfunktionen für die bundesdeutsche Hochschulausbildung: Ein konzeptioneller Ansatz im empirischen Test

Margit Kraus

ZEW
Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung GmbH
Centre for European Economic Research

Discussion Paper No. 04-36

Schätzung von Kostenfunktionen für die bundesdeutsche Hochschulausbildung: Ein konzeptioneller Ansatz im empirischen Test

Margit Kraus

Download this ZEW Discussion Paper from our ftp server:

ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0436.pdf

Die Discussion Papers dienen einer möglichst schnellen Verbreitung von neueren Forschungsarbeiten des ZEW. Die Beiträge liegen in alleiniger Verantwortung der Autoren und stellen nicht notwendigerweise die Meinung des ZEW dar.

Discussion Papers are intended to make results of ZEW research promptly available to other economists in order to encourage discussion and suggestions for revisions. The authors are solely responsible for the contents which do not necessarily represent the opinion of the ZEW.

Das Wichtigste in Kürze

Im Zuge der Debatte um die Hochschulreform ist immer wieder auch auf die Notwendigkeit einer Verbesserung der Effizienz der bundesdeutschen Hochschulausbildung hingewiesen worden. Eine Beurteilung von effizienzverbessernden Maßnahmen setzt allerdings die Existenz operationaler Effizienzkriterien für die Hochschulausbildung voraus. Bislang wurde in Deutschland eine Reihe von Arbeiten zur Ermittlung von Durchschnittskosten und betriebswirtschaftlichen Kennzahlen publiziert. Eine ökonometrische Schätzung einer Kostenfunktion, die Rückschlüsse auf Grenzkosten eines zusätzlichen Studierenden und das Vorhandensein von Skaleneffekten ermöglichen würde, wurde für bundesdeutsche Universitäten jedoch bislang noch nicht vorgestellt. Die Kenntnis der Grenzkosten eines zusätzlichen Studierenden kann beispielsweise für die Festsetzung volkswirtschaftlich effizienter Studiengebühren, Informationen über Skaleneffekte können für die Bestimmung optimaler Fachbereichsgrößen von Interesse sein.

Im vorliegenden Papier wird ein konzeptioneller Ansatz zur ökonometrischen Analyse der Kostensituation der bundesdeutschen Hochschulausbildung unter Berücksichtigung möglicher Qualitätsunterschiede vorgestellt und in einer ersten Anwendung auf die wirtschaftswissenschaftlichen Fachbereiche mit der Empirie konfrontiert. Der Ansatz basiert auf einer "Flexible Fixed Cost Quadratic Function" für Mehrproduktunternehmen, die die Errechnung von Skaleneffekten und Verbundvorteilen in der simultanen Leistungserstellung erlaubt. Diese Funktion wird in einer ersten Version als Kostenfunktion allein für den Output "Lehre", in einer zweiten Version als verbundene Kostenfunktion für den simultan erstellten Output von „Lehre" und „Forschung" spezifiziert. Die Berücksichtigung eines kombinierten Entstehungsprozesses von Forschungs- und Lehrleistungen ergibt sich zum einen aus dem Tatbestand, dass bereits die universitären Grundmittel per se sowohl für Forschungs- als auch für Lehrtätigkeiten bestimmt sind. Zum anderen besteht die Möglichkeit, dass die aus Drittmittelgeldern finanzierten Anschaffungen und Aktivitäten nicht nur Forschungsresultate hervorbringen, sondern auch die Lehrleistung der Fachbereiche erhöhen. Auf Basis finanzstatistischer Daten wird sodann eine Konzeption zur Errechnung der relevanten Kostengrößen für die laufenden Gesamtkosten und die lehre-bezogenen Kosten entwickelt. Mit den so errechneten Kosten werden beide

Modelle der Kostenfunktion einmal ohne und einmal mit Berücksichtigung des Qualitätsindikators “FOCUS Professorenranking” ökonometrisch geschätzt.

Die Resultate der ökonometrischen Analyse weisen darauf hin, dass die Kostenfunktion der wirtschaftswissenschaftlichen Fachbereiche durch einen hohen Fixkostenanteil und positive, zunehmende Grenzkosten gekennzeichnet ist. Die aus ökonomischer Sicht optimale Fachbereichsgröße wurde für das Ein-Output-Modell mit 3.274 Studierenden, für das Zwei-Output-Modell mit 3.113 Studierenden errechnet. Vergleicht man dies mit dem Durchschnittswert der Fachbereiche von 2.198 Studierenden, so wäre der durchschnittliche wirtschaftswissenschaftliche Fachbereich an bundesdeutschen Universitäten deutlich zu klein. Durch eine Ausweitung der Studierendenzahl könnten Größenvorteile erzielt werden. Die Ergebnisse zeigen weiterhin, dass eine höhere Ausbildungsqualität, gemessen am FOCUS-Professorenurteil, tendenziell mit höheren Kosten verbunden ist. Der Einfluss der Qualitätsvariable ist jedoch lediglich im Ein-Output-Modell signifikant, während er bei Berücksichtigung der Forschungsleistungen im Zwei-Output-Modell kein spürbarer Kostenfaktor mehr ist. Schließlich weisen die Schätzungen im Rahmen von Stochastic-Frontier-Modellen auf das Vorhandensein technischer Ineffizienzen in der Hochschulausbildung hin, über deren Ursache jedoch ohne eine eingehende Untersuchung der jeweiligen internen Kostenstrukturen an den einzelnen Hochschulen keine genauere Aussage gemacht werden kann.

Im Hinblick auf die Tragfähigkeit dieser Ergebnisse muss darauf hingewiesen werden, dass die Untersuchung, vor allem was die Datenbasis betrifft, noch mit Schwachstellen behaftet ist. Insbesondere sind verbesserte Daten über die für die Kapazitätsauslastung maßgeblichen Abbrecherquoten sowie eine verbesserte Zurechnungsmethodik der Kostenfaktoren auf Lehr- bzw. Forschungsleistungen dringend wünschenswert.

Schätzung von Kostenfunktionen für die bundesdeutsche Hochschulausbildung: Ein konzeptioneller Ansatz im empirischen Test

Margit Kraus

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung

(ZEW) GmbH, L7,1, 68161 Mannheim[1]

Mai 2004

Kurzfassung

Im vorliegenden Papier wird ein konzeptioneller Ansatz zur ökonometrischen Analyse der Kostensituation der bundesdeutschen Hochschulausbildung vorgestellt und in einer ersten Anwendung auf die wirtschaftswissenschaftlichen Fachbereiche mit der Empirie konfrontiert. Der Ansatz basiert auf einer „Flexible Fixed Cost Quadratic Function" für Mehrproduktunternehmen. Zur Analyse der Hochschulausbildungskosten wird die Funktion in einer ersten Version als Ein-Output-Funktion allein für den Output „Lehre", in einer zweiten Version als verbundene Kostenfunktion für den gemeinsam erstellten Output von „Lehre" und „Forschung" spezifiziert. Auf Basis finanzstatistischer Daten wird sodann eine Konzeption zur Errechnung der relevanten Kostengrößen für die laufenden Gesamtkosten und die lehre-bezogenen Kosten entwickelt. Mit den errechneten Kosten werden beide Modelle der Kostenfunktion einmal ohne und einmal mit Berücksichtigung eines Qualitätsindikators ökonometrisch geschätzt und die Resultate aus produktionstheoretischer Sicht diskutiert.

JEL: I21, I22
Schlagworte: Hochschulkosten, Hochschulausbildung

Danksagungen: Ich danke Thiess Büttner (ZEW und Universität Mannheim), Gerhard Wagenhals (Universität Hohenheim) und Robert Schwager (Universität Göttingen) für hilfreiche Kommentare.
Diese Studie wurde teilweise vom Förderkreis für Wissenschaft und Praxis am ZEW e.V. finanziert.

[1] Telefon: 0621-1235-163, Telefax: -215, e-mail: kraus@zew.de

1 Einführung

Die Qualität des Wirtschafts- und Forschungsstandortes Deutschland ist maßgeblich von der Leistungsfähigkeit der Hochschulausbildung mitbestimmt. Im Zuge der Debatte um die Hochschulreform ist immer wieder auch auf die Notwendigkeit einer Verbesserung der Effizienz der bundesdeutschen Hochschulausbildung hingewiesen worden. So wurde vom BMBF im Rahmen des Hochschulsonderprogrammes III ein Programm zur Förderung struktureller Innovationen im Hochschulbereich gestartet, das zur Verbesserung der Effizienz und Strategiefähigkeit der deutschen Hochschulen dienen soll.[1]

Eine Beurteilung des Nutzens solcher und anderer Maßnahmen setzt allerdings die Existenz operationaler Kriterien der Effizienz an den Hochschulen voraus. Im Zuge der Debatte um die Reform des bundesdeutschen Hochschulwesens sind in den letzten Jahren eine Anzahl von Studien publiziert worden, die sich mit den Möglichkeiten der Modernisierung und Effizienzsteigerung der Hochschulen befassen. Insbesondere aus der Betriebswirtschaftslehre öffentlicher Unternehmungen und den Verwaltungswissenschaften liegen Untersuchungen vor, die sich mit der Erfassung und Bewertung hochschulinterner Kostenstrukturen beschäftigen.[2] In diesem Zusammenhang wurden auch die Möglichkeiten der Effizienzverbesserung durch die Einführung von Managementprinzipien untersucht.[3] Weiterhin wurden Studien zur Qualität der Hochschulausbildung publiziert.[4]

Diese Untersuchungen konzentrieren sich jedoch auf die Ermittlung von Durchschnittskosten und die Errechnung betriebswirtschaftlicher Kennzahlen zur Kostenrechnung. Für die Evaluation nach volkswirtschaftlichen Kriterien sind aber nicht nur die Durchschnittskosten, sondern auch die Grenzkosten eines zusätzlichen Studierenden sowie Informationen über das Vorhandensein von Skaleneffekten relevant. Die Kenntnis der Grenzkosten eines zusätzlichen Studierenden kann beispielsweise für die Festsetzung volkswirtschaftlich effizienter Studiengebühren, Informationen über Skaleneffekte können für die Bestimmung optimaler Fachbereichsgrößen von Interesse sein. Zur Bestimmung dieser Größen muss die Kostenfunktion der Hochschulausbildung im Wege

---

1 http://deutschland.dasvonmorgen.de/de/883.php.

2 Vgl. aus neuerer Zeit z.B. Leszczensky et al. 2000, Kuhnert/Leszczensky 1998, Schreier 1998.

3 Vgl. z.B. Küpper 1998, Hanft 2000.

4 Vgl. z.B. List 1998, Schreier 1999.

einer ökonometrischen Schätzung ermittelt werden. Für die Vereinigten Staaten, das Vereinigte Königreich, Japan und andere Länder wurden bereits Untersuchungen zur Effizienz der Hochschulausbildung auf der Basis ökonometrisch geschätzter Kostenfunktionen publiziert[5], die jedoch aufgrund der Spezifika bundesdeutscher Hochschulen (öffentliches Dienst- und Haushaltsrecht) nicht ohne weiteres auf diese anwendbar sind. Für die Bundesrepublik Deutschland selbst liegen bislang so gut wie keine derartigen Studien vor. Eine Ausnahme bildet die Arbeit von Lüdecke/Beckmann (1998), die jedoch speziell auf die Schätzung externer Kostenkomponenten gerichtet ist. Eine ökonometrische Untersuchung der Effizienz bundesdeutscher Hochschulen unter Berücksichtigung möglicher Qualitätsunterschiede wurde nach Kenntnis der Autorin bislang nicht publiziert.

Ziel der vorliegenden Studie ist es, ein ökonomisches Konzept zur Evaluation der Effizienz der deutschen Hochschulausbildung zu entwickeln, wobei auch Qualitätsunterschiede der Ausbildung an verschiedenen Hochschulen berücksichtigt werden sollen. Als Untersuchungsobjekt wurden die wirtschaftswissenschaftlichen Studiengänge bzw. Fachbereiche im Untersuchungszeitraum WS 1996/1997 bis 1999/2000 gewählt. Zur Analyse ihrer Kostensituation wird zunächst in Abschnitt 2 ein theoretischer Ansatz zur Schätzung von Kostenfunktionen für die Hochschulausbildung in zwei Versionen vorgestellt. Beide Versionen basieren auf der von Baumol et al. (1982) als Kostenfunktion für Multiprodukt-Unternehmen konzipierten sogenannten „Flexible Fixed Cost Quadratic Function“ (FFCQ-Funktion). In einer ersten Version wird die Funktion als Ein-Output-Kostenfunktion allein für den Output „Lehre“, in einer zweiten Version als verbundene Kostenfunktion für den simultan erstellten Output von „Lehre“ und „Forschung“ spezifiziert. Die Berücksichtigung eines kombinierten Entstehungsprozesses von Forschungs- und Lehrleistungen ergibt sich zum einen aus dem Tatbestand, dass bereits die universitären Grundmittel per se sowohl für Forschungs- als auch für Lehrtätigkeiten bestimmt sind. Zum anderen besteht die Möglichkeit, dass die aus Drittmittelgeldern finanzierten Anschaffungen und Aktivitäten nicht nur Forschungsresultate hervorbringen, sondern auch die Lehrleistung der Fachbereiche erhöhen. Im Anschluss hieran wird in Abschnitt 3 auf Basis der vorliegenden finanzstatistischen Daten und der Vorarbeiten von HIS und

[5] Vgl. für die USA de Groot et al. 1991, Koshal/Koshal 1999, für das Vereinigte Königreich Glass et al. 1995, 1998, 2000, Athanassopoulos/Shale 1997, für Australien Madden et al. 1997, für Japan Cohn et al 1989 und Hashimoto/Kohn 1997 und für Brasilien Marinho et al. 1997.

Wissenschaftsrat[6] eine Konzeption zur Errechnung der relevanten Kostengrößen für die laufenden Gesamtkosten und die lehre-bezogenen Kosten entwickelt. Mit den so errechneten Kosten werden beide Modelle der Kostenfunktion sodann einmal ohne und einmal mit Berücksichtigung eines Qualitätsindikators ökonometrisch geschätzt und die empirischen Ergebnisse in Abschnitt 4 vorgestellt und diskutiert. Den Abschluss des Papiers bildet eine Zusammenfassung in Abschnitt 5.

2 Der Untersuchungsansatz

Aus modelltheoretischer Sicht können Kostenfunktionen zum einen direkt in Abhängigkeit der Inputfaktoren (Arbeit, Kapital etc.) und ihrer Preise, zum anderen indirekt in Abhängigkeit des erstellten Outputs (Lehr- und Forschungsleistungen) spezifiziert werden. In der internationalen Literatur zur Schätzung von Hochschul-Kostenfunktionen sind beide Spezifikationen bereits zur Anwendung gekommen.[7] Bedauerlicherweise sind für bundesdeutsche Universitäten Daten über Inputmengen und –preise der Faktoren Kapital und Arbeit nicht verfügbar,[8] so dass auf die indirekte Spezifikation der Kostenfunktion, d.h. in Abhängigkeit vom Output zurückgegriffen werden muss. Diese Spezifikation bietet jedoch andererseits auch den Vorteil, dass die Funktion vergleichsweise unproblematisch um die Berücksichtigung der Qualitätsdimension des Outputs erweitert werden kann.

Als funktionale Form wurde den Arbeiten von Cohn et al. (1989), Hashimoto/Cohn (1997) und Koshal/Koshal (1999) folgend eine quadratische Funktion mit Fixkosten unterstellt. Die Funktion basiert auf der von Baumol et al. (1982) entwickelten „Flexible Fixed Cost Quadratic Function“ (FFCQ-Funktion) und lautet in ihrer allgemeinen Formulierung mit (m) Outputelementen

---

6 Vgl. Wissenschaftsrat 1997, HIS 1998, Kuhnert/Leszczensky 1998, Leszczensky et al. 2000.

7 Für Beispiele für inputabhängige Funktionen vgl. de Groot et al. 1995 und Glass et al. 1991, die eine Translog-Produktionsfunktion verwenden, sowie Glass et al. 1998, 2002 und Athanasspoulos/Shale 1997, bei denen ein Linear-Programming-Ansatz zum Einsatz kommt. Outputabhängige Funktionen wurden u.a. von Cohn et al. (1989), Hashimoto/Cohn 1997 und Koshal/Koshal 1999 verwendet.

8 Ursache hierfür ist in erster Linie der Tatbestand, dass an den meisten Universitäten keine kaufmännische Kostenrechnung, sondern das System der kameralistischen Buchhaltung gepflegt wird.

$$TC = a_0 + \sum_{i=1}^{m} a_i F_i + \sum_{i=1}^{m} b_i Y_i + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^{m} \sum_{j=1}^{m} c_{ij} Y_i Y_j$$

wobei mit TC die totalen Kosten, mit F_i eine Dummy-Variable zur Bestimmung outputspezifischer Fixkosten[9], mit Y_i die Ausbringungsmenge des i-ten Outputs und mit a_i, b_i und c_{ij} die jeweiligen Koeffizienten bezeichnet sind.

Für die vorliegende Studie wurde die allgemeine Form der FFCQ-Funktion in zwei konkreten Varianten spezifiziert. In einer ersten Variante wurde die Funktion als Ein-Output-Funktion allein für den Output „Lehre“, in einer zweiten Version als verbundene Kostenfunktion für den simultan erstellten Output von „Lehre“ und „Forschung“ formuliert. Die Hinzunahme der Forschung als zweiter, möglicherweise aus einem verbundenen Entstehungsprozess hervorgehenden Outputdimension ergibt sich aus dem Tatbestand, dass bereits die universitären Grundmittel per se sowohl für Forschungs- als auch für Lehrtätigkeiten bestimmt sind, sowie aus der Überlegung, aus Drittmittelgeldern könnten Anschaffungen und Personalstellen bestritten werden, die sowohl die Forschungs- als auch die Lehrleistung der Fachbereiche erhöhen.

Funktionale Form und Skaleneffekte im Ein-Output-Fall

Im Ein-Output-Fall lautet die Funktion in den Varianten ohne bzw. mit Berücksichtigung der Qualitätsdimension formal

$$TC = a + bz + \frac{1}{2} cz^2 \qquad \text{bzw.} \qquad TC = a + bz + \frac{1}{2} cz^2 + dzq$$

wobei mit z der Output der Lehre, mit q ein Qualitätsindikator und mit d der Koeffizient des Qualitätsindikators bezeichnet wird.

Ausgehend von dieser Gesamtkostenfunktion errechnen sich die Durchschnittskosten der Lehre (AC_z) und die Grenzkosten der Lehre (MC_z) als

$$AC_z = \frac{TC}{z} = \frac{a}{z} + b + \frac{1}{2} cz \qquad \text{bzw.} \qquad AC_z = \frac{TC}{z} = \frac{a}{z} + b + \frac{1}{2} cz + dq$$

und

$$MC_z = \frac{\partial TC}{\partial z} = b + cz \qquad \text{bzw.} \qquad MC_z = \frac{\partial TC}{\partial z} = b + cz + dq$$

[9] Hierbei ist F_i=0, sofern die Ausbringung des i-ten Outputs Null ist, und F_i=1, sofern die Ausbringung positiv ist.

Die optimale Fachbereichsgröße bestimmt sich nach dem Minimum der Durchschnittskostenfunktion AC_z. Durch Nullsetzen der ersten Ableitung von AC_z nach z

$$\frac{\partial AC_z}{\partial z} = -\frac{a}{z^2} + \frac{1}{2}c$$

erhält man für den Output „Lehre“ im Betriebsoptimum die Beziehung

$$z_{OPT} = \sqrt{\frac{2a}{c}}.$$

Positive Skaleneffekte und damit das Potential für Einsparungen durch Ausweitung des Fachbereichs liegen vor, sofern die Skalenelastizität, definiert als

$$\varepsilon_z = \frac{AC_z}{MC_z} = \frac{\frac{a}{z} + b + \frac{1}{2}cz}{b + cz} \qquad \text{bzw.} \quad \varepsilon_z = \frac{AC_z}{MC_z} = \frac{\frac{a}{z} + b + \frac{1}{2}cz + dq}{b + cz + dq}$$

einen Wert größer als Eins annimmt. Ist ε_z kleiner als Eins, so ist die optimale Fachbereichsgröße bereits überschritten und es liegen sinkende Skalenerträge vor.

Funktionale Form und Skaleneffekte im Zwei-Output-Fall

Geht man davon aus, dass Lehre und Forschung das Resultat eines verbundenen Entstehungsprozesses sind, so ist die Kostenfunktion in einer Zwei-Output-Version zu spezifizieren. Sie lautet dann in der Variante mit und ohne Qualitätsvariable für den Output „Lehre“:[10]

$$TC = a + b_1 z + b_2 r + \frac{1}{2}c_{11}z^2 + \frac{1}{2}c_{12}zr + \frac{1}{2}c_{22}r^2$$

$$\text{bzw.} \quad TC = a + b_1 z + b_2 r + \frac{1}{2}c_{11}z^2 + \frac{1}{2}c_{12}zr + \frac{1}{2}c_{22}r^2 + dzq$$

Ausgehend von dieser Gesamtkostenfunktion errechnen sich die Grenzkosten der Lehre (MC_z) als

[10] Auf die Berücksichtigung outputspezifischer Fixkosten wurde verzichtet, da an allen Universitäten der Output der Lehre positiv ist.

$$MC_z = \frac{\partial C}{\partial z} = b_1 + c_{11}z + \frac{1}{2}c_{12}r$$

bzw. $$MC_z = \frac{\partial C}{\partial z} = b_1 + c_{11}z + \frac{1}{2}c_{12}r + dq$$

Die gemischte Ableitung

$$MC_{r,z} = \frac{\partial^2 TC}{\partial r \partial z} = c_{12}$$

lässt auf das Komplementaritätsverhältnis zwischen den beiden Outputs schließen: Ist c_{ij} negativ, so liegt eine Kostenkomplementarität zwischen Forschungs- und Lehrleistungen vor, so dass die simultane Erstellung beider Outputs Kostenvorteile bietet. Ist der Koeffizient positiv, so besteht Kostensubstitutionalität zwischen Forschungs- und Lehrleistungen, so dass in diesem Fall durch simultane Erstellung kein Potenzial für Kostenvorteile besteht.[11]

Wie von Cohn et al. (1989) dargestellt wurde, besteht ein Problem im Multi-Output-Fall darin, dass eine direkte Analogie zur Durchschnittskostenfunktion im Ein-Output-Fall nicht existiert, da nicht klar ist, welche Größe im Nenner anzusetzen ist. Von Baumol et al. (1982) wurde ersatzweise die Berechnung der durchschnittlichen inkrementalen Kosten AIC_i des i-ten Outputs vorgeschlagen. Sie errechnen sich für den Output „Lehre“ als

$$AIC_z = \frac{TC(z,r) - TC(0,r)}{z} = b_1 + \frac{1}{2}c_{11}z + \frac{1}{2}c_{12}r$$

bzw. $$AIC_z = \frac{TC(z,r) - TC(0,r)}{z} = b_1 z + \frac{1}{2}c_{11}z + \frac{1}{2}c_{12}r + dq$$

In Anlehnung an den Ein-Output-Fall ergibt sich die produkt-spezifische Skalenelastizität bei Ausweitung der Lehre als

$$\varepsilon_z = \frac{AIC_z}{MC_z} = \frac{b_1 + \frac{1}{2}c_{11}z + \frac{1}{2}c_{12}r}{b_1 + c_{11}z + \frac{1}{2}c_{12}r} \quad \text{bzw.} \quad \varepsilon_z = \frac{AIC_z}{MC_z} = \frac{b_1 + \frac{1}{2}c_{11}z + \frac{1}{2}c_{12}r + dq}{b_1 + c_{11}z + \frac{1}{2}c_{12}r + dq}$$

wobei ebenso wie im Ein-Produkt-Fall positive Skaleneffekte bei einer Elastizität größer Eins gegeben sind. Die Skalenelastizität bei proportionaler Ausdehnung von Lehre und Forschung errechnet sich als

[11] Vgl. Koshal/Koshal 1999, Hashimoto/Cohn 1997.

$$\varepsilon_{z,gl} = \frac{TC}{zMC_z + rMC_r} = \frac{a + b_1 z + b_2 r + \frac{1}{2}c_{11}z^2 + \frac{1}{2}c_{12}zr + \frac{1}{2}c_{22}r^2}{b_1 z + c_{11}z^2 + b_2 r + c_{22}r^2 + + c_{12}rz}$$

$$\text{bzw.} \quad \varepsilon_{z,gl} = \frac{TC}{zMC_z + rMC_r} = \frac{a + b_1 z + b_2 r + \frac{1}{2}c_{11}z^2 + \frac{1}{2}c_{12}zr + \frac{1}{2}c_{22}r^2 + dzq}{b_1 z + c_{11}z^2 + b_2 r + c_{22}r^2 + c_{12}rz + dzq}$$

Positive Skaleneffekte liegen auch in diesem Fall vor, wenn eine Elastizität größer Eins besteht.

Neben dem aus dem Ein-Output-Fall bekannten Konzept der Skalenelastizität ist im Zwei-Output-Fall die Möglichkeit von Kostenersparnissen durch verbundene Produktion zu berücksichtigen. Diese Verbundvorteile[12] errechnen sich als[13]

$$\eta_z = \frac{TC(r,0) + TC(0,z) - TC(r,z)}{TC(r,z)} = \frac{a - \frac{1}{2}c_{12}rz}{a + b_1 z + b_2 r + \frac{1}{2}c_{11}z^2 + \frac{1}{2}c_{12}rz + \frac{1}{2}c_{22}r^2}$$

Eine Kostenersparnis durch Verbundvorteile liegt vor, wenn sich für η_z ein Wert größer Null ergibt.

3 Verwendete Variablen

In der empirischen Untersuchung wurden alle offenen staatlichen Universitäten berücksichtigt, die mindestens einen der drei Diplomstudiengänge Betriebswirtschaftslehre, Volkswirtschaftslehre oder Wirtschaftswissenschaften /Ökonomie anbieten und bei denen in den Wintersemestern 1996/1997 bis 1999/2000 mindestens 200 Studierende eingeschrieben waren. Aufgrund der problematischen Kostenzurechnung zwischen Fachhochschul- und Universitätsstudiengängen mussten Gesamthochschulen aus der Untersuchung ausgeklammert werden. Private Hochschulen sowie die Universitäten der Bundeswehr sind in der Untersuchung ebenfalls unberücksichtigt.

---

[12] Verbundvorteile sind in der englischen Literatur unter dem Fachterminus „economies of scope“ bekannt.

[13] Vgl. Cohn et al. 1989, Hashimoto/Cohn 1997, und Koshal/Koshal 1999.

Berechnung der Gesamtausgaben

Die Daten zu den Ausgabenbestandteilen entstammen der Hochschulfinanzstatistik und der Drittmittelstatistik des Statistischen Bundesamtes für die Jahre 1996 bis 1999. Als abhängige Variable werden im Ein-Output-Fall die auf die Lehre bezogenen laufenden Gesamtausgaben, im Zwei-Output-Fall die allgemeinen laufenden Gesamtausgaben des Lehr- und Forschungsbereiches Wirtschaftswissenschaften verwendet, die sich aus den direkten laufenden Ausgaben der Lehr- und Forschungsbereiche und einer anteiligen Umlage der Kosten zentraler Einrichtungen auf die Lehr- und Forschungsbereiche zusammensetzen. Die Wahl der laufenden Gesamtausgaben als abhängiger Variable folgt der Vorgehensweise in der internationalen Literatur[14] und ist von einer Kostenrechnung im betriebswirtschaftlichen Sinne abzugrenzen: Während im letzteren Fall auch Kosten berücksichtigt werden, denen keine Ausgaben gegenüberstehen (wie beispielsweise Abschreibungen), sind in der gegenwärtigen Studie nur diejenigen Kosten berücksichtigt, die in der staatlichen Ausgabenrechnung verzeichnet sind. Angesichts der derzeit an den Universitäten nur rudimentär vorhandenen Kostenrechnungsdaten wäre die Zurechnung von Kosten, denen keine Ausgaben gegenüber stehen, zu spekulativ, um sie in eine Schätzung einzubeziehen.

Ein grundsätzliches Problem bei der Berechnung der Gesamtkosten ergibt sich durch die sogenannte Lehrverflechtung: An der Ausbildung eines Studierenden der Wirtschaftswissenschaften sind außer dem wirtschaftswissenschaftlichen noch weitere Lehr- und Forschungsbereiche beteiligt.[15] Zur exakten Berechnung der Kosten der wirtschaftswissenschaftlichen Studiengänge müssten die Kosten aller beteiligten Lehr- und Forschungsbereiche anteilig auf die Studiengänge umgelegt werden. Hierzu wäre eine detaillierte Lehrverflechtungsmatrix für jede Hochschule erforderlich, aus der die Lehrleistungen der einzelnen Fachbereiche für jeden Studiengang hervorgehen. Bedauerlicherweise ist eine solche Matrix nur für eine geringe Zahl von Universitäten überhaupt verfügbar, so dass auf die Berücksichtigung der Lehrleistungen anderer Fachbereiche verzichtet werden musste.

Die Berechnung der laufenden Gesamtausgaben erfolgt in Anlehnung an die von HIS (1998), Kuhnert/Leszczensky (1998) und Wissenschaftsrat (1997) publizierten Vorarbeiten. Im einzelnen wurde bei der Berechnung wie folgt

[14] Vgl. z.B. Cohn et al. 1989, Hashimoto/Cohn 1997, und Koshal/Koshal 1999.
[15] Vgl. Wissenschaftsrat 1997, HIS 1998, Kuhnert/Leszczensky 1998.

verfahren. Zunächst wurden die laufenden Gesamtausgaben des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften (Fachbereichs-Code 290) errechnet, die sich als Summe folgender Ausgabenkategorien der Hochschulfinanzstatistik zusammensetzen:

- Personalausgaben (Kategorie A1)
- Übrige sächliche Verwaltungsausgaben (Kategorie A3)
- Zuschüsse für laufende Zwecke (Kategorie A4)
- Sonstiger Erwerb beweglicher Sachen (Kategorie A8)

Die Ausgabenpositionen Erwerb von Grundstücken (A5), Baumaßnahmen (A6), Ersteinrichtung im Rahmen von Baumaßnahmen (A7) fallen nicht unter die laufenden Ausgaben der Fachbereiche und sind deshalb nicht zu berücksichtigen. Die Ausgabenposition Unterhaltung von Grundstücken und Gebäuden (A2) ist stark von der Eigentümerschaft der Immobilien beeinflusst, was die Gefahr von Verzerrungen bei der Berechnung der laufenden Ausgaben mit sich bringt. Auch diese Ausgabenposition wurde deshalb aus der Untersuchung herausgenommen.[16]

Neben den direkten Kosten der Lehr- und Forschungsbereiche sind anteilige Kosten zentraler Einrichtungen der Hochschule (insbesondere zentrale Verwaltung, Bibliothek und Rechenzentrum) gemäß eines Umlageschlüssels zu berücksichtigen. Als umlagefähige Ausgabenpositionen wurden einbezogen:

- die zentrale Hochschulverwaltung (Fachbereichs-Code 880)
- zentral verwaltete Hörsäle (Fachbereichs-Code 890)
- die Zentralbibliothek (Fachbereichs-Code 900)
- das Rechenzentrum (Fachbereichs-Code 910),

von denen wiederum jeweils die Ausgabenpositionen A1, A3, A4 und A8 berücksichtigt wurden. Die Einrichtungen „zentrale wissenschaftliche Einrichtungen“ (Fachbereichs-Code 920), „zentrale Betriebs- und Versorgungseinrichtungen“ (Fachbereichs-Code 930), „soziale Einrichtungen“ (Fachbereichs-Code 940), „übrige Ausbildungseinrichtungen“ (Fachbereichs-Code 950) und „hochschulverbundene und hochschulfremde Einrichtungen“ (Fachbereichs-Code 960) sind ohne genaue Kenntnis der einzelnen Hochschulen den Fachbereichen nicht sinnvoll zuzurechnen und wurden deshalb nicht

[16] Vgl. Wissenschaftsrat 1997, HIS 1998.

berücksichtigt. Die Ausgaben der zentralen Einrichtungen wurden in einer Abwandlung der von Kuhnert/Leszczensky (1998) angewandeten Methodik nach dem Umlageschlüssel (0,5*Anteil der Studenten + 0,5*Anteil der Personalkosten) auf den Fachbereich Wirtschaftswissenschaften umgelegt.

Schließlich sind bei der Berechnung der laufenden Gesamtausgaben einige Spezifika der Berliner Universitäten zu berücksichtigen.[17] Im Unterschied zu den Universitäten anderer Bundesländer haben die Berliner Hochschulen einige Aufgaben zu erfüllen, die andernorts von Fachministerien oder anderen staatlichen Stellen erbracht werden. Insbesondere haben Berliner Hochschulen Personalhoheit und tragen deshalb die Aufwendungen für die Personalverwaltung von Beamten und Angestellten in voller Höhe, ebenso alle Aufwendungen der Gehalts- und Lohnstelle und der Bearbeitung von Beihilfen. Des weiteren fallen für die Hochschulen Ausgaben für die Lohn- und Gehaltszahlung über das Landesamt für Informationstechnik und Aufwendungen für die Altersversorgung (Versorgungsbezüge und Beihilfen) an. Ferner sind in den Hochschulhaushalten Mittel für Bauinvestitionen enthalten, wobei in Berlin sowohl Bundes- als auch Landesmittel erfasst sind, während in anderen Ländern im Hochschuletat nur Landesmittel enthalten sind. Analoges gilt für Mittel für die Bauunterhaltung und teilweise auch für Großgeräte-Investitionen, die in den Hochschulhaushalten anderer Länder ebenfalls nicht enthalten sind. Diese Sonderaufgaben der Berliner Universitäten müssen bei der Berechnung der lehrbezogenen Ausgaben berücksichtigt werden. Die Anteile der Ausgaben für Sondertatbestände betrugen laut HIS (1998) im Bezugsjahr 1996 für die Freie Universität Berlin 27,4 %, für die Technische Universität Berlin 24,4 % und für die Humboldt Universität Berlin 21,2 % der gewöhnlichen Gesamtausgaben. Da die entsprechenden Daten für die Untersuchungsjahre 1997 bis 1999 nicht verfügbar sind, wurden die Werte für 1996 als Näherungsgrößen verwendet und die Gesamtausgaben der genannten drei Universitäten entsprechend bereinigt. Die Summe aus direkten Fachbereichskosten und anteiligen Umlagen nach Berücksichtigung der „Berlin-Korrektur“ ergibt die Summe der im Modell mit zwei Outputs (Forschung und Lehre) zu berücksichtigenden Gesamtkosten.

Für das Modell mit nur einem Output (Lehre) sind die so errechneten Gesamtkosten um den Ausgabenanteil für Forschungsleistungen zu bereinigen. Hierzu sind von den Gesamtkosten zunächst als nicht-lehre-bezogene Ausgaben die Drittmittelausgaben abzuziehen. Darüber hinaus ist zu berücksichtigen, dass

[17] Vgl. HIS 1998.

auch die wissenschaftlichen Planstellen sowohl Lehr- als auch Forschungsleistungen erbringen. Zur Quantifizierung des Forschungsanteils wurden verschiedene Modelle entwickelt, die jedoch allesamt Schwächen aufweisen und aufgrund der Suggerierung einer Scheingenauigkeit kritisiert worden sind.[18] Die amtliche Statistik verwendet sogenannte FuE-Koeffizienten, die indirekt über den Zeitaufwand für Lehre und andere Tätigkeiten außer Forschung und Lehre als Anteilsatz der Grundausstattung berechnet werden. Dieser FuE-Koeffizient beträgt für den Fachbereich Wirtschaftswissenschaften 0,348,[19] zur Berechnung der lehre-bezogenen Gesamtausgaben wurden entsprechend die drittmittelbereinigten Ausgaben mit (1 – 0,348) multipliziert.

Erklärende Variablen

Als erklärende Variablen der outputabhängigen Kostenfunktion für den Output „Lehre“ kommen grundsätzlich die Zahl der Studierenden, die Zahl der Absolventen und die Ausbildungskapazität (Studienplätze) in Betracht. Die Spezifikation der Funktion in Abhängigkeit von den aktuellen Absolventenzahlen hat den Nachteil, dass in diesem Fall dem Output nicht nur Leistungen der gegenwärtigen, sondern auch früherer Perioden gegenüberstehen. Darüber hinaus stellt sich das Problem, dass die Absolventenzahlen von den Studienanfängerzahlen aus der Vergangenheit beeinflusst sind, was bei stark schwankenden Studierendenzahlen (insbes. bei neuen oder deutlich modifizierten Studiengangangeboten) zu Verzerrungen der Ergebnisse führen kann.[20] Eine Spezifikation in Abhängigkeit von der Ausbildungskapazität ist ebenfalls problematisch, da in der Realität stets auftretende Über- bzw. Unterauslastungen von Fachbereichen nicht berücksichtigt werden können. Gerade diese sind jedoch für die Effizienz der Fachbereiche maßgeblich relevant. Für die vorliegende Studie wurde deshalb eine Spezifikation in Abhängigkeit von den Studierendenzahlen gewählt, womit der Nachteil in Kauf genommen werden musste, dass mit den Studierendenzahlen nicht das eigentlich angestrebte „Endprodukt“ der Universitätsausbildung, nämlich der Absolvent mit Hochschulabschluss erfasst werden kann. Verglichen mit den erwähnten methodischen Problemen, die mit der Verwendung der Absolventenzahlen verbunden sind, ist dies jedoch als der geringere Nachteil zu betrachten.

---

[18] Vgl. Wissenschaftsrat 1997.
[19] Vgl. Wissenschaftsrat 1997.
[20] Vgl. Cohn et al. 1989.

Primäre erklärende Variablen in der Kostenfunktion sind somit im Ein-Output-Modell die Studierendenzahl und die Studierendenzahl im Quadrat. Im Zwei-Output-Modell stellt sich die Frage nach der Messung des Forschungsoutputs. Da geeignete Maße für den wissenschaftlich relevanten Forschungsoutput wie beispielsweise Zitationsindizes nicht in ausreichendem Umfang verfügbar sind, wurde Cohn et al. (1989), Hashimoto/Cohn (1997) und Koshal/Koshal (1998) folgend zur Messung des Forschungsoutputs auf die Drittmitteleinnahmen zurückgegriffen. Entsprechend der Spezifikation der Kostenfunktion wurden somit als erklärende Variablen die Drittmitteleinnahmen, die Drittmitteleinnahmen im Quadrat und die Drittmitteleinnahmen multipliziert mit der Anzahl der Studierenden herangezogen. Die Angaben zu den Studierendenzahlen entstammen der Studierendenstatistik des Statistischen Bundesamtes und beziehen sich auf die Wintersemester 1996/1997 bis 1999/2000. Die Angaben zu den Drittmitteleinnahmen entstammen der Drittmittelstatistik des Statistischen Bundesamtes.

Für die Schätzung unter Berücksichtigung der Ausbildungsqualität ist die Wahl eines Indikators für die Ausbildungsqualität erforderlich. Wünschenswert wäre es, die Ausbildungsqualität anhand der Arbeitsmarkterfolge der jeweiligen Absolventen messen zu können, jedoch liegen diesbezüglich derzeit keinerlei verlässliche Daten vor. Andere gängige Indikatoren mit einer qualitativen Komponente wie die Studiendauer, die Abbrecherquote oder die Betreuungsrelation lassen wiederum keine eindeutigen Rückschlüsse auf die Qualität der Ausbildung zu. In der jüngeren Vergangenheit haben insbesondere die sogenannten Hochschulranglisten Beachtung gefunden; sie stellen beim derzeitigen Stand der Evaluation bei allen methodischen Vorbehalten die gängigsten Qualitätsindikatoren dar. In einer Studie von Büttner/Kraus/Rincke (2003), die den Einfluss der bekanntesten Hochschulranglisten auf die Studienortwahl zum Gegenstand hatte, wurde gezeigt, dass für alle untersuchten Ranglisten eine bessere Bewertung mit einer höheren Nachfrage der Studierenden nach Ausbildung an dem entsprechenden Hochschulstandort verbunden ist.[21] Allerdings ist dieser Effekt nur für die im sog. „FOCUS-Professorenurteil“ ausgewiesenen Bewertung der Fachbereiche durch die Professoren signifikant. Ausgehend von dieser Studie wurde als Qualitätsvariable Q das „FOCUS-Professorenurteil“ ausgewählt.[22] Aufgrund der Schul

[21] Für die Untersuchung wurden die Ranglisten der Zeitschriften „DER SPIEGEL“, „FOCUS“ und „STERN“ bzw. „STIFTUNG WARENTEST“ herangezogen.

[22] Vgl. FOCUS 1997a, 1997b. Für Zwecke der Sensitivitätsanalyse wurden ferner Vergleichsschätzungen unter Verwendung weiterer Ranglisten durchgeführt.

notenskala, in der niedrigere Werte eine bessere Qualität kennzeichnen, ist in der Schätzung der Kostenfunktion ein negativer Koeffizient für diese Variable zu erwarten.

Als weitere möglicherweise einflussreiche Kontrollvariablen wurden die Variablen STUDANT, DAUER und WANDER berücksichtigt. Die Variable STUDANT enthält den Anteil der Studierenden des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaften an der Gesamtzahl der Studierenden der jeweiligen Universität. Die Variable wurde anhand der Studierendenstatistik des Statistischen Bundesamtes errechnet und wurde als ein Näherungsindikator für das Ausmaß der Lehrverflechtung hinzugenommen: Es wird hierbei vermutet, dass an Universitäten, an denen die Wirtschaftswissenschaften einen geringeren Anteil der Studierenden stellen, eine geringere Zahl an Hilfsfächern in den Fachbereich selbst integriert ist und somit ein größerer Anteil an Lehrleistungen durch andere Lehr- und Forschungsbereiche erbracht wird, als dies bei Universitäten mit einem hohem Anteil wirtschaftswissenschaftlicher Studierender der Fall ist. Ist diese Vermutung richtig, so werden die Kosten kleinerer Fachbereiche tendenziell zu gering eingeschätzt. Es ist deshalb zu erwarten, dass der Koeffizient von STUDANT ein positives Vorzeichen aufweist. Die Variable DAUER beinhaltet den Median der Studiendauer in den wirtschaftswissenschaftlichen Studiengängen und entstammt der Studiendauer-Statistik des Statistischen Bundesamtes.[23] Da mit höherer Studiendauer das Verhältnis der Gesamtzahl der Studierenden zu den Studienplätzen und zur Lehrkapazität zunimmt, werden mit höherer Studiendauer die Kosten einer größeren Anzahl von Studierenden gegenüber gestellt, so dass für den Koeffizienten von DAUER ein negatives Vorzeichen zu erwarten ist. Neben Studierendenanteil und Studiendauer ist zu vermuten, dass für die Kostensituation eines Fachbereichs auch die Kapazitätsauslastung von erheblicher Bedeutung ist. Diese wiederum ist maßgeblich von der Entwicklung der Studierendenzahl in höheren Semestern und damit von der Abbrecherquote mitbestimmt. Bedauerlicherweise sind Daten über Abbrecherquoten aus der amtlichen Statistik nicht verfügbar. Das SPIEGEL-Ranking von 1999 weist für die dort gerankten Hochschulen eine Drop-Out-Quote aus, die die Wanderungsbilanz der Fachbereiche kennzeichnet und als prozentuale Zu- bzw. Abwanderung auf Basis der Anzahl der Absolventen im Prüfungsjahr 1997 im

[23] Dies gilt für alle Merkmalswerte mit Ausnahme der Studiendauern der Universitäten Bremen und Hamburg für das Jahr 1996, für die in der Statistik des Bundesamtes keine Angaben verfügbar sind. Für diese Beobachtungen wurden die Studiendauern aus der Statistik des Wissenschaftsrates (Wissenschaftsrat 2001) ergänzt.

Vergleich zur Anzahl der Studienanfänger im Studienjahr 1993 ermittelt worden ist.[24] Aus dieser Drop-Out-Quote wurde für die Zwecke der gegenwärtigen Studie eine Variable WANDER errechnet, die definiert ist als das Verhältnis der Absolventenzahl im Prüfungsjahr 1997 zur Zahl der Studienanfänger im Studienjahr 1993. Werte über Eins signalisieren eine Netto-Zuwanderung, Werte unter Eins eine Netto-Abwanderung Studierender an dem betreffenden Fachbereich. Da die Variable WANDER mit der Kapazitätsauslastung eines Fachbereichs im Zusammenhang steht, deutet ein Wert kleiner als Eins auf eine reduzierte Kapazitätsauslastung in den oberen Semestern hin. Entsprechend ist für den Koeffizienten von WANDER ein negatives Vorzeichen zu erwarten: Je niedriger die Wanderungsbilanz ausfällt, also je höher die Abwanderung ist, desto mehr Überkapazitäten mit entsprechend höheren Kosten je Studierendem weist der Fachbereich auf.

Im Modell mit einem Output (Lehre) wurde darüber hinaus die Variable DRITT als Kontrollvariable berücksichtigt. Die Variable DRITT entstammt der Hochschulfinanz- und Drittmittelstatistik des Statistischen Bundesamtes und ist definiert als das Verhältnis von Drittmittelausgaben zu lehre-bezogenen Gesamtausgaben. Sie wurde aufgenommen, um der Möglichkeit Rechnung zu tragen, dass aus Drittmittelgeldern Anschaffungen und Personalstellen bestritten werden, die sowohl die Forschungs- als auch die Lehrleistung des Fachbereichs erhöhen. Ist dies der Fall, so ist für den Koeffizienten von DRITT ein negatives Vorzeichen zu erwarten: Je höher die Drittmittelgelder, in desto höherem Maße können Aufwendungen für die Lehre durch Drittmittel mitgetragen werden und desto geringer können im Gegenzug die lehre-bezogenen Gesamtausgaben ausfallen.

4 Empirische Ergebnisse

4.1 Der Ein-Output-Fall

Die in Abschnitt 2 spezifizierte Kostenfunktion kann im Hinblick auf den ökonometrischen Schätzansatz sowohl als Gesamt- als auch als Pro-Kopf-Kostenfunktion geschätzt werden. In den ersten Schätzungen erwies sich die Spezifikation als Pro-Kopf-Kostenfunktion als die deutlich stabilere Variante, sie wurde daher bei allen folgenden Schätzungen zugrundegelegt. Formal erhält

[24] Vgl. Doerry/Mohr 1999.

man aus der Gesamtkostenfunktion die Pro-Kopf-Kostenfunktion mit bzw. ohne Berücksichtigung der Qualitätsvariable q:[25]

$$AC = \frac{1}{z}\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 z \qquad \text{bzw.} \qquad AC = \frac{1}{z}\gamma_0 + \gamma_1 + \gamma_2 z + \gamma_3 q$$

Hierbei entspricht – interpretiert anhand der Gesamtkostenfunktion – der Koeffizient γ_0 der Variable 1/z den Fixkosten, die Konstante der Studierendenzahl und die Variable z der Studierendenzahl im Quadrat.

Deskriptive Statistiken

Die deskriptiven Statistiken für die Studierendenzahl z, die inverse Studierendenzahl 1/z (im folgenden mit ZINV bezeichnet) sowie die in Abschnitt 3 beschriebenen erklärenden Variablen Q, STUDANT, WANDER und DRITT sind in Tabelle 1 zusammengefasst (Ausgabengrößen sind TDM notiert):

	Mittelwert	Standard-Abweichung	Minimum	Maximum
PKAUSG	4,7361	1,809262	0,6531759	1,15147
Z	2198	1452,659	207	9205
ZINV	0,00067	0,0005359	0,0001086	0,0048309
Q	2,9231	0,533194	1,6	3,9
DAUER	11,0301	0,9952409	7,5	13,3
DRITT	0,1369	0,1313548	0	0,807261
STUDANT	0,1425	0,1057434	0,019	0,871084
WANDER	0,7061	0,2171605	0,29	1,33

Tabelle 1

Schätzung ohne Berücksichtigung der Qualitätsdimension

In einem ersten Schritt wurde die reine Pro-Kopf-Kostenfunktion ohne Berücksichtigung der Qualitätsdimension und ohne die Einführung weiterer Kontrollvariablen geschätzt. In den ersten Schätzungen erwiesen sich die Schätzergebnisse als stark sensitiv gegenüber der Berücksichtigung der mit Abstand kleinsten bzw. der mit Abstand größten Fachbereiche (Greifswald bzw. Köln). Da keinerlei Hinweise verfügbar sind, ob diese einflussreichen Beobachtungen eine für ihre Fachbereichsgröße typische oder atypische Struktur aufweisen,

[25] Hierbei wird der Koeffizient c aus dem theoretischen Modell durch $\gamma_2 = 1/2 * c$ geschätzt.

wurden sie versuchsweise aus der Analyse eliminiert, woraufhin sich die Ergebnisse als in akzeptablen Maße robust gegenüber der Berücksichtigung weiterer Fachbereiche erwiesen.

Da die im Anschluss an die erste OLS-Schätzung durchgeführten White-Tests und Cook-Weissberg-Tests auf Heteroskedastie signifikant ausfielen, wurden die Standardfehler der OLS-Schätzung nach Maßgabe der Heteroskedastiekorrektur nach White (1980) korrigiert. Darüber hinaus wurden Schätzungen mit panel-korrigierten Standardfehlern (PCSE) durchgeführt,[26] wobei einmal OLS unter der Annahme reiner Heteroskedastie und, da die Vermutung autokorrelierter Störterme im vorliegenden Sachverhalt naheliegend ist, ein zweites Mal Prais-Winsten unter der Annahme von Heteroskedastie und Autokorrelation erster Ordnung (AR1) geschätzt worden ist. Schließlich wurden zwei Schätzungen im Rahmen eines Stochastic Frontier Ansatzes vorgenommen. Stochastic Frontier Ansätze wurden insbesondere von Aigner, Lovell und Schmidt (1977) speziell zur ökonometrischen Analyse von Produktions- und Kostenfunktionen entwickelt und tragen dem Tatbestand Rechnung, dass die Kostenfunktion stets eine theoretische Untergrenze der Kosten je Outputeinheit angibt, von der die tatsächlichen Kosten in mehr oder weniger hohem Maße abweichen.[27] In Frontier-Modellen wird nun die beobachtete Abweichung auf zweierlei Faktoren zurückgeführt, nämlich zum ersten auf technische Ineffizienzen, die stets Abweichungen in positiver Richtung hervorbringen, und zum zweiten auf firmenspezifische Eigenschaften, die positive und negative Abweichungen von der Grenze verursachen können. Entsprechend wird im ökonometrischen Schätzansatz der Störterm in zwei Komponenten aufgespaltet: Die erste Komponente entspricht dem herkömmlichen Störterm; für seine Zufallsverteilung wird die bekannte Normalverteilungsannahme unterstellt. Die zweite Komponente ist der sogenannte Ineffizienzterm, der nur positive Werte annehmen kann. Für seine Spezifizierung sind insbesondere zwei Verteilungsannahmen gebräuchlich, nämlich der absolute Wert einer normalverteilten Variable (halbnormales Frontier-Modell) und eine exponentiell verteilte Variable (exponentiales Frontier-Modell). Das Frontier-Modell lässt aufgrund dieser Störterm-Zerlegung die Separierung technischer Ineffizienzen von anderweitig verursachten Abweichungen sowie das Durchführen von Hypothesentests im Hinblick auf das

[26] Vgl. zum Verfahren der panel-korrigierten Standardfehler Beck/Katz 1995.
[27] Vgl. zum folgenden Greene 2002.

Vorliegen von Ineffizienzen zu.[28] Die Ergebnisse der genannten Schätzungen für die um Köln und Greifswald reduzierte Stichprobe sind in Tabelle 2 im Tabellenanhang (linke Tabellenhälfte) dargestellt.

Die Resultate zeigen einen hohen Fixkostenanteil von ca. 4.500 TDM, einen in den ersten drei Schätzungen signifikant positiven Koeffizienten für die Studierendenzahl sowie einen ebenfalls positiven und stets signifikanten Koeffizienten für die Studierendenzahl im Quadrat. Für die Kostenfunktion ist somit ein nichtlinearer Verlauf mit positiven zunehmenden Grenzkosten zu vermuten, der auf die Existenz einer positiven Optimalgröße für die Fachbereiche hindeutet. Die unter dem Frontier-Ansatz getestete Hypothese der Abwesenheit technischer Ineffizienzen kann mit einem p-Wert von 0,028 bzw. 0,019 in dieser Spezifikation klar verworfen werden.

Die im Anschluss an die Basisschätzungen durchgeführten Tests auf Normalverteilung der Residuen in Modell 1 zeigten signifikante Abweichungen von der theoretischen Normalverteilung, was das Vorhandensein weiterer Einflussfaktoren nahe legt. Entsprechend wurden in einem zweiten Set von Schätzungen als kontrollierende Regressoren die Variablen DAUER, DRITT, STUDANT und WANDER hinzugezogen. Die im Anschluss an die Einführung dieser Kontrollvariablen erneut durchgeführten Normalverteilungstests fielen insignifikant aus, darüber hinaus konnte das Ausmaß der Heteroskedastie reduziert werden. Die Ergebnisse sind ebenfalls in Tabelle 2 (rechte Tabellenhälfte) zusammengefasst.

Bei Hinzunahme der Kontrollvariablen weisen diese die erwarteten Vorzeichen auf.[29] Als hochsignifikant erweist sich insbesondere die Variable DAUER, deren Berücksichtigung sich in versuchsweisen Schätzungen mit schrittweisem Einschluss der Kontrollvariablen als ausschlaggebend für die Differenzen der Kostenstruktur im Vergleich zur Spezifikation ohne Kontrollvariablen erwies. Im Hinblick auf das Vorliegen technischer Ineffizienzen ist nunmehr der p-Wert des entsprechenden Hypothesentests mit 0,111 bzw. 0,121 deutlich höher und die Teststatistik ist somit in dieser Spezifikation insignifikant.

---

[28] Im Rahmen der Untersuchungen wurden auch heteroskedastie-korrigierte Varianten des Frontier-Ansatzes geschätzt, deren Ergebnisse äußerst sensitiv gegenüber Spezifikationsänderungen waren und die teilweise starke Konvergenzprobleme zeigten. Beides ist vermutlich auf die geringe Anzahl von Beobachtungen in der gegenwärtigen Studie zurückzuführen.

[29] Vgl. hierzu die Ausführungen in Abschnitt 3.

Schätzung unter Berücksichtigung der Qualitätsdimension

In einem zweiten Schritt wurde die Pro-Kopf-Kostenfunktion unter Berücksichtigung des Qualitätsindikators Q (FOCUS-Professorenurteil) geschätzt, wobei ebenfalls im Anschluss an signifikante Ergebnisse der Tests auf Heteroskedastie eine Heteroskedastiekorrektur nach White sowie mit panelkorrigierten Standardfehlern einmal unter der Annahme reiner Heteroskedastie und einmal unter der Annahme von Heteroskedastie und Autokorrelation erster Ordnung durchgeführt wurden. Auch hier wurden zusätzlich zwei Schätzungen im Rahmen des Stochastic Frontier Ansatzes vorgenommen. Die Ergebnisse der Schätzungen ohne Kontrollvariablen sind in Tabelle 3 im Tabellenanhang (linke Seite) zusammengefasst.

Gegenüber dem Basismodell ohne Qualitätsindikator und ohne Kontrollvariablen zeigen sich nur geringfügige Veränderungen der Koeffizienten der Variablen ZINV und Z. Schon deutlicher fällt die Veränderung in der Konstanten (d.h. bzgl. Studierendenzahl) aus, der sich insbesondere in den OLS- und PCSE-Fällen um etwa 50 Prozent erhöht. Der Koeffizient der Variablen Q fällt wie erwartet negativ aus (d.h. eine Verbesserung des FOCUS-Professorenurteils würde c.p. durch eine Erhöhung der Kosten je Studierendem zu erkaufen sein), er ist jedoch in allen Fällen insignifikant. Die Hypothese der Abwesenheit technischer Ineffizienzen kann nunmehr im exponentialen Frontier-Ansatz mit p-Werten von 0,014 bzw. 0,008 wiederum klar verworfen werden.

Auch in der Schätzung unter Berücksichtigung der Qualitätsdimension fielen die Normalverteilungstests für die Residuen signifikant aus, was durch die Hinzunahme der Kontrollvariablen DAUER, WANDER, DRITT und STUDANT korrigiert werden konnte. Die Resultate der Schätzung mit den genannten Kontrollvariablen sind ebenfalls in Tabelle 3 (rechte Seite) dargestellt.

Die Ergebnisse zeigen bei Hinzunahme der Kontrollvariablen wie schon im Modell ohne Qualitätsdimension eine deutliche Veränderung der Koeffizienten von ZINV und der Konstanten, die vor allem dem Einfluss der Variable DAUER zuzurechnen ist. Nach Hinzunahme der Kontrollvariablen ist ferner die Qualitätsvariable nunmehr erstmals schwach signifikant. Neben DAUER ist in dieser Spezifikation auch der Einfluss des Studierendenanteils STUDANT in den Frontier-Schätzungen schwach signifikant. Im Hinblick auf das Vorhandensein technischer Ineffizienzen ist der p-Wert des entsprechenden Hypothesen

tests in den Frontier-Ansätzen zwar wiederum höher als in der Spezifikation ohne Kontrollvariablen, jedoch ist in diesem Fall die Teststatistik mit p=0,040 bzw. p=0,031 auf dem 5-Prozent-Niveau signifikant.

4.2 Der Zwei-Output-Fall

Auch bei der Schätzung der verbundenen Kostenfunktion erwies sich die Schätzung als Pro-Kopf-Kostenfunktion als vorteilhaft. Die Gleichungen der Pro-Kopf-Kostenfunktion im Modell mit verbundenen Kosten lauten ohne bzw. mit Berücksichtigung der Qualitätsdimension:[30]

$$AC = \gamma_0 \frac{1}{z} + \gamma_1 + \gamma_2 z + \gamma_3 r + \gamma_4 \frac{r}{z} + \gamma_5 \frac{r^2}{z}$$

bzw. $$AC = \gamma_0 \frac{1}{z} + \gamma_1 + \gamma_2 z + \gamma_3 r + \gamma_4 \frac{r}{z} + \gamma_5 \frac{r^2}{z} + \gamma_6 q$$

Interpretiert anhand der Gesamtkostenfunktion entspricht hierbei wiederum der Koeffizient γ_0 den Fixkosten, die Konstante γ_1 der Studierendenzahl und die Variable z der Studierendenzahl im Quadrat. Im Hinblick auf die forschungsbezogenen Terme bezeichnet r/z die Drittmitteleinnahmen, r^2/z die Drittmitteleinnahmen im Quadrat und r den gemischten Faktor Drittmitteleinnahmen multipliziert mit der Studierendenzahl.

Deskriptive Statistiken

Die deskriptiven Statistiken für die gesamten Pro-Kopf-Ausgaben GPKAUSG, für Z, ZINV, R, ZINVR (=r/z) und ZINVR2(=r^2/z) sowie für die weiteren erklärenden Variablen Q, DAUER, STUDANT und WANDER sind in Tabelle 4 dargestellt (die Ausgabengrößen sind wiederum in TDM notiert):

[30] Auch in diesem Fall werden die Koeffizienten c_{ij} aus dem theoretischen Modell durch $\gamma_{ij}=1/2c_{ij}$ geschätzt.

	Mittelwert	Standard-Abweichung	Minimum	Maximum
GPKAUSG	7,855211	2,959151	1,046045	17,72748
Z	2198	1452,659	207	9205
ZINV	0,00067	0,0005359	0,0001086	0,0048309
R	1275,126	1243,82	0	4692
ZINVR	0,6245215	0,5688419	0	2,564596
ZINVR2	1338,72	2285,252	0	11963,84
Q	2,9231	0,533194	1,6	3,9
DAUER	11,0301	0,9952409	7,5	13,3
STUDANT	0,1425	0,1057434	0,019	0,871084
WANDER	0,7061	0,2171605	0,29	1,33

Tabelle 4

Schätzung ohne Berücksichtigung der Qualitätsdimension

Auch im Modell mit zwei Outputs wurde in einem ersten Schritt zunächst die reine Pro-Kopf-Kostenfunktion ohne Berücksichtigung der Qualitätsdimension und ohne weitere Kontrollvariablen geschätzt. Wie schon im Ein-Output-Fall wurden auch in diesem Modell die Fachbereiche Greifswald und Köln aufgrund extremer Leverage-Effekte eliminiert.

Im Anschluss an eine erste OLS-Schätzung mit folgenden White- und Cook-Weissberg-Tests wurden wiederum eine Heteroskedastiekorrektur der Standardfehler sowie zwei PCSE-Schätzungen unter den Annahmen reiner Heteroskedastie bzw. Heteroskedastie mit AR(1)-Autokorrelation vorgenommen. Ebenso wurden zwei Schätzungen im Rahmen von Stochastic Frontier Ansätzen (halbnormales und exponentiales Modell) durchgeführt. Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind in Tabelle 5 im Tabellenanhang (linke Seite) zusammengestellt.

Die Resultate zeigen wiederum einen hohen Fixkostenanteil in Höhe von ca. 6.000 TDM (etwas niedriger im Frontier-Ansatz), ein Wert, der unter Berücksichtigung des Forschungskoeffizienten von 0,348 im Vergleich zu den Fixkosten im Ein-Output-Fall von 4.500 TDM (Basis-Modell) plausibel ist. Des weiteren weisen die OLS- und PCSE-Schätzungen positive und zunehmende Grenzkosten für die Lehre aus, der Koeffizient der Konstanten ist jedoch in allen Schätzungen insignifikant. In allen fünf Schätzansätzen lassen die Koeffizienten der Variablen ZINVR, ZINVR2 und R auf positive, jedoch abnehmende Grenzkosten der Forschung schließen. Darüber hinaus deutet der positive (allerdings im Basismodell in drei der fünf Schätzungen insignifikante) Koeffizient der Interaktionsvariable R auf eine substitutionale Beziehung

zwischen Forschung und Lehre und somit nicht auf die Anwesenheit von Verbundvorteilen hin.[31] Die in den Frontier-Ansätzen getestete Hypothese der Abwesenheit technischer Ineffizienzen kann auch diesmal wiederum klar verworfen werden.

Aufgrund der Signifikanz der Normalverteilungstests wurden auch im Zwei-Output-Fall weitere Schätzungen unter Einschluss der Kontrollvariablen DAUER, STUDANT und WANDER durchgeführt (nach deren Hinzunahme die Normalverteilungstests wiederum insignifikant ausfielen). Die Ergebnisse dieser Schätzungen sind in Tabelle 5, rechte Hälfte, zusammengestellt. Die Schätzwerte für die Fixkosten fallen im Modell mit Kontrollvariablen etwa um 500 TDM geringer aus, demgegenüber sind die Schätzwerte für die Konstante deutlich höher und nunmehr mit einer Ausnahme in allen Schätzungen positiv und signifikant. Die Koeffizienten für die forschungsrelevanten Variablen sind gegenüber dem Modell ohne Kontrollvariablen kaum verändert. Ebenso wie im Ein-Output-Modell ist im Test auf technische Ineffizienzen der p-Wert im Modell mit Kontrollvariablen etwas höher, jedoch ist in diesem Fall die Teststatistik immer noch klar signifikant.

Schätzung unter Berücksichtigung der Qualitätsdimension

In der Schätzung des Zwei-Output-Modells mit Berücksichtigung der Qualitätsdimension wurde wiederum zunächst ohne und dann mit den zusätzlichen Kontrollvariablen DAUER, STUDANT und WANDER eine OLS-Schätzung mit Heteroskedastiekorrektur, zwei PCSE-Schätzungen einmal unter der Annahme reiner Heteroskedastie und einmal unter der Annahme von Heteroskedastie und AR(1) Autokorrelation sowie zwei Schätzungen im Rahmen von Stochastic Frontier Ansätzen durchgeführt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 6 im Tabellenanhang zusammengestellt.

Im Modell ohne Kontrollvariablen zeigen sich nur geringfügige Veränderungen gegenüber dem Modell ohne Qualitätsdimension. Eine nennenswerte Veränderung ist lediglich bei der Variablen z zu verzeichnen, die höher ausfällt als in der Basisschätzung ohne Qualitätsindikator. Das Vorzeichen des Koeffizienten der Qualitätsvariable ist je nach Schätzung nahezu Null oder wie erwartet negativ, jedoch insignifikant. Auch nach Hinzunahme der Kontrollvariablen zeigen sich nur geringfügige Veränderungen gegenüber dem Modell ohne Qualitätsdimension. Der Koeffizient der Qualitätsvariablen fällt zwar

[31] Vgl. z.B. Koshal/Koshal 1999.

betragsmäßig größer aus und ist nunmehr in allen Schätzungen negativ, er bleibt jedoch auch in dieser Spezifikation deutlich insignifikant. Sowohl mit als auch ohne Kontrollvariablen ist die Teststatistik im Hypothesentest auf technische Ineffizienten deutlich signifikant.

4.3 Diskussion der Ergebnisse

An dieser Stelle ist darauf hinzuweisen, dass die hier vorgestellte Untersuchung noch einige Schwachstellen beinhaltet, insbesondere was die Datenbasis betrifft. Zunächst ist das oben erwähnte Problem der Lehrverflechtung zu nennen, dem mangels Daten über die Lehrverflechtung nicht ausreichend Rechnung getragen werden konnte und aufgrund dessen eine Verzerrung der Schätzung nicht auszuschließen ist. Des weiteren konnten Unterschiede der Kapazitätsauslastung mangels Daten über die Abbrecherquoten nur näherungsweise über den Einschluss der Variable WANDER berücksichtigt werden. Vorbehalte, was die Datenbasis betrifft, bestehen schließlich auch im Hinblick auf die Faktoren der Berlin-Korrektur und auf die Forschungskoeffizienten, deren Werte lediglich für ein Jahr verfügbar sind.

Unter den genannten Vorbehalten im Hinblick auf die Tragfähigkeit der Schätzung können aus den Ergebnissen die folgenden Schlussfolgerungen im Hinblick auf die Kostenstruktur der wirtschaftswissenschaftlichen Fachbereiche abgeleitet werden.

Fasst man die Entstehung der Lehrleistung als Ein-Output-Produktion auf, so weist die Kostenfunktion der Lehrleistung an den untersuchten Universitäten einen hohen Fixkostenanteil sowie positive, zunehmende Grenzkosten auf. Die Durchschnittskostenfunktion ist somit durch einen U-förmigen Verlauf gekennzeichnet, deren Minimum die optimale Fachbereichsgröße

$$z_{OPT} = \sqrt{\frac{2a}{c}}$$

determiniert. Legt man die geschätzten Koeffizienten des Modells ohne Qualitätsdimension und nach Berücksichtigung der Kontrollvariablen zugrunde, so erhalten wir für die optimale Fachbereichsgröße eine Studierendenzahl von 3.206 Studierenden in der OLS- bzw. PCSE-Schätzung und von 3.071 Studierenden in der die technischen Ineffizienzen berücksichtigenden Schätzung der Frontier-Ansätze. Unterhalb dieser Fachbereichsgröße besteht eine Skalen

elastizität größer Eins, so dass für Universitäten in diesem Bereich positive Skaleneffekte gegeben sind, eine Erhöhung der Studierendenzahl somit zu Kosteneinsparungen führen würde.

Für die optimale Fachbereichsgröße erhält man, legt man die Mittelwerte der Qualitätsvariable und der Kontrollvariablen zugrunde, Pro-Kopf-Ausgaben von $AC_{OPT} \approx 3{,}87$ TDM in der OLS-Schätzung als mittlere Kostenschätzung und $AC_{OPT} \approx 3{,}34$ TDM als Effizienzuntergrenze im (besser gefitteten) exponentialen Frontier-Modell. Im Hinblick auf die Grenzkosten ergeben sich wiederum mit diesen geschätzten Parametern bei optimaler Fachbereichsgröße Grenzkosten in Höhe von ebenfalls ca. $MC_{OPT} \approx 3{,}87$ TDM (OLS/PCSE) und 3,34 TDM (Frontier, exponential). Dieser Betrag könnte als Richtgröße für die Festsetzung einer aus ökonomischer Sicht optimalen Studiengebühr herangezogen werden.

Betrachtet man die Schätzungen unter Berücksichtigung der Qualitätsdimension, so zeigt sich, dass eine höhere Ausbildungsqualität (gemessen am FOCUS-Professorenurteil) tendenziell mit höheren Kosten verbunden ist. Der Koeffizient ist jedoch nur in den Frontier-Ansätzen nach Hinzunahme der Kontrollvariablen signifikant. Legt man die in diesem Modell geschätzten Parameter zugrunde, so erhält man für die optimale Fachbereichsgröße eine Studierendenzahl von $z_{OPT}=3.461$ (OLS/PCSE) und $z_{OPT}=3.274$ (Frontier, exponential). Beim Mittelwert der Qualitätsvariablen und der Kontrollvariablen ergeben sich in diesem Modell Pro-Kopf-Ausgaben von 3,8 TDM (OLS/PCSE) und 3,1 TDM (Frontier, exponential). Nimmt man ausgehend von den Frontier-Schätzungen (Exponentialmodell) einen Koeffizienten der Qualitätsvariable von ca. – 0,43 an, so erhält man das Ergebnis, dass eine Verbesserung der Qualität eines Fachbereichs um eine Note im FOCUS-Professorenranking bei konstanter Qualität der anderen Fachbereiche ca. 0,43 TDM je Studierendem und Jahr kosten würde. Bei einer Hochschule mit optimaler Fachbereichsgröße von 3.274 Studierenden wäre somit ein zusätzlicher Aufwand von ca. 1.408 TDM jährlich erforderlich. Bei geschätzten lehre-bezogenen Gesamtkosten von ca. 10.165 TDM[32] wäre somit ein zusätzlicher Aufwand von ca. 13,85% erforderlich, um einen Fachbereich der optimalen Größe bei der gegebenen Notenverteilung aus dem Mittelfeld in die Spitzengruppe des FOCUS-Professorenrankings zu bringen. Im Hinblick auf das Vorhandensein technischer Ineffizienzen in der

[32] Diese Kosten wurden nach den Schätzungen im exponentialen Frontier-Modell berechnet, wobei für die Qualitätsvariable und die Kontrollvariablen wiederum die Mittelwerte angesetzt wurden.

Hochschulausbildung wurden in den Modellen mit Berücksichtigung der Qualitätsdimension signifikante Abweichungen von Ineffizienzen identifiziert.

Anhand der Resultate aus dem Zwei-Output-Modell können einige weitere Aussagen getroffen werden, wobei den folgenden Ausführungen die Schätzergebnisse aus dem exponentialen Frontier-Modell mit Qualitätsdimension und Kontrollvariablen zugrunde liegen. Zunächst fällt bei der Berechnung der Grenzkosten für einen zusätzlichen Studierenden im Zwei-Output-Modell auf, dass gegenüber dem Ein-Output-Modell mit dem Wert R=0 an der Stelle z_{OPT} die Grenzkosten um ca. 0,6 TDM, an der Stelle des Mittelwertes von z um ca. 0,24 TDM höher liegen. Dies kann ein Hinweis darauf sein, dass in der Tat bei der Kostenberechnung der lehre-bezogenen Gesamtkosten für das Ein-Output-Modell dem Einfluss der Forschungsleistungen mit der Berücksichtigung des Forschungskoeffizienten von 0,348 nur unzureichend Rechnung getragen wird. Umgekehrt ist, was das Zwei-Output-Modell betrifft, zu berücksichtigen, dass nicht nur die im Modell als Outputwert verwendeten Drittmittel-Einnahmen Forschungsleistungen darstellen, sondern auch ein Teil der laufenden Ressourcen für Forschungsleistungen verwendet wird. Für eine genauere Analyse der Kostensituation ist daher eine verbesserte Datenbasis und Methodik zur realitätsnahen Abbildung der Forschungsleistungen unbedingt wünschenswert.

Betrachtet man die Ergebnisse für die Qualitätsvariable Q, so sind diese in einigen Schätzungen nahe an Null und auch in den Fällen, in denen sie negativ ausfallen, deutlich insignifikant. Dieser verminderte Einfluss der Qualitätsvariable lässt vermuten, dass die dem FOCUS-Professorenurteil zugrunde liegende Einschätzung maßgeblich durch die Forschungsleistungen der Universitäten beeinflusst ist. In jedem Fall ist festzustellen, dass die Ausbildungsqualität bei Berücksichtigung der Forschungsleistungen gemessen am FOCUS-Professorenurteil kein maßgeblicher Kostenfaktor mehr ist.

Im Hinblick auf die Präsenz von Skalen- und Verbundeffekten sind die Resultate für verschiedene Werte von z für produktspezifische und globale Skalenelastizitäten sowie für die Elastizität bei Verbunderstellung in Tabelle 7 dargestellt:[33]

[33] Bei den Berechnungen wurde für den Wert von r bei $\varepsilon_{z,sp}$ das arithmetische Mittel, bei $\varepsilon_{z,gl}$ und η_z das jeweilige Vielfache des arithmetischen Mittels zugrunde gelegt. Für die Qualitätsvariable und die anderen Kontrollvariablen wurde stets der Wert des arithmetischen Mittels angesetzt.

	z0=2198 (ar. Mittel)	z0=2748 (1,25*ar. Mittel)	z0=3297 (1,5*ar. Mittel)	z=3663 (1,75*ar. Mittel)	z=4396 (2*ar. Mittel)
produktspezifische Skalenelastizität $\varepsilon_{Z,SP}$	0,5519	0,5424	0,5359	0,5310	0,5274
globale Skalenelastitzität $\varepsilon_{Z,gl}$	1,3120	1,0954	0,9417	0,8725	0,8094
Verbundelastizität η_z	0,3878	0,2816	0,1946	0,1234	0,0683

Tabelle 7

Die Ergebnisse zeigen, dass bei allen betrachteten Fachbereichsgrößen auf der produktspezifischen Ebene für die Lehre keine Skaleneffekte mehr erzielbar sind. Betrachtet man die globale Skalenelastizität $\varepsilon_{z,gl}$, so zeigt sich, dass im Fall der Zwei-Output-Funktion bei der für das Ein-Output-Modell errechneten optimalen Fachbereichsgröße z_{OPT}=3.274 mit $\varepsilon_{z,gl}$=0,9659 bereits der Wert von Eins unterschritten ist. Eine Skalenelastizität von $\varepsilon_{z,gl}$=1 und damit die optimale Fachbereichsgröße bei entsprechendem Output an Forschungsleistungen wäre bei einer Studierendenzahl von z=3.113 erreicht. Bei dieser Fachbereichsgröße und Forschungsleistungen erhält man für die Grenzkosten je zusätzlichem Studierenden 3,518 TDM. Was den Wert der Verbundelastizität η_z betrifft, so ist dieser trotz Kostensubstitutionalität durchgängig positiv. Dies ist durch den geringen absoluten Betrag des Koeffizienten c_{12} und den hohen Fixkostenanteil bedingt.

5 Schlussfolgerungen

Im vorliegenden Papier wurde ein konzeptioneller Ansatz zur Evaluation der Kostensituation an deutschen Universitäten mit einer ersten empirischen Anwendung für die wirtschaftswissenschaftlichen Fachbereiche vorgestellt. Hierzu wurde zunächst in Abschnitt 2 ein theoretischer Ansatz zur Schätzung von Kostenfunktionen für die Hochschulausbildung vorgestellt. Auf Basis der von Baumol et al. (1982) konzipierten outputabhängigen „Flexible Fixed Cost Quadratic Function“ (FFCQ-Funktion) für Multiprodukt-Unternehmen wurde die Kostenfunktion zunächst als Ein-Output-Funktion allein für den Output „Lehre“, in einer zweiten Version für den simultan erstellten Output „Forschung“ und „Lehre“ spezifiziert. In Abschnitt 3 wurde sodann eine Konzeption zur Errechnung der relevanten Kostengrößen für die laufenden Gesamtkosten und die lehre-bezogenen Kosten entwickelt. Mit den so errechneten Kosten wurden die beiden FFCQ-Modelle einmal ohne und einmal

mit Berücksichtigung des Indikators für Ausbildungsqualität „FOCUS-Professorenurteil“ ökonometrisch geschätzt.

Die in Abschnitt 4 vorgestellten und diskutierten Resultate der ökonometrischen Analyse weisen darauf hin, dass die Kostenfunktion der wirtschaftswissenschaftlichen Fachbereiche durch einen hohen Fixkostenanteil und positive, zunehmende Grenzkosten gekennzeichnet ist. Die aus ökonomischer Sicht optimale Fachbereichsgröße wurde für das Ein-Output-Modell mit 3.274 Studierenden, für das Zwei-Output-Modell mit 3.113 Studierenden errechnet. Vergleicht man dies mit dem Durchschnittswert der Fachbereiche von 2.198 Studierenden, so wäre der durchschnittliche wirtschaftswissenschaftliche Fachbereich an bundesdeutschen Universitäten deutlich zu klein. Durch eine Ausweitung der Studierendenzahl könnten Größenvorteile erzielt werden. Die Ergebnisse zeigen weiterhin, dass eine höhere Ausbildungsqualität, gemessen am FOCUS-Professorenurteil tendenziell mit höheren Kosten verbunden ist. Der Einfluss der Qualitätsvariable ist jedoch lediglich im Ein-Output-Modell signifikant, während er bei Berücksichtigung der Forschungsleistungen im Zwei-Output-Modell kein spürbarer Kostenfaktor mehr ist. Schließlich weisen die Schätzungen im Rahmen von Stochastic-Frontier-Modellen auf das Vorhandensein technischer Ineffizienzen in der Hochschulausbildung hin, über deren Ursache jedoch ohne eine eingehende Untersuchung der jeweiligen internen Kostenstrukturen an den einzelnen Hochschulen keine genauere Aussage abgetleitet werden kann.

Im Hinblick auf die Tragfähigkeit dieser Ergebnisse ist nochmals darauf hinzuweisen, dass die Untersuchung vor allem was die Datenbasis betrifft noch mit Schwachstellen behaftet ist. Insbesondere sind verbesserte Daten über die für die Kapazitätsauslastung maßgeblichen Abbrecherquoten sowie eine verbesserte Zurechnungsmethodik der Kostenfaktoren auf Lehr- bzw. Forschungsleistungen dringend wünschenswert.

Literatur

Aigner, D.J., C.A.K. Lovell und P. Schmidt (1977), Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Models, *Journal of Econometrics* 6, 21-37.

Athanassapolous, A.D. und E. Shale (1997), Assessing the Comparative Efficiency of Higher Education Institutions in the UK by Means of Data Envelope Analysis, *Education Economics* 5, 117-135.

Baumol, W.J., J.C. Panzar und R.D. Willig (1982), *Contestable Markets and the Theory of Industry Nature,* New York.

Beck, N. und J.N. Katz (1995), What To Do (And Not To Do) With Time-Series Cross-Section Data, *American Political Science Review* 89(3), 634-647.

Büttner, Th., M. Kraus und J. Rincke (2003*),* Hochschulranglisten als Qualitätsindikatoren im Wettbewerb der Hochschulen, *DIW Vierteljahreshefte zur Wirtschaftsforschung* 72 (2), 252-270.

Cohn, E., Sh.L.W. Rhine und M.C. Santos (1989), Institutions of Higher Education as Multi-Product Firms: Economies of Scale and Scope, *Review of Economics and Statistics* 71, 284-290.

Doerry, M. und J. Mohr (1999), *Das aktuelle Spiegel-Ranking. Die besten Hochschulen im Vergleich*. Regensburg.

deGroot, H., W.W. McMahon und J.F. Volkswein (1991), The Cost Structure of American Research Universities, *Review of Economics and Statistics* 73, 424-431.

Glass, J.C., D.G. McKillop und N. Hyndman (1995), Efficiency in the Provision of University Teaching and Research: An Empirical Analysis of UK Universities, *Journal of Applied Econometrics* 10, 61-72.

Glass, J.C., D.G. McKillop und G. O'Rourke (1998), A Cost Indirect Evaluation of Productivity Change in UK Universities, *Journal of Productivity Analysis* 10, 153-175.

Glass, J.C., D.G. McKillop und G. O'Rourke (2002), Evaluating the Productive Performance of UK Universities as Cost-Constrained Revenue Maximizers: An Empirical Analysis, *Applied Economics* 35, 1097-1108.

Greene, W.H. (2002), *Econometric Analysis*. Upper Saddle River.

FOCUS (1997a), „Deutschlands Top-Universitäten", *FOCUS* Heft 16/1997.

FOCUS (1997b), „Wo bitte geht's zur Chefetage?", *FOCUS* Heft 18/1997.

Hashimoto, K. und E. Cohn (1997), Economies of Scale and Scope in Japanese Private Universities, *Education Economics 5,* 107-115.

Hanft, A. (2000*), Hochschulen managen? Zur Reformierbarkeit der Hochschulen nach Managementprinzipien,* Neuwied et al.

HIS (1998), *Kennzahlensystem und Ausstattungsvergleich der Berliner Universitäten*, Hochschulplanung Band 133, Hannover.

Koshal, R.K. und M. Koshal (1999), Economies of Scale and Scope in Higher Education: A Case of Comprehensive Universities, *Economics of Education Review* 18, 269-277.

Küpper, H.-U. (1998), *Gestaltungskonzepte für Hochschulen: Effizienz, Effektivität, Evolution,* Stuttgart.

Kuhnert, I. und M. Leszczensky (1998), *Kostenrechnung an Hochschulen: Erfassung und Bewertung hochschulinterner Kostenstrukturen, Modellversuch an der Universität Bonn und der Universität Gesamthochschule Wuppertal,* Publikationen der Hochschul-Informations-System GmbH, Reihe Hochschulplanung, Nr. 135, Hannover.

Leszczensky, M., F. Dölle, I. Kuhnert und M. Wortmann (2000), *Ausstattungs- und Kostenvergleich norddeutscher Universitäten 1998, Kennzahlenergebnisse für die Länder Bremen, Hamburg, Mecklenburg-Vorpommern, Niedersachsen und Schleswig-Holstein*, Publikationen der Hochschul-Informations-System GmbH, Reihe Hochschulplanung, Nr. 145, Hannover.

List, J. (1998), *Lehr- und Forschungsstandort Deutschland: Wie attraktiv sind deutsche Hochschulen?* Köln.

Lüdecke, R. und K.B. Beckmann (1998), *Social Costs of Higher Education: Production and Financing. The Case of Germany (1994),* Passauer Diskussionsbeiträge V-98-8, Universität Passau.

Madden, G., S. Scott und S. Kemp (1997), Measuring Public Sector Efficiency: A Study of Economics Departments, *Education Economics* 5, 153-168.

Marinho, A. M. Resende und L.O. Facanha (1997), Brazilian Federal Universities: Relative Efficiency Evaluation and Data Envelope Analsis, *Revista Brasileira de Economica* 51, 489-508.

o.V., http://deutschland.dasvonmorgen.de/de/883.php, 26.02.2004.

Schreier, G. (1998), *Evaluation, Sachstandsbericht zur Qualitätsbewertung und Qualitätsentwicklung in deutschen Hochschulen,* Bonn.

Schreier, G. (1999), *Qualität an Hochschulen, Fachtagung der Universität Kaiserslautern und der Hochschulrektorenkonferenz,* Bonn.

White, H. (1980), A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity, *Econometrica* 48, 817-838.

Wissenschaftsrat (1997), *Finanzstatistische Kennzahlen ausgewählter Studiengänge, Eine Modellstudie*, Wiesbaden.

Wissenschaftsrat (2001), *Entwicklung der Fachstudiendauer an Universitäten von 1990 bis 1998,* Wiesbaden.

Tabellenanhang

Modell 1: Ein-Output-Funktion, Schätzungen ohne Qualitätsvariable										
	ohne Kontrollvariablen					mit Kontrollvariablen				
Abh. Var.: Pro-Kopf-Ausgaben	OLS mit White-Korrektur	PCSE		Stochastic Frontier		OLS mit White-Korrektur	PCSE		Stochastic Frontier	
		reine Heterosk.	Heterosked. Autok. AR(1)	halbnormal	exponential		reine Heterosk.	Heterosked. Autok. AR(1)	halbnormal	exponential
ZINV	4520 (0.000)***	4520 (0.000)***	4426 (0.000)***	4521 (0.000)***	4499 (0.000)***	4028 (0.000)***	4028 (0.000)***	3860 0.000)***	4084 (0.000)***	4087 (0.000)***
CONS	0.9139 (0.015)**	0.9139 (0.0013)**	1.240 (0.014)**	-0.2667 (0.647)	0.10638 (0.835)	5.1182 (0.000)***	5.1182 (0.000)***	5.1629 (0.000)***	3.8161 (0.006)***	4.1093 (0.003)***
Z	0.00046 (0.000)***	0.00046 (0.000)***	0.00034 (0.006)***	0.00050 (0.000)***	0.00049 (0.000)***	0.00039 (0.000)***	0.00039 (0.000)***	0.00028 (0.018)**	0.00044 (0.001)***	0.00043 (0.001)***
DAUER						-0.3446 (0.002)***	-0.3446 (0.001)***	-0.2916 (0.000)***	-0.3222 (0.001)***	-0.3180 (0.001)***
DRITT						-0.1009 (0.886)	-0.1009 (0.869)	-1.1671** (0.026)**	-0.0184 (0.976)	0.01236 (0.984)
STUDANT						1.5991 (0.085)*	1.5991 (0.068)*	1.2659 (0.147)	1.4319 (0.072)*	1.4264 (0.079)*
WANDER						-0.2500 (0.526)	-0.2500 (0.534)	-0.3246 (0.449)	-0.2651 (0.525)	-0.2681 (0.517)
	R^2=0.5245	R^2=0.5245	R^2=0.6536	wald chi2(2) =219.94	wald chi2(5) =230.44	R^2=0.5700	R^2=0.5700	R^2=0.9240	wald chi2(6) =242.34	wald chi2(6) =248.33
H_0: σ_u=0: p-value				sigma_u=0: p-wert 0.028	sigma_u=0: p-wert 0.019				sigma_u=0: p-wert 0.111	sigma_u=0: p-wert 0.121
	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=194	Nobs=194	Nobs=194	Nobs=194	Nobs=194

* Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,10 (2-seitig) signifikant.
** Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,05 (2-seitig) signifikant.
*** Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,01 (2-seitig) signifikant.

Tabelle 2

Modell 2: Ein-Output-Funktion, Schätzungen mit Qualitätsvariable										
	ohne Kontrollvariablen					mit Kontrollvariablen				
Abh. Var.: Pro-Kopf-Ausgaben	OLS mit White-Korrektur	PCSE		Stochastic Frontier		OLS mit White-Korrektur	PCSE		Stochastic Frontier	
		reine Heterosk.	Heterosked. Autok. AR(1)	halbnormal	exponential		reine Heterosk.	Heterosked. Autok. AR(1)	halbnormal	exponential
ZINV	4500 (0.000)***	4500 (0.000)***	4417 (0.000)***	4509 (0.000)***	4473 (0.000)***	3960 (0.000)***	3960 (0.000)***	3806 (0.000)***	4060 (0.000)***	4045 (0.000)***
CONS	1.4572 (0.068)*	1.4572 (0.058)*	1.7924 (0.079)*	0.4841 (0.519)	0.09374 (0.206)	6.1667 (0.000)***	6.1667 (0.000)***	6.5635 (0.000)***	4.7828 (0.001)***	5.1613 (0.000)***
Z	0.00043 (0.000)***	0.00043 (0.000)***	0.00032 (0.012)**	0.00047 (0.000)***	0.00046 (0.000)***	0.00033 (0.001)***	0.00033 (0.001)***	0.00021 (0.079)*	0.00038 (0.004)***	0.00038 (0.003)***
Q	-0.1600 (0.461)	-0.1600 (0.455)	-0.1691 (0.537)	-0.2524 (0.150)	-0.2694 (0.126)	-0.2832 (0.232)	-0.2832 (0.231)	-0.4022 (0.129)	-0.3913 (0.051)*	-0.4275 (0.036)**
DAUER						-0.3457 (0.002)**	-0.3457 (0.001)***	-0.2954 (0.001)***	-0.2975 (0.002)***	-0.2886 (0.003)***
DRITT						-0.5067 (0.506)	-0.5067 (0.463)	-1.4521 (0.009)***	-0.5535 (0.401)	-0.5370 (0.413)
STUDANT						1.7549 (0.059)*	1.7549 (0.048)**	1.4580 (0.098)*	1.6884 (0.031)**	1.7250 (0.030)***
WANDER						-0.2672 (0.506)	-0.2672 (0.510)	-0.3284 (0.449)	-0.3563 (0.400)	-0.3790 (0.366)
	R^2 = 0.5264	R^2 = 0.5264	R^2=06532	wald chi2(3) =232.75	wald chi2(3) =243.5	R^2=0.5747	R^2=0.5747	R^2=0.6715	wald chi2(7) =264.87	wald chi2(7) =275.88
				sigma_u=0: p-wert 0.014	sigma_u=0: p-wert 0.008				sigma_u=0: p-wert 0.040	sigma_u=0: p-wert 0.031
	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=194	Nobs=194	Nobs=194	Nobs=194	Nobs=194

* Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,10 (2-seitig) signifikant.

** Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,05 (2-seitig) signifikant.

*** Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,01 (2-seitig) signifikant..

Tabelle 3

Modell 3: Zwei-Output-Funktion, Schätzungen ohne Qualitätsvariable (p-Werte in Klammern)

	ohne Kontrollvariablen					mit Kontrollvariablen				
Abh. Var.: Pro-Kopf-Ausgaben	OLS mit White-Korrektur	PCSE		Stochastic Frontier		OLS mit White-Korrektur	PCSE		Stochastic Frontier	
		reine Heterosk.	Heterosked. Autok. AR(1)	halbnormal	exponential		reine Heterosk.	Heterosked. Autok. AR(1)	halbnormal	exponential
ZINV	6564 (0.000)***	6564 (0.000)***	6684 (0.0000)***	6402 (0.000)***	6392 (0.000)***	6022 (0.000)***	6022 (0.000)***	6116 (0.000)***	5995 (0.000)***	6052 (0.000)***
CONS	0.43744 (0.500)	0.43744 (0.497)	1.2346 (0.127)	-1.465 (0.069)*	-0,9673 (0.203)	5.7456 (0.006)***	5.7456 (0.005)***	6.1521 (0.001)***	3.0887 (0.125)	3.3556 (0.095)*
Z	0.00068 (0.007)***	0.00068 (0.007)***	0.00047 (0.090)*	0.00076 (0.002)***	0.00076 (0.002)***	0.00046 (0.060)*	0.00046 (0.056)*	0.00036 (0.187)	0.00059 (0.024)**	0.00060 (0.021)**
R	0.00038 (0.327)	0.00038 (0.313)	0.00053 (0.191)	0.00031 (0.364)	0.00028 (0.416)	0.00059 (0.110)	0.00059 (0.092)*	0.00057 (0.124)	0.00049 (0.161)	0.00047 (0.186)
ZINVR	3.3701 (0.000)***	3.3701 (0.000)***	2.2030 (0.008)***	3.3769 (0.000)***	3.7387 (0.000)***	2.8304 (0.000)***	2.8304 (0.000)***	1.9474 (0.015)**	3.1534 (0.000)***	3.1460 (0.000)***
ZINVR2	-0.00057 (0.001)***	-0.00057 (0.001)***	-0.00045 (0.013)**	-0.00063 (0.000)***	-0.00061 (0.000)***	-0.00058 (0.001)***	-0.00058** (0.001)***	-0.00043 (0.019)**	-0.00061 (0.000)***	-0.00059 (0.000)***
DAUER						-0.3686 (0.019)**	-0.3686** (0.016)**	-0,3743 (0.006)***	-0.3159 (0.026)**	-0.2984 (0.035)**
STUDANT						1.452 (0.247)	1.452 (0.230)	1.3477 (0.287)	1.3258 (0.236)	1.2020 (0.297)
WANDER						-0.7933 (0.178)	-0.7933 (0.178)	-.04290 (0.507)	-0.6424 (0.295)	-0.6181 (0.307)
	R^2=0.6383	R^2=0.6383	R^2=0.6778	wald chi2(5) =374.05	wald chi2(5) =408.77	R^2=0.6583	R^2=0.6583	R^2=0.6889	wald chi2(8) =377.13	wald chi2(8) =408.31
			rho=0,5836	sigma_u=0: p-wert 0.002	sigma_u=0: p-wert 0.002			rho=0,5550	sigma_u=0: p-wert 0.008	sigma_u=0: p-wert 0.010
	Nobs=199	Nobs=199	Nos=199	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=194	Nobs=194	Nobs=194	Nobs=194	Nobs=194

* Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,10 (2-seitig) signifikant. ** Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,05 (2-seitig) signifikant.
*** Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,01 (2-seitig) signifikant.

Tabelle 5

Modell 4: Zwei-Output-Funktion, Schätzungen mit Qualitätsvariable

	ohne Kontrollvariablen					mit Kontrollvariablen				
Abh. Var.: Pro-Kopf-Ausgaben	OLS mit White-Korrektur	PCSE		Stochastic Frontier		OLS mit White-Korrektur	PCSE		Stochastic Frontier	
		reine Heterosk.	Heterosked. AK AR(1)	halbnormal	exponential		reine Heterosk.	Heterosked. AK.AR(1)	halbnormal	exponential
ZINV	6565 (0.000)***	6565 (0.000)***	6684 (0.000)***	6387 (0.000)***	6359 (0.000)***	6014 (0.000)***	6014 (0.000)***	6105 (0.000)***	6002 (0.000)**	6044 (0.000)**
CONS	0.4239 (0.734)	0.4239 (0.732)	1.2594 (0.416)	-1.0109 (0.380)	-0.3295 (0.768)	5.8600 (0.005)***	5.8600 (0.004)***	6.4429 (0.003)***	3.6292 (0.083)*	3.992 (0.055)*
Z	0.00068 (0.007)***	0.00068 (0.007)***	0.00047 (0.091)*	0.00076 (0.002)***	0.00075 (0.002)***	0.00046 (0.061)*	0.00046 (0.056)*	0.00035 (0.191)	0.00059 (0.022)**	0.00059 (0.020)**
R	0.00038 (0.329)	0.0003 (0.314)	0.00052 (0.201)	0.00028 (0.436)	0.00024 (0.504)	0.00058 (0.134)	0.00058 (0.115)	0.00055 (0.160)	0.00042 (=.242)	0.00039 (0.279)
ZINVR	3.3677 (0.000)***	3.3677 (0.000)**	2.20394 (.009)***	3.8017 (0.000)***	3.8250 (0.000)***	2.8483 (0.000)***	2.8483 (0.000)***	1.9733 (0.014)**	3.2363 (0.000)***	3.2375 (0.000)***
ZINVR2	-0.00057 (0.001)***	-0.00057 (0.001)***	-0.00045 (0.013)**	-0.00064 (0.000)***	-0.00062 (0.000)***	-0.00058 (0.001)***	-0.00058 (0.001)***	-0.00043 (0.019)**	-0.00062 (0.000)***	-0.00060 (0.000)***
Q	0.0041 (0.990)	0.0041 (0.990)	-0.0073 (0.986)	-0.1462 (0.583)	-0.2035 (0.436)	-0.0377 (0.918)	-0.0377 (0.918)	-0.0906 (0.837)	-0.2455 (0.399)	-0.3029 (0.300)
DAUER						-0.3681 (0.021)**	-0.3681 (0.018)**	-0.3748 (0.006)***	-0.3004 (0.034)**	-0.2758 (0.051)*
STUDANT						1.4741 (0.262)	1.4741 (0.249)	1.3914 (0.290)	1.5251 (0.178)	1.4651 (0.207)
WANDER						-0.7951 (0.178)	-0.7951 (0.177)	-0.4268 (0.509)	-0.686 (0.265)	-0.6639 (0.270)
	0.6383	0.6383	0.6779	wald chi2(6) =379.00	wald chi2(6) =417.091	0.6583	0.6583	0.6891	wald chi2(9) =387.55	wald chi2(9) =424.25
			rho=0.5841	sigma_u=0: p-wert 0.001	sigma_u=0: p-wert 0.001			rho=0.5555	sigma_u=0: p-wert 0.005	sigma_u=0: p-wert 0.005
	Nos=199	Nos=199	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=199	Nobs=194	Nobs=194	Nos=194	Nobs=194	Nobs=194

* Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,10 (2-seitig) signifikant; ** Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,05 (2-seitig) signifikant.
*** Der Koeffizient ist auf dem Niveau von 0,01 (2-seitig) signifikant.

Tabelle 6