ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

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

Wagner, Joachim

Working Paper

Exportaktivitäten und Rendite in niedersächsischen Industrieunternehmen

Working Paper Series in Economics, No. 95

Provided in Cooperation with:
Institute of Economics, Leuphana Universität Lüneburg

Suggested Citation: Wagner, Joachim (2008) : Exportaktivitäten und Rendite in niedersächsischen Industrieunternehmen, Working Paper Series in Economics, No. 95, Leuphana Universität Lüneburg, Institut für Volkswirtschaftslehre, Lüneburg

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/28213

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

WORKING PAPER

Exportaktivitäten und Rendite in niedersächsischen Industrieunternehmen

von
Joachim Wagner

University of Lüneburg
Working Paper Series in Economics

No. 95

August 2008

www.leuphana.de/vwl/papers

ISSN 1860 - 5508

Joachim Wagner

Leuphana Universität Lüneburg, e-mail: wagner@leuphana.de

Exportaktivitäten und Rendite in niedersächsischen Industrieunternehmen*

Zusammenfassung:

Zahlreiche Studien belegen, dass exportierende Unternehmen eine höhere Produktivität aufweisen als gleich große nicht exportierende Unternehmen aus derselben Branche. Gleichzeitig zahlen Exporteure ihren Mitarbeitern bei identischer Qualifikation höhere Löhne, und sie müssen Extrakosten im Zusammenhang mit den Ausfuhren tragen. Lohnt sich Exporttätigkeit „unter dem Strich" – oder wird der Produktivitätsvorsprung durch die höheren Kosten ausgeglichen? Eine Untersuchung mit einem neu verfügbaren Längsschnittdatensatz, der Daten aus zwei Erhebungen der amtlichen Statistik kombiniert, zeigt, dass dies in den übrigen westdeutschen Bundesländern höchstwahrscheinlich und in einem ökonomisch relevanten Ausmaß der Fall ist, während es niedersächsischen exportierenden Industrieunternehmen nicht gelingt, ihren Produktivitätsvorsprung gegenüber nicht exportierenden Unternehmen auch in einen Renditevorsprung zu überführen.

1. Motivation

Exportierende Unternehmen unterscheiden sich deutlich von Unternehmen, die ihre Produkte ausschließlich im Inland verkaufen. Die Exporteure sind im Durchschnitt größer, produktiver und innovativer.[1] Dies gilt auch für die niedersächsische Industrie, wobei die Produktivitätsprämien der exportierenden verglichen mit den nicht exportierenden Firmen hier so hoch wie in den übrigen westdeutschen

* Der Beitrag entstand im Rahmen des Projekts „Exporte und Produktivitätsdynamik in niedersächsischen Industriebetrieben". Ich danke dem Niedersächsischen Ministerium für Wissenschaft und Kultur für die finanzielle Förderung aus dem Forschungs- und Berufungspool. Alle Berechnungen mit den vertraulichen Unternehmensdaten wurden im Forschungsdatenzentrum der Statistischen Ämter der Länder in Berlin durchgeführt; ich danke Ramona Pohl für die Erstellung des Datensatzes, die Prüfung der umfangreichen Ergebnisausdrucke auf Geheimhaltungsfreiheit und die gewohnt reibungslose Kooperation.

[1] Für Studien mit US-amerikanischen Daten vgl. Bernard, Jensen, Redding und Schott (2007), eine umfassende Untersuchung mit Daten für europäische Länder ist Mayer und Ottaviano (2007). Empirische Befunde für Deutschland finden sich bei Bernard und Wagner (1997 und Wagner (2007a).

Bundesländern (und höher als in der ostdeutschen Industrie) sind (vgl. Wagner 2007b). Wenn die Exporteure damit in vieler Hinsicht die „besseren“ Firmen sind, dann könnte man auch erwarten, dass sie profitabler sind als die Nicht-Exporteure. Gleichzeitig zeigen aber empirische Studien, dass Beschäftigte in exportierenden Unternehmen höhere Löhne erhalten als gleich qualifizierte Mitarbeiter in nicht exportierenden Unternehmen, und dies gilt auch bei Kontrolle für beobachtete und unbeobachtete Eigenschaften der Unternehmen und der Beschäftigten (vgl. Schank, Schnabel und Wagner 2007). Darüber hinaus ist der Warenexport verglichen mit einem Verkauf im Inland in vielen Fällen mit höheren Kosten verbunden; hierzu zählen z.B. Kosten der Anpassung der Produkte an abweichende gesetzliche Regelungen im Ausland, die Erstellung von Gebrauchsanweisungen und anderen Unterlagen in einer fremden Sprache, Kosten des Vertragsabschlusses mit einem ausländischen Partner in einer fremden Rechtsordnung oder Transportkosten. Damit kann a priori nicht davon ausgegangen werden, dass der Produktivitätsvorsprung der exportierenden Unternehmen auch zu einem Renditevorsprung führt – ob dies der Fall ist oder nicht, ist eine nur empirisch zu klärende Frage.

Bisher liegen zu dieser Frage weder für Deutschland noch für andere Länder umfassende empirische Befunde vor. Studien aus dem Bereich *International Management* haben den Zusammenhang zwischen Internationalisierung und finanziellem Erfolg von Firmen zwar vielfach untersucht; sie basieren allerdings nur auf der Auswertung von kleinen Querschnittsdatensätzen und sie verwenden unterschiedliche Indikatoren sowohl für die internationale Firmentätigkeit als auch für den Firmenerfolg, so dass sich auf dieser Basis keine belastbaren Aussagen begründen lassen (vgl. Bausch und Krist 2007).

2. Neue Daten für empirische Analysen

Ein Grund für diesen festgestellten Mangel an mikroökonometrischen Studien zum Einfluss des Exports auf die Unternehmensrendite ist die fehlende Verfügbarkeit geeigneter Daten. Erforderlich sind Datensätze, die Informationen über das Exportverhalten einer großen Anzahl von Firmen und ihre Rentabilität enthalten. Hierbei muss es sich um Paneldaten (also um Informationen zu denselben Firmen für eine Reihe von Jahren) handeln, da nur dann mit entsprechenden Methoden die

Wirkungen von zeitinvarianten nicht beobachtbaren Einflussfaktoren auf den Unternehmenserfolg kontrolliert werden können - bei einer ausschließlichen Verwendung von Querschnittsdaten ist dies nicht möglich, und die dann gezogenen Schlussfolgerungen zum Zusammenhang von Exporttätigkeit und Rendite werden dadurch verfälscht.[2]

Bis vor kurzer Zeit lagen solche Daten für Deutschland nicht vor. Ein entsprechender Datensatz konnte aber durch die Kombination von zwei Erhebungen der amtlichen Statistik erstellt werden. Verwendet wurden dafür einerseits die Daten aus dem *Monatsbericht für Betriebe im Bergbau und im Verarbeitenden Gewerbes*, einer Totalerhebung in allen lokalen industriellen Produktionseinheiten, die i. d. R. entweder selbst mindestens 20 tätige Personen aufweisen oder die Teil eines Mehrbetriebsunternehmens mit insgesamt 20 oder mehr tätigen Personen sind. Für dieses Projekt wurden die Angaben über die Monatsmeldungen zu Jahresangaben und über die Betriebe von Mehrbetriebsunternehmen zu Angaben für Unternehmen aggregiert. Kombiniert wurden diese Daten mit den Informationen aus der *Kostenstrukturerhebung im Verarbeitenden Gewerbe, im Bergbau sowie in der Gewinnung von Steinen und Erden*. Für diese Erhebung wird jährlich eine nach Industrien und Größenklassen geschichtete Stichprobe von rund 18.000 Unternehmen befragt, wobei alle Unternehmen ab 500 Beschäftigten in jeder Befragung erfasst werden und für die kleineren Unternehmen mit 20 bis 499 Beschäftigten eine Stichprobe gezogen wird, die nach vier Jahren durch eine andere ersetzt wird. Die Daten aus beiden Erhebungen wurden über die einheitliche Unternehmensnummer verknüpft; der Datensatz umfasst die Jahre von 1999 bis 2004.[3]

Die Daten aus dem Monatsbericht enthalten u. a. Angaben über die Exporte der Unternehmen; aus den Angaben in der Kostenstrukturerhebung lässt sich ein Indikator für die Unternehmensrentabilität berechnen, in dem der

[2] Die Grundlagen der Analyse von Paneldaten sind Standardstoff in einführenden Lehrbüchern der Ökonometrie; vgl. z. B. Wooldridge (2006), S. 448-509.

[3] Für eine detaillierte Beschreibung des Datenmaterials aus dem Monatsbericht vgl. Konold (2007), Informationen zur Kostenstrukturerhebung finden sich bei Fritsch, Görzig, Hennchen und Stephan (2004). Die Daten sind vertraulich, können aber von Wissenschaftlern auf der Grundlage eines Nutzungsvertrages innerhalb der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter ausgewertet werden; vgl. hierzu Zühlke, Zwick, Scharnhorst und Wende (2004).

Bruttobetriebsüberschuss (die Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten abzüglich der Bruttolohn- und Gehaltssumme sowie der vom Unternehmen gezahlten Sozialversicherungsbeiträge) auf die Gesamtleistung des Unternehmens (ohne Mehrwertsteuer und bereinigt um den Saldo der Lagerbestandsveränderungen) bezogen wird. Dieser Wert – ausgedrückt als Prozentwert – wird als Umsatzrendite bezeichnet und bildet den Indikator für die Rentabilität eines Unternehmens.

3. Deskriptive Befunde

Die Untersuchung der Unterschiede in der Rentabilität zwischen exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen wird im Folgenden für niedersächsische Industrieunternehmen und im Vergleich dazu für Industrieunternehmen aus den übrigen westdeutschen Bundesländern durchgeführt.[4] In einem ersten Schritt sollen, beginnend mit Niedersachsen, deskriptive Befunde zu Renditeunterschieden betrachtet werden.

[4] Die Exportbeteiligung von ostdeutschen Unternehmen ist deutlich geringer als die von westdeutschen und ein Vergleich von niedersächsischen mit ostdeutschen Unternehmen erscheint daher hier nicht sinnvoll. Zu den Unterschieden im Exportverhalten von west- und ostdeutschen Firmen vgl. Wagner (2007c).

Tabelle 1: Rendite in exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen in Niedersachsen (1999 – 2004)[1]

Jahr		Anzahl Unternehmen	Mittelwert Rendite	Standard-abweichung Rendite	t-Test auf Unterschiede im Mittelwert der Rendite (p-value)[2]	Kolmogorov-Smirnov-Test: Verteilung der Rendite der Exporteure dominiert die der Nicht-Exporteure (p-value)[3]
1999	Exporteure	933	13.80	13.49	0.168	0.143
	Nicht-Exporteure	558	12.79	13.79		
2000	Exporteure	917	13.40	14.87	0.044	0.072
	Nicht-Exporteure	516	11.82	13.73		
2001	Exporteure	913	12.41	14.95	0.307	0.691
	Nicht-Exporteure	445	11.57	13.94		
2002	Exporteure	890	11.86	13.93	0.228	0.354
	Nicht-Exporteure	421	10.90	13.13		
2003	Exporteure	955	11.60	13.45	0.981	0.421
	Nicht-Exporteure	450	11.62	12.59		
2004	Exporteure	940	11.82	13.10	0.806	0.662
	Nicht-Exporteure	419	12.01	12.69		

[1] Die Rendite ist gemessen als Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung (in Prozent); vgl. Text.
[2] Der t-Test wird mit der Annahme ungleicher Varianzen der Verteilung der Rendite bei Exporteuren und Nicht-Exporteuren durchgeführt; ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese identischer Mittelwerte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abgelehnt werden kann.
[3] Die Rendite wird als Abweichung vom Mittelwert innerhalb eines Industriezweiges (4-Steller) gemessen; vgl. Text. Ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Hypothese, dass die Verteilung der Rendite der exportierenden Unternehmen die Verteilung der Rendite der nicht exportierenden Unternehmen stochastisch dominiert, bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) nicht abgelehnt werden kann.

Aus der Tabelle 1 ist zu erkennen, dass zwischen 1999 und 2004 in Niedersachsen rund zwei von drei Industrieunternehmen Exporteure waren. Im Mittelwert lag die Rendite der exportierenden Unternehmen in den ersten vier hier betrachteten Jahren über denen der nicht exportierenden Unternehmen, in den beiden letzten Jahren lag sie knapp darunter. Diese Unterschiede im Mittelwert waren aber nach den Ergebnissen der t-Tests statistisch nur im Jahr 2000 auf einem üblichen Fehlerniveau von unter 5 Prozent statistisch signifikant.

Bei einem Vergleich der Mittelwerte der Renditen zwischen exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen liegt der Fokus der Betrachtung auf einem einzigen Parameter der Renditeverteilung beider Gruppen. Aussagekräftiger in Bezug auf die Fragestellung, ob die Rendite der Exporteure über der der Nicht-Exporteure liegt, ist ein Vergleich der Renditeverteilungen zwischen beiden Gruppen von Unternehmen insgesamt. Ferner ist zu bedenken, dass exportierende und nicht exportierende Unternehmen nicht gleichmäßig auf die unterschiedlichen Industriezweige verteilt sind, und dass daher auch Renditeunterschiede zwischen Industriezweigen, die unabhängig von einer Exporttätigkeit (z.B. aufgrund von Unterschieden in der Wettbewerbsintensität oder von staatlichen Eingriffen) bestehen, eine Rolle spielen können. In einem weiteren Schritt wird daher ein Kolmogorov-Smirnov-Test auf stochastische Dominanz erster Ordnung der Renditeverteilung für exportierende Unternehmen über die Verteilung der Rendite der nicht exportierenden Unternehmen durchgeführt.[5] Dabei wird der individuelle Renditewert jedes Unternehmens jeweils als Abweichung vom Mittelwert der Rendite innerhalb eines 4-Steller-Industriezweigs gemessen und so für die Unterschiede im Renditeniveau zwischen den Industrien kontrolliert. Die Ergebnisse in der letzten Spalte der Tabelle 1 zeigen, dass die Verteilung der Rendite der exportierenden Unternehmen die der nicht exportierenden Unternehmen in keinem Jahr stochastisch dominiert. Für Niedersachsen deuten die deskriptiven Befunde also deutlich darauf hin, dass Exportaktivitäten nicht mit einer höheren Unternehmensrendite verbunden sind.

Die entsprechenden Ergebnisse für die Industrieunternehmen aus den übrigen westdeutschen Bundesländern finden sich in Tabelle 2. Hier waren zwischen 1999

[5] Vgl. zum Kolmogorov-Smirnov-Test auf stochastische Dominanz erster Ordnung Conover (1999), S. 456ff.

und 2004 rund drei von vier Industrieunternehmen Exporteure. Im Mittelwert lag die Rendite der exportierenden Unternehmen in allen hier betrachteten Jahren über denen der nicht exportierenden Unternehmen. Diese Unterschiede im Mittelwert waren nach den Ergebnissen der t-Tests statistisch immer hoch signifikant. Aus ökonomischer Sicht können die Renditedifferenzen als zwar nicht sehr hoch, aber auch als nicht vernachlässigbar klein eingestuft werden, denn sie betrugen durchschnittlich 1,3 Prozentpunkte, was bei einem Renditeniveau in exportierenden Betrieben von durchschnittlich 12,46 Prozent im Betrachtungszeitraum einem Renditevorsprung der Exporteure gegenüber den Nicht-Exporteuren von rund 10 Prozent entspricht.

Tabelle 2: Rendite in exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen in Westdeutschland ohne Niedersachsen (1999 – 2004)[1]

Jahr		Anzahl Unternehmen	Mittelwert Rendite	Standard-abweichung Rendite	t-Test auf Unterschiede im Mittelwert der Rendite (p-value)[2]	Kolmogorov-Smirnov-Test: Verteilung der Rendite der Exporteure dominiert die der Nicht-Exporteure (p-value)[3]
1999	Exporteure	9384	13.06	13.58	0.001	0.001
	Nicht-Exporteure	3164	12.13	13.82		
2000	Exporteure	9405	13.02	13.38	0.000	0.008
	Nicht-Exporteure	3145	11.66	13.62		
2001	Exporteure	8979	12.38	13.60	0.000	0.005
	Nicht-Exporteure	2858	11.06	12.73		
2002	Exporteure	8689	11.85	13.42	0.000	0.000
	Nicht-Exporteure	2665	10.19	12.98		
2003	Exporteure	9443	11.87	13.89	0.000	0.012
	Nicht-Exporteure	2487	10.59	12.97		
2004	Exporteure	9365	12.55	14.06	0.000	0.001
	Nicht-Exporteure	2490	11.28	12.66		

[1] Die Rendite ist gemessen als Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung (in Prozent); vgl. Text.
[2] Der t-Test wird mit der Annahme ungleicher Varianzen der Verteilung der Rendite bei Exporteuren und Nicht-Exporteuren durchgeführt; ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese identischer Mittelwerte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abgelehnt werden kann.
[3] Die Rendite wird als Abweichung vom Mittelwert innerhalb eines Industriezweiges (4-Steller) gemessen; vgl. Text. Ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Hypothese, dass die Verteilung der Rendite der exportierenden Unternehmen die Verteilung der Rendite der nicht exportierenden Unternehmen stochastisch dominiert, bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) nicht abgelehnt werden kann.

Die Ergebnisse des Kolmogorov-Smirnov-Tests in der letzten Spalte der Tabelle 2 zeigen zudem, dass die Hypothese, dass die Verteilung der Rendite der exportierenden Unternehmen die Verteilung der Rendite der nicht exportierenden Unternehmen stochastisch dominiert, bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von einem Prozent nicht abgelehnt werden kann. Für die Industrieunternehmen in den übrigen westdeutschen Bundesländern deuten die deskriptiven Befunde also deutlich darauf hin, dass, anders als in niedersächsischen Industrieunternehmen, Exportaktivitäten mit einer höheren Unternehmensrendite verbunden sind.

4. Renditeprämien für Exportaktivitäten

Der nächste Schritt in der empirischen Untersuchung besteht in der Schätzung von so genannten Renditeprämien für Exportaktivitäten, die den zwischen exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen bestehenden Unterschied in der Rendite messen, wobei für weitere zwischen den Unternehmen variierende Einflussfaktoren kontrolliert wird. Hierfür werden die Daten über die Jahre 1999 bis 2004 gepoolt und es werden Regressionsmodelle mit der Rendite als endogener Variable sowie mit Indikatoren für die Exporttätigkeit und weiteren Kontrollvariablen als exogenen Variablen geschätzt. Die Exporttätigkeit wird hierbei auf vier verschiedene Arten abgebildet, und zwar

- als Dummy-Variable, die den Wert Eins für Exporteure und den Wert Null für Nicht-Exporteure annimmt (Modell 1),
- als Exportanteil am Umsatz (Modell 2),
- als Exportanteil am Umsatz und zusätzlich als quadrierter Exportanteil am Umsatz (Modell 3),
- als Exportanteil am Umsatz, als quadrierter Exportanteil am Umsatz und zusätzlich als kubischer Exportanteil am Umsatz (Modell 4).

Alle Modelle enthalten zusätzlich die Anzahl tätiger Personen (auch als quadrierten Wert), den Anteil der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung an allen Beschäftigten, einen vollständigen Satz von Interaktionstermen zwischen Dummy-Variablen für 4-Steller-Industriezweige und Jahre sowie eine Konstante. Diese Variablen berücksichtigen Renditeunterschiede, die mit der Unternehmensgröße, mit

der Technologieintensität, mit dem Industriezweig und mit einzelnen Jahren zusammen hängen. Ferner werden fixe Unternehmenseffekte aufgenommen, die für unbeobachtete (und möglicher Weise mit dem Export korrelierte) und über den Beobachtungszeitraum konstante Unterschiede zwischen den Unternehmen (zum Beispiel in der Qualität des Managements) kontrollieren. Da im Datensatz in einigen Fällen sehr hohe bzw. sehr niedrige Renditewerte enthalten sind, deren Ursachen sich aus Datenschutzgründen nicht herausarbeiten lassen, werden alle Modelle ohne die Beobachtungen mit dem jeweils höchsten bzw. niedrigsten Prozent der Renditeverteilung geschätzt.[6]

Im Modell 1 gibt der geschätzte Regressionskoeffizient der Dummy-Variablen den ceteris paribus (d.h. bei Kontrolle der von den anderen im Modell berücksichtigten Faktoren) beobachteten Unterschied in der Rendite zwischen Exporteuren und Nicht-Exporteuren an. Der Koeffizient der Variable Exportanteil am Umsatz in Modell 2 zeigt entsprechend, um wie viele Prozentpunkte sich ceteris paribus die Rendite eines Unternehmens verändert, wenn der Exportanteil am Umsatz um einen Prozentpunkt höher ausfällt. Modell 3 überprüft, ob der Zusammenhang zwischen dem Exportanteil am Umsatz und der Rendite durch eine Parabel beschrieben werden kann – ob es z.B. einen umgekehrt U-förmigen Verlauf gibt, bei dem mit steigender Exportquote zunächst eine steigende Rendite zu beobachten ist, die dann bei einem bestimmten Exportanteil am Umsatz ein Maximum erreicht und die anschließend bei weiter steigender relativer Bedeutung der Ausfuhren sinkt. Das Vorliegen eines solchen „Schwellenwertes“ wird vielfach mit ansteigenden Koordinationskosten begründet, die dann die positiven Effekte eines steigenden Exportanteils am Umsatz ab einem Punkt überkompensieren. Modell 4 testet, ob der Zusammenhang zwischen der Rendite und dem Exportanteil am Umsatz die Form eines „liegenden S“ hat, also bei niedrigen Exportanteilen zunächst niedrige Renditen zu beobachten sind (da hier der Einfluss der Kosten überwiegt), später dann ansteigende und schließlich wieder fallende.

Die geschätzten Regressionskoeffizienten der Exportvariablen aus den vier Modellen für Niedersachen und die übrigen westdeutschen Bundesländer sind in der Tabelle 3

[6] Ergebnisse von Modellschätzungen mit Daten für alle Unternehmen sowie ohne Berücksichtigung fixer Betriebseffekte sind beim Verfasser erhältlich.

abgedruckt.[7] Für Niedersachsen zeigen die geschätzten Koeffizienten der Exportvariablen in Tabelle 3 keinen statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen der Unternehmensrendite und dem Anteil der Ausfuhren am Umsatz. Diese Ergebnisse stimmen mit den Befunden aus den deskriptiven Analysen überein.

Für die Industrieunternehmen aus den übrigen westdeutschen Ländern zeigt sich ein anderes Bild. Zwischen der Exporttätigkeit als solcher und der Rendite besteht auch hier bei Kontrolle für die anderen im Modell 1 berücksichtigten Variablen kein statistisch signifikanter Zusammenhang, aber nach den Ergebnissen der Schätzung von Modell 2 fällt die Rendite um so höher aus, je höher der Exportanteil am Umsatz ist. Für einen quadratischen oder kubischen Zusammenhang liefern die Schätzungen der Modelle 3 und 4 keinen Anhaltspunkt. Eine Erhöhung der Exportquote um zehn Prozentpunkte ist demnach mit einer um 0,3 Prozentpunkte höheren Rendite verbunden. Exportiert ein Unternehmen die Hälfte seines Umsatzes, dann ist nach dieser Schätzung seine Rendite um 1,5 Prozentpunkte höher als bei einem sonst gleichen nicht exportierenden Unternehmen. Diese geschätzte statistisch signifikante und aus ökonomischer Sicht zwar nicht sehr hohe, aber auch nicht vernachlässigbar kleine Renditeprämie entspricht den oben vorgestellten Ergebnissen aus den deskriptiven Analysen.

[7] Tabellen mit den vollständigen Schätzergebnissen der Modelle sind beim Verfasser erhältlich.

Tabelle 3: Renditeprämien für Exportaktivitäten in Niedersachsen und in Westdeutschland ohne Niedersachsen[1]

Exogene Variable	Modell	1	2	3	4
Niedersachsen					
Exporteur	ß	-0.084			
(Dummy; 1 = ja)	p	0.885			
Exportanteil am	ß		0.020	0.018	0.093
Umsatz (in Prozent)	p		0.176	0.627	0.170
Exportanteil am	ß			0.00002	-0.003
Umsatz (quadriert)	p			0.961	0.194
Exportanteil am	ß				0.00002
Umsatz (kubisch)	p				0.171
Westdeutschland ohne Niedersachsen					
Exporteur	ß	0.374			
(Dummy; 1 = ja)	p	0.131			
Exportanteil am	ß		0.030	0.017	0.032
Umsatz (in Prozent)	p		0.000	0.258	0.230
Exportanteil am	ß			0.0002	-0.0003
Umsatz (quadriert)	p			0.353	0.678
Exportanteil am	ß				3.62e-6
Umsatz (kubisch)	p				0.518

[1] Geschätzte Koeffizienten aus Regressionsmodellen mit der Unternehmensrendite (gemessen als Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung; in Prozent) als endogener Variable und den jeweils in den Modellen 1 bis 4 enthaltenen Exportvariablen als exogenen Variablen. Alle Modelle enthalten zusätzlich die Anzahl tätiger Personen (auch als quadrierten Wert), den Anteil der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung an allen Beschäftigten, einen vollständigen Satz von Interaktionstermen zwischen Dummy-Variablen für 4-Steller-Industriezweige und Jahre (1999 – 2004) sowie eine Konstante. Die Modelle wurden mit gepoolten Daten für 1999 bis 2004 (unbalanced panel) und mit Berücksichtigung von fixen Unternehmenseffekten geschätzt. Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen. Ergebnistabellen mit den vollständigen Schätzungen dieser und alternativer Modelle ohne fixe Unternehmenseffekte und ohne den Ausschluss der Unternehmen mit extrem hohen bzw. extrem niedrigen Renditewerten sind beim Verfasser erhältlich.

5. Werden renditestarke Unternehmen Exporteure?

Aus den deskriptiven Analysen und aus den mikroökonometrischen Modellschätzungen haben wir damit deutliche Hinweise auf einen positiven Zusammenhang zwischen Exportaktivitäten und Rendite in Unternehmen aus den übrigen westdeutschen Ländern, aber nicht für die aus Niedersachsen. Hierbei ist zu beachten, dass weder die t-Tests noch die Kolmogorov-Smirnov-Tests noch die Regressionsanalysen etwas über die Richtung der Kausalität dieses Zusammenhangs aussagen. Ob Exporte die Rendite erhöhen, ob eine höhere Rendite die Exportneigung steigert, oder ob beides der Fall ist, lässt sich mit diesen Analysen nicht beantworten.

Für eine Selbst-Selektion profitablerer Unternehmen in Exportaktivitäten könnte sprechen, dass der Schritt auf Exportmärkte zunächst einmal mit Kosten verbunden ist, die vor eventuellen später einmal anfallenden Erträgen zu tragen sind. Diese Kosten können höher rentable Unternehmen leichter tragen als Unternehmen mit einer niedrigeren Rendite. Die umfangreiche Literatur zum Zusammenhang von Exporten und Produktivität hat deutlich gemacht, dass exportierende Firmen nicht nur bei einer Betrachtung im Querschnitt produktiver sind als nicht exportierende Firmen, sondern dass sie bereits in den Jahren vor dem Exportstart produktiver waren als Firmen, die in den Folgejahren nicht mit dem Export begonnen haben (vgl. für einen umfassenden Überblick Wagner 2007d). Ob sich ein entsprechender Zusammenhang auch für die Rendite und den Exportstart zeigt, kann mit den vorliegenden Daten überprüft werden, indem zwei Gruppen von Unternehmen miteinander verglichen werden, nämlich

- Unternehmen, die in einem Zeitraum von drei Jahren (t-3 bis t-1) nicht exportiert haben und die im Jahr t mit dem Export beginnen (Exportstarter der Jahreskohorte t),
- Unternehmen, die im gesamten Zeitraum von vier Jahren (t-3 bis t) nicht exportiert haben (Nicht-Starter der Jahreskohorte t).

Ein Vergleich der Rendite von Exportstartern und Nicht-Startern einer Kohorte im Jahr t-3 (also drei Jahre bevor ein Teil dieser Unternehmen mit dem Export beginnt) zeigt dann, ob Hinweise auf eine Selbst-Selektion renditestarker Unternehmen in

Exportaktivitäten vorliegen oder nicht. Da unsere Daten die Jahre 1999 bis 2004 umfassen, können die Kohorten der Jahrgänge 2002, 2003 und 2004 untersucht werden.

Die Tabellen 4 und 5 enthalten die Ergebnisse für Niedersachen bzw. für die übrigen westdeutschen Bundesländer. In beiden Fällen sind die Kohorten der Starter recht klein. Die Rendite der Starter ist im Durchschnitt fast immer geringer als die der Nicht-Starter, der Unterschied ist aber nur für die Starterkohorte 2002 in Niedersachsen auf einem Fehlerniveau von 5 Prozent statistisch signifikant. Auch der Kolmogorov-Smirnov-Test zeigt keine signifikanten Unterschiede zwischen den Verteilungen der Rendite bei den Startern und den Nicht-Startern. Die geschätzten Renditeprämien der Exportstarter aus Regressionsmodellen, in denen zusätzlich für die Anzahl der Beschäftigten (und deren Quadrat), den Anteil der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung an allen Beschäftigten sowie den Industriezweig des Unternehmens (jeweils im Jahr t-3) kontrolliert wird, sind ebenfalls (mit Ausnahme der Starterkohorte 2003 in den übrigen westdeutschen Ländern) insignifikant.

Tabelle 4: Renditeunterschiede zwischen Exportstartern und Nicht-Startern in Niedersachsen drei Jahre vor dem Start

Starter-Kohorte		2002	2003	2004
Anzahl Unternehmen	Starter	17	30	17
	Nicht-Starter	367	318	289
Rendite (in Prozent): Mittelwert (Standardabweichung)	Starter	9.24	9.30	10.57
	Nicht-Starter	13.09	12.62	12.10
t-Test auf Signifikanz der Mittelwertunterschiede[1]	p-value	0.049	0.328	0.607
Kolmogorow-Smirnov Test[2]				
- Unterschied besteht	p-value	0.174	0.791	0.678
- Starter > Nicht-Starter	p-value	0.940	0.586	0.771
- Nicht-Starter > Starter	p-value	0.126	0.472	0.412
Rendite-Prämien der Exportstarter (Prozentpunkte)[3]	ß	-1.278	-6.860	3.558
	p-value	0.606	0.357	0.331

[1] t-Test mit Annahme ungleicher Varianzen beider Gruppen; ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese identischer Mittelwerte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abgelehnt werden kann.

[2] Ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Hypothese bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) nicht abgelehnt werden kann, dass daher
- die Renditeverteilungen für Exportstarter und Nicht-Starter unterschiedlich sind
- die Verteilung der Rendite der Exportstarter die Verteilung der Rendite der Nicht-Starter stochastisch dominiert
- die Verteilung der Rendite der Nicht-Starter die Verteilung der Rendite der Starter stochastisch dominiert

[3] Die Renditeprämie ist der geschätzte Regressionskoeffizient einer Dummy-Variable mit dem Wert Eins für Export-Starter und Null für Nicht-Starter aus einer OLS-Regression der Rendite auf diese Dummy-Variable bei Kontrolle für die Anzahl der Beschäftigten und den quadrierten Wert dieser Anzahl, den Anteil der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung in Prozent aller Beschäftigten sowie Dummy-Variablen für die Industrie des Unternehmens (WZ-4-Steller), jeweils gemessen drei Jahre vor dem Exportstart.

Tabelle 5: Renditeunterschiede zwischen Exportstartern und Nicht-Startern in Westdeutschland (ohne Niedersachsen) drei Jahre vor dem Start

Starter-Kohorte		2002	2003	2004
Anzahl Unternehmen	Starter	98	210	75
	Nicht-Starter	2236	2065	1865
Rendite (in Prozent): Mittelwert (Standardabweichung)	Starter	10.77	13.50	10.70
	Nicht-Starter	12.55	11.96	11.38
t-Test auf Signifikanz der Mittelwertunterschiede[1]	p-value	0.167	0.118	0.650
Kolmogorow-Smirnov Test[2]				
- Unterschied besteht	p-value	0.417	0.190	0.472
- Starter > Nicht-Starter	p-value	0.969	0.108	0.357
- Nicht-Starter > Starter	p-value	0.237	0.953	0.270
Rendite-Prämien der Exportstarter (Prozentpunkte)[3]	ß	-1.952	1.824	1.336
	p-value	0.147	0.043	0.348

[1] t-Test mit Annahme ungleicher Varianzen beider Gruppen; ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese identischer Mittelwerte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abgelehnt werden kann.

[2] Ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Hypothese bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) nicht abgelehnt werden kann, dass daher
- die Renditeverteilungen für Exportstarter und Nicht-Starter unterschiedlich sind
- die Verteilung der Rendite der Exportstarter die Verteilung der Rendite der Nicht-Starter stochastisch dominiert
- die Verteilung der Rendite der Nicht-Starter die Verteilung der Rendite der Starter stochastisch dominiert

[3] Die Renditeprämie ist der geschätzte Regressionskoeffizient einer Dummy-Variable mit dem Wert Eins für Export-Starter und Null für Nicht-Starter aus einer OLS-Regression der Rendite auf diese Dummy-Variable bei Kontrolle für die Anzahl der Beschäftigten und den quadrierten Wert dieser Anzahl, den Anteil der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung in Prozent aller Beschäftigten sowie Dummy-Variablen für die Industrie des Unternehmens (WZ-4-Steller), jeweils gemessen drei Jahre vor dem Exportstart.

Damit haben wir keine Hinweise darauf, dass eine Selbst-Selektion rentablerer Unternehmen auf Exportmärkte zu beobachten ist, wobei allerdings zu beachten ist, dass die Starterkohorten in jedem Jahr nur recht wenige Unternehmen umfassen, was zu einer geringen Präzision der Berechnungen beitragen kann.

6. Schlussfolgerungen

Die hier vorgestellten ersten Ergebnisse einer empirischen Untersuchung zu den Zusammenhängen zwischen Unternehmensrendite und Exporttätigkeit in Industriebetrieben aus Niedersachsen und den übrigen westdeutschen Bundesländern zeigen, dass im übrigen Westdeutschland eine höhere Rendite und eine verstärkte Exportorientierung Hand in Hand gehen, während dies in Niedersachsen nicht der Fall ist. Eine kausale Interpretation dieser Evidenz im Sinne eines positiven Effekts der Exporte auf die Rendite der Industrieunternehmen aus dem übrigen Westdeutschland ist allerdings nicht zulässig. Andererseits deutet aber die fehlende Evidenz für eine Selbst-Selektion profitablerer Unternehmen in die Exporttätigkeit darauf hin, dass sich die Exporte positiv auf die Ertragslage auswirken, denn wie sollte sich der zu einem Zeitpunkt festgestellte Zusammenhang zwischen Ausfuhren und Rentabilität sonst erklären lassen?

Exporte können die Rendite eines Unternehmens aus vielen Gründen positiv beeinflussen – es kann Lerneffekte durch Kontakte mit Kunden und Wettbewerbern im Ausland geben, Skaleneffekte aufgrund des verglichen mit dem Inlandsmarkt größeren internationalen Markt können eine Rolle spielen, monopolistische firmenspezifische Vorteile lassen sich erfolgreich auch im Ausland vermarkten und dies steigert die erzielten Renten. Ob dies der Fall ist, kann mit den vorliegenden Daten allerdings nicht durch einen Vergleich der Renditeentwicklung von Exportstartern und Nicht-Startern in den Jahren nach dem Start empirisch überprüft werden. Anders als ex-ante Prämien lassen sich ex-post Prämien für Exportstarter nicht berechnen, denn die Informationen über die Rendite stammt aus den Daten der Kostenstrukturerhebung, und deren Design als rotierendes Panel mit einer alle vier Jahre neuen Stichprobe bei den Untenehmen mit weniger als 500 Beschäftigten verhindert dies. Die Exportstarter der Kohorten 2002 bzw. 2003 können nicht über die sich an den Start anschließenden Jahre weiter verfolgt und mit Nicht-Startern im

Hinblick auf die Entwicklung der Rentabilität beobachten werden, da entsprechende Informationen nur für die vier Jahre von 1999 bis 2002 vorliegen.

Die eingangs gestellte Frage, ob sich Exportaktivitäten positiv auf die Rendite von Industrieunternehmen auswirken, können wir damit auf der Basis der hier ausgewerteten neu verfügbaren Daten wie folgt beantworten: In den übrigen westdeutschen Bundesländern ist dies höchstwahrscheinlich und in einem ökonomisch relevantem Ausmaß der Fall; niedersächsischen exportierenden Industrieunternehmen gelingt es dagegen nicht, ihren Produktivitätsvorsprung gegenüber nicht exportierenden Unternehmen auch in einen Renditevorsprung zu überführen. Die Ursachen für diese interregionalen Unterschiede sind Gegenstand zukünftiger weiterführender Analysen.

Die vorliegende Untersuchung zeigt ferner, dass das Analysepotenzial wirtschaftsstatistischer Einzeldaten aus Erhebungen der amtlichen Statistik erheblich gesteigert wird, wenn Daten für einzelne Betriebe bzw. Unternehmen aus unterschiedlichen Statistiken zusammengeführt und dann gemeinsam ausgewertet werden können. In der Kostenstrukturerhebung werden keine Informationen zu Exporten erfasst, im Monatsbericht gibt es keine Informationen, aus denen sich ein Indikator für den wirtschaftlichen Erfolg eines Unternehmens ableiten lässt. Erst durch die Kombination der Einzeldaten aus beiden Statistiken ist eine Untersuchung zum Zusammenhang von Exporten und Rendite möglich, wie sie hier vorgelegt wird. Zahlreiche weitere Beispiele ließen sich hier anführen.
Der Aufbau solcher kombinierten Datensätze und ihre Bereitstellung für wissenschaftliche Analysen in den Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter sind ein zentraler Bereich laufender und zukünftiger Arbeiten. Neben einer Zusammenführung von Datensätzen jeweils eines Datenproduzenten (z. B. der Statistischen Ämter oder der Bundesagentur für Arbeit) gilt es hierbei auch, die technischen und rechtlichen Voraussetzungen dafür zu verbessern, dass eine Zusammenführung von Daten für Firmen und die in ihnen tätigen Personen über die Grenzen der Datenproduzenten hinaus möglich wird.[8] Die Realisierung dieser Projekte und die dauerhafte Etablierung der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter als Kerne der informationellen Infrastruktur in Deutschland sind

[8] Vgl. hierzu Wagner (2008) und Bender, Wagner und Zwick (2007).

Aufgaben von zentraler Bedeutung sowohl für wissenschaftliche Grundlagenforschung als auch für Evaluationen wirtschaftspolitischer Maßnahmen und für eine evidenzbasierte wissenschaftliche Politikberatung.

Literatur

Bausch, Andreas und Mario Krist (2007), The Effect of Context-Related Moderators on the Internationalization-Performance Relationship: Evidence from Meta-Analysis. *Management International Review* 47, 3, 319-347.

Bender, Stefan, Joachim Wagner und Markus Zwick (2007), KombiFiD – Kombinierte Firmendaten für Deutschland. University of Lüneburg Working Papers in Economics No. 60, September.

Bernard, Andrew B., J. Bradford Jensen, Stephen J. Redding, und Peter K. Schott (2007), Firms in International Trade. *Journal of Economic Perspectives* 21, 3, 105-130.

Bernard, Andrew B. und Joachim Wagner (1997), Exports and Success in German Manufacturing. *Review of Word Economics* 133, 1, 134-157.

Conover, W. J. (1999), *Practical Nonparametric Statistics*. Third Edition. New York etc.: Wiley.

Fritsch, Michael, Bernd Görzig, Ottmar Hennchen und Andreas Stephan (2004), Cost Structure Surveys for Germany. *Schmollers Jahrbuch / Journal of Applied Social Science Studies* 124, 4, 557-566.

Konold, Michael (2007), New Possibilities for Economic Research through Integration of Establishment-level Panel Data of German Official Statistics. *Schmollers Jahrbuch / Journal of Applied Social Science Studies* 127, 2, 321-334.

Mayer, Thierry und Gianmarco I. P. Ottaviano (2007), The Happy Few: The internationalisation of European firms. New facts based in firm-level evidence. Brussels: Bruegel.

Schank, Thorsten, Claus Schnabel und Joachim Wagner (2007), Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer-employee data. *Journal of International Economics* 72, 1, 52-74.

Wagner, Joachim (2007a), Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm Level Data. *The World Economy* 30, 1, 60-82.

Wagner, Joachim (2007b), Exporte und Produktivität in Industriebetrieben – Niedersachsen im interregionalen und internationalen Vergleich. University of Lüneburg Working Paper Series in Economics No. 68, Dezember.

Wagner, Joachim (2007c), Why more West than East German firms export, University of Lüneburg Working Paper Series in Economics No. 42, March.

Wagner, Joachim (2007d), Exports and Productivity in Germany. *Applied Economics Quarterly* 53, 4, 353-373.

Wagner, Joachim (2008), Improvements and Challenges for the Research Infrastructure in the Field Firm Level Data. University of Lüneburg Working Papers in Economics N0. 88, June.

Wooldridge, Jeffrey M. (2006), Introductory Econometrics. A Modern Approach. Third Edition, Mason, OH: Thomson South-Western.

Zühlke, Sylvia, Markus Zwick, Sebastian Scharnhorst und Thomas Wende (2004), The research data centres of the Federal Statistical Office and the statistical offices of the *Länder*. *Schmollers Jahrbuch / Journal of Applied Social Science Studies* 124, 4, 567-578.

Anhangtabellen

A.1 Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Niedersachsen (1999 – 2004)

A.2 Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Niedersachsen (1999 – 2004) – ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten

A.3 Deskriptive Statistiken für die Stichproben der Regressionsschätzungen aus den Tabellen A.1 und A.2

A.4 Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Westdeutschland ohne Niedersachsen (1999 – 2004)

A.5 Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Westdeutschland ohne Niedersachsen (1999 – 2004) – ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten

A.6 Deskriptive Statistiken für die Stichproben der Regressionsschätzungen aus den Tabellen A.4 und A.5

Tabelle A.1: Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Niedersachsen (1999 – 2004)

Endogene Variable: Rendite (Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung; in Prozent)

		Schätzungen mit gepoolten Daten				Panelschätzungen mit fixen Unternehmenseffekten			
	Modell	1	2	3	4	5	6	7	8
Exogene Variable									
Exporteur	ß	0.127				-0.285			
(Dummy; 1 = ja)	p	0.739				0.667			
Exportanteil am	ß		0.014	0.0004	-0.032		0.013	0.006	0.127
Umsatz (in Prozent)	p		0.087	0.985	0.456		0.433	0.879	0.081
Exportanteil am	ß			0.0002	0.0013			0.00009	-0.0039
Umsatz (quadriert)	p			0.530	0.324			0.865	0.060
Exportanteil am	ß				-9.33e-6				0.00003
Umsatz (kubik)	p				0.392				0.051
Anzahl Beschäftigte	ß	0.0006	0.0005	0.0005	0.0005	-0.00006	-0.0001	-0.00009	-0.0001
(Personen)	p	0.111	0.160	0.150	0.137	0.944	0.896	0.908	0.883
Anzahl Beschäftigte	ß	-2.850e-9	-1.80e-9	-1.94e-9	-2.12e-9	3.41e-9	3.81e-9	3.71e-9	4.14e-9
(quadriert)	p	0.466	0.592	0.565	0.529	0.660	0.627	0.636	0.605
Anteil Beschäftigte in FuE	ß	10.199	8.527	8.414	8.491	-1.193	-1.442	-1.489	-1.565
an allen Beschäftigten	p	0.055	0.117	0.123	0.120	0.910	0.892	0.888	0.884
Konstante	ß	11.886	11.756	11.828	11.898	-0.052	-0.051	-0.051	-0.051
	P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.461	0.462	0.462	0.462
Interaktionsterme von Jahr und Wirtschaftszweig (4-Steller)		Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Anzahl Beobachtungen		8354	8354	8354	8354	8354	8354	8354	8354
R^2		0.2265	0.2269	0.2269	0.2270	0.0042	0.0052	0.0053	0.0037

Tabelle A.2: Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Niedersachsen (1999 – 2004) – ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten[1]

Endogene Variable: Rendite (Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung; in Prozent)

		Schätzungen mit gepoolten Daten				Panelschätzungen mit fixen Unternehmenseffekten			
	Modell	1	2	3	4	5	6	7	8
Exogene Variable									
Exporteur	ß	0.521				-0.084			
(Dummy; 1 = ja)	p	0.113				0.885			
Exportanteil am	ß		0.028	0.039	-0.038		0.020	0.018	0.093
Umsatz (in Prozent)	p		0.000	0.038	0.299		0.176	0.627	0.170
Exportanteil am	ß			-0.0002	0.0026			0.00002	-0.003
Umsatz (quadriert)	p			0.522	0.024			0.961	0.194
Exportanteil am	ß				-0.00002				0.00002
Umsatz (kubik)	p				0.012				0.171
Anzahl Beschäftigte	ß	-0.00004	-0.0002	-0.0002	-0.0001	-0.0003	-0.0004	-0.0004	-0.0004
(Personen)	p	0.902	0.600	0.564	0.641	0.659	0.632	0.626	0.621
Anzahl Beschäftigte	ß	3.29e-9	4.30e-9	4.44e-9	4.08e-9	6.01e-9	3.36e-9	6.33e-9	6.55e-9
(quadriert)	p	0.235	0.116	0.105	0.136	0.441	0.422	0.405	0.415
Anteil Beschäftigte in FuE	ß	12.661	9.484	9.584	9.782	-2.683	-3.080	-3.093	3.205
an allen Beschäftigten	p	0.007	0.047	0.044	0.041	0.765	0.731	0.730	0.723
Konstante	ß	11.619	11.515	11.454	11.620	-0.045	-0.047	-0.047	-0.047
	P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.470	0.457	0.457	0.457
Interaktionsterme von Jahr und Wirtschaftszweig (4-Steller)		Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Anzahl Beobachtungen		8199	8199	8199	8199	8199	8199	8199	8199
R^2		0.2408	0.2424	0.2424	0.2431	0.0054	0.0086	0.0086	0.0067

[1] Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen

Tabelle A.3: Deskriptive Statistiken für die Stichproben der Regressionsschätzungen aus den Tabellen A.1 und A.2[1]

Variable	Alle Unternehmen	ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten[2]
Rendite (in Prozent)	12.26 (13.75)	12.14 (11.68)
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	0.66 (0.47)	0.66 (0.47)
Exportanteil am Umsatz (in Prozent)	18.47 (23.89	18.55 (23.93)
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	912.14 (1733.46)	916.43 (1734.76)
Exportanteil am Umsatz (kubik)	55744.56 (139037.1)	55982.11 (138968.2)
Anzahl Beschäftigte (Personen)	311.63 (2895.56)	312.92 (2922.16)
Anzahl Beschäftigte (quadriert)	8480371 (3.06e+8)	8635879 (3.09e+8)
Anteil Beschäftigte in FuE an allen Beschäftigten	0.013 (0.039)	0.013 (0.039)
Anzahl Beobachtungen	8354	8199

[1] Mittelwerte; Standardabweichungen in Klammern
[2] Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen

Tabelle A.4: Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Westdeutschland ohne Niedersachsen (1999 – 2004)

Endogene Variable: Rendite (Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung; in Prozent)

		Schätzungen mit gepoolten Daten				Panelschätzungen mit fixen Unternehmenseffekten			
	Modell	1	2	3	4	5	6	7	8
Exogene Variable									
Exporteur	ß	1.361				0.625			
(Dummy; 1 = ja)	p	0.000				0.029			
Exportanteil am	ß		0.035	0.086	0.073		0.028	0.005	0.040
Umsatz (in Prozent)	p		0.000	0.000	0.000		0.001	0.788	0.210
Exportanteil am	ß			-0.0007	-0.0003			0.0003	-0.0008
Umsatz (quadriert)	p			0.000	0.524			0.185	0.372
Exportanteil am	ß				-3.59e-9				8.51e-6
Umsatz (kubik)	p				0.279				0.243
Anzahl Beschäftigte	ß	0.0005	0.0004	0.0004	0.0004	-0.00005	-0.00008	-0.00007	-0.00007
(Personen)	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.831	0.693	0.752	0.738
Anzahl Beschäftigte	ß	-3.37e-9	-3.05e-9	-2.99e-9	-2.99e-9	1.33e-9	1.52e-9	1.43e-9	1.46e-9
(quadriert)	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.275	0.213	0.239	0.231
Anteil Beschäftigte in FuE	ß	2.310	0.303	0.225	0.234	-1.054	-1.164	-1.145	-1.156
an allen Beschäftigten	p	0.122	0.841	0.881	0.876	0.651	0.620	0.624	0.621
Konstante	ß	10.937	11.226	10.849	10.891	-0.014	-0.014	-0.014	-0.014
	P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.581	0.584	0.583	0.583
Interaktionsterme von Jahr und Wirtschaftszweig (4-Steller)		Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Anzahl Beobachtungen		72060	72060	72060	72060	72060	72060	72060	72060
R^2		0.0900	0.0915	0.0924	0.0924	0.0004	0.0026	0.0015	0.0016

[1] Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen

Tabelle A.5: Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Westdeutschland ohne Niedersachsen (1999 – 2004) – ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten[1]

Endogene Variable: Rendite (Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung; in Prozent)

		Schätzungen mit gepoolten Daten				Panelschätzungen mit fixen Unternehmenseffekten			
	Modell	1	2	3	4	5	6	7	8
Exogene Variable									
Exporteur	ß	1.133				0.374			
(Dummy; 1 = ja)	p	0.000				0.131			
Exportanteil am	ß		0.031	0.071	0.070		0.030	0.017	0.032
Umsatz (in Prozent)	p		0.000	0.000	0.00		0.000	0.258	0.230
Exportanteil am	ß			-0.0006	-0.0005			0.0002	-0.0003
Umsatz (quadriert)	p			0.000	0.144			0.353	0.678
Exportanteil am	ß				-3.17e-7				3.62e-6
Umsatz (kubik)	p				0.912				0.518
Anzahl Beschäftigte	ß	0.0005	0.0004	0.0004	0.0004	-9.91e-4	-0.00006	-0.00005	-0.00005
(Personen)	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.961	0.762	0.800	0.792
Anzahl Beschäftigte	ß	-3.18e-9	-2.89e-9	-2.84e-9	-2.84e-9	1.01e-9	1.26e-9	1.21e-9	1.22e-9
(quadriert)	p	0.000	0.000	0.000	0.000	0.368	0.261	0.280	0.275
Anteil Beschäftigte in FuE	ß	5.335	3.470	3.412	3.413	2.146	2.025	2.030	2.023
an allen Beschäftigten	p	0.000	0.001	0.001	0.001	0.193	0.223	0.222	0.223
Konstante	ß	11.045	11.255	10.958	10.962	0.002	0.003	0.003	0.003
	P	0.000	0.000	0.000	0.000	0.913	0.884	0.880	0.882
Interaktionsterme von Jahr und Wirtschaftszweig (4-Steller)		Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Anzahl Beobachtungen		70638	70638	70638	70638	70638	70638	70638	70638
R^2		0.0985	0.1001	0.1009	0.1009	0.0008	0.0037	0.0031	0.0032

[1] Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen

Tabelle A.6: Deskriptive Statistiken für die Stichproben der Regressionsschätzungen aus den Tabellen A.4 und A.5[1]

Variable	Alle Unternehmen	ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten[2]
Rendite (in Prozent)	12.17 (13.57)	12.15 (11.58)
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	0.77 (0.42)	0.77 (0.43)
Exportanteil am Umsatz (in Prozent)	23.16 (24.81)	23.11 (24.75)
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	1151.64 (1856.28)	1146.68 (1849.45)
Exportanteil am Umsatz (kubik)	70015.05 (149193.8)	69579.84 (148533)
Anzahl Beschäftigte (Personen)	331.25) (2381.01)	330.29 (2379.22)
Anzahl Beschäftigte (quadriert)	5778854 (2.96e+8)	5769696 (2.98e+8)
Anteil Beschäftigte in FuE an allen Beschäftigten	0.019 (0.050)	0.018 (0.049)
Anzahl Beobachtungen	72.060	70.638

[1] Mittelwerte; Standardabweichungen in Klammern
[2] Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen

Working Paper Series in Economics

(see www.leuphana.de/vwl/papers for a complete list)

No.94: *Joachim Wagner:* Wirken sich Exportaktivitäten positiv auf die Rendite von deutschen Industrieunternehmen aus?, August 2008

No.93: *Claus Schnabel & Joachim Wagner:* The aging of the unions in West Germany, 1980-2006, August 2008

No.92: *Alexander Vogel and Stefan Dittrich:* The German turnover tax statistics panels, August 2008
[forhtcoming in: Schmollers Jahrbuch 128 (2008)]

No.91: *Nils Braakmann:* Crime does pay (at least when it's violent!) – On the compensating wage differentials of high regional crime levels, July 2008

No.90: *Nils Braakmann:* Fields of training, plant characteristics and the gender wage gap in entry wages among skilled workers – Evidence from German administrative data, July 2008

No.89: *Alexander Vogel:* Exports productivity in the German business services sector: First evidence from the Turnover Tax Statistics panel, July 2008

No.88: *Joachim Wagner:* Improvements and future challenges for the research infrastructure in the field *Firm Level Data*, June 2008

No.87: *Markus Groth:* A review of the German mandatory deposit for one-way drinks packaging and drinks packaging taxes in Europe, June 2008

No.86: *Heike Wetzel:* European railway deregulation. The influence of regulatory ans environmental conditions on efficiency, May 2008

No.85: *Nils Braakmann:* Non scholae, sed vitae discimus! - The importance of fields of study for the gender wage gap among German university graduates during market entry and the first years of their careers, May 2008

No.84: *Markus Groth:* Private ex-ante transaction costs for repeated biodiversity conservation auctions: A case study, May 2008

No.83: *Jan Kranich:* R&D and the agglomeration of industries, April 2008

No.82: *Alexander Vogel:* Zur Exporttätigkeit unternehmensnaher Dienstleister in Niedersachsen - Erste Ergebnisse zu Export und Produktivität auf Basis des Umsatzsteuerstatistikpanels, April 2008

No.81: *Joachim Wagner:* Exporte und Firmenerfolg: Welche Firmen profitieren wie vom internationalen Handel?, März 2008

No.80: *Stefan Baumgärtner:* Managing increasing environmental risks through agro-biodiversity and agri-environmental policies, March 2008

No.79: *Thomas Huth:* Die Quantitätstheorie des Geldes – Eine keynesianische Reformulierung, März 2008

No.78: *Markus Groth:* An empirical examination of repeated auctions for biodiversity conservation contracts, March 2008

No.77: *Nils Braakmann:* Intra-firm wage inequality and firm performance – First evidence from German linked employer-employee-data, February 2008

No.76: *Markus Groth*: Perspektiven der Nutzung von Methanhydraten als Energieträger – Eine Bestandsaufnahme, Februar 2008

No.75: *Stefan Baumgärtner, Christian Becker, Karin Frank, Birgit Müller & Christian Quaas:* Relating the philosophy and practice of ecological economics. The role of concepts, models, and case studies in inter- and transdisciplinary sustainability research, January 2008
[forthcoming in: Ecological Economics]

No.74: *Thorsten Schank, Claus Schnabel & Joachim Wagner:* Higher wages in exporting firms: Self-selection, export effect, or both? First evidence from German linked employer-employee data, January 2008

No.73: *Institut für Volkswirtschaftslehre:* Forschungsbericht 2007, Januar 2008

No.72: *Christian Growitsch and Heike Wetzel:Testing for* economies of scope in European railways: An efficiency analysis, December 2007
[revised version of Working Paper No. 29,
forthcoming in: Journal of Transport Economics and Policy]

No.71: *Joachim Wagner, Lena Koller and Claus Schnabel:* Sind mittelständische Betriebe der Jobmotor der deutschen Wirtschaft?, Dezember 2007
[publiziert in: Wirtschftsdienst 88 (2008), 2, 130-135]

No.70: *Nils Braakmann:* Islamistic terror, the war on Iraq and the job prospects of Arab men in Britain: Does a country's direct involvement matter?, December 2007

No.69: *Maik Heinemann:* E-stability and stability learning in models with asymmetric information, December 2007

No.68: *Joachim Wagner:* Exporte und Produktivität in Industriebetrieben – Niedersachsen im interregionalen und internationalen Vergleich, Dezember 2007

No.67: *Stefan Baumgärtner and Martin F. Quaas:* Ecological-economic viability as a criterion of strong sustainability under uncertainty, November 2007

No.66: *Kathrin Michael:* Überbrückungsgeld und Existenzgründungszuschuss – Ergebnisse einer schriftlichen Befragung drei Jahre nach Gründungsbeginn, November 2007

No.65: *The International Study Group on Export and Productivity:* Exports and Productivity – Comparable Evidence for 14 Countries, November 2007

No.64: *Lena Koller, Claus Schnabel und Joachim Wagner:* Freistellung von Betriebsräten – Eine Beschäftigungsbremse?, November 2007
[erscheint in: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung, Heft 2/3 2008]

No.63: *Anne-Kathrin Last:* The Monetary Value of Cultural Goods: A Contingent Valuation Study of the Municipal Supply of Cultural Goods in Lueneburg, Germany, October 2007

No.62: *Thomas Wein und Heike Wetzel:* The Difficulty to Behave as a (regulated) Natural Monopolist – The Dynamics of Electricity Network Access Charges in Germany 2002 to 2005, September 2007

No.61: *Stefan Baumgärtner und Martin F. Quaas:* Agro-biodiversity as natural insurance and the development of financial insurance markets, September 2007
[published in: A. Kontoleon, U. Pascual and M. Smale (eds.): Agrobiodiversity, conservation and economic development, Routledge, London, 293-317]

No.60: *Stefan Bender, Joachim Wagner, Markus Zwick:* KombiFiD - Kombinierte Firmendaten für Deutschland, September 2007

No.59: *Jan Kranich*: Too much R&D? - Vertical differentiation in a model of monopolistic competition, August 2007

No.58: *Christian Papilloud und Ingrid Ott:* Convergence or mediation? Experts of vulnerability and the vulnerability of experts' discourses on nanotechnologies – a case study, July 2007
[published in: European Journal of Social Science Research 21 (2008), 1, 41-64]

No.57: *Ingrid Ott und Susanne Soretz:* Governmental activity, integration and agglomeration, July 2007
[published in: ICFAI Journal of Managerial Economics 5 (2008), 2, 28-47]

No.56: *Nils Braakmann:* Struktur und Erfolg von Ich-AG-Gründungen: Ergebnisse einer Umfrage im Arbeitsagenturbezirk Lüneburg, Juli 2007
[revidierte Fassung erscheint in: Richter, J., Schöning, S. & Wetzel, H., Mittelstand 2008. Aktuelle Forschungsbeiträge zu gesellschaftlichen und finanzwirtschaftlichen Herausforderungen, Frankfurt am Main: Peter Lang, 2008]

No.55: *Nils Braakmann:* Differences in the earnings distribution of self- and dependent employed German men – evidence from a quantile regression decomposition analysis, July 2007

No.54: *Joachim Waagner:* Export entry, export exit, and productivity in German Manufacturing Industries, June 2007
[published in: International Journal of the Economics of Business 15 (2008), 2, 169-180]

No.53: *Nils Braakmann:* Wirkungen der Beschäftigungspflicht schwerbehinderter Arbeitnehmer – Erkenntnisse aus der Einführung des „Gesetzes zur Bekämpfung der Arbeitslosigkeit Schwerbehinderter", Juni 2007
[revidierte Fassung erscheint in: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung/ Journal for Labour Market Research 41 (2008),1]

No.52: *Jan Kranich und Ingrid Ott:* Regionale Spitzentechnologie auf internationalen Märkten, Juni 2007
[erscheint in: Merz, J. und Schulte, R. (Hrsg.): Neue Ansätze der MittelstandsForschung, Münster, 2007]

No.51: *Joachim Wagner:* Die Forschungspotenziale der Betriebspaneldaten des Monatsberichts im Verarbeitenden Gewerbe, Mai 2007
[erscheint in: AStA – Wirtschafts- und Sozialwirtschaftliches Archiv]

No.50: *Stefan Baumgärtner, Frank Jöst und Ralph Winkler:* Optimal dynamic scale and structure of a multi-pollution economy, May 2007
[forthcoming in: Ecological Economics]

No.49: *Helmut Fryges und Joachim Wagner:* Exports and productivity growth – First evidence from a continuous treatment approach, May 2007
[forthcoming in: Review of World Economics]

No.48: *Ulrich Kaiser und Joachim Wagner:* Neue Möglichkeiten zur Nutzung vertraulicher amtlicher Personen- und Firmendaten, April 2007
[publiziert in: Perspektiven der Wirtschaftspolitik 9 (2008), 3, 329-349]

No.47: *Joachim Wagner:* Jobmotor Mittelstand? Arbeitsplatzdynamik und Betriebsgröße in der westdeutschen Industrie, April 2007
[publiziert in: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, 76 (2007), 3, 76-87]

No.46: *Christiane Clemens und Maik Heinemann:* Credit Constraints, Idiosyncratic Risks, and the Wealth Distribution in a Heterogenous Agent Model, March 2007

No.45: *Jan Kranich:* Biotechnologie und Internationalisierung. Ergebnisse der Online-Befragung, März 2007

No.44: *Joachim Wagner:* Entry, exit and productivity. Empirical results for German manufacturing industries, March 2007
[forthcoming in: German Economic Review]

No.43: *Joachim Wagner:* Productivity and Size of the Export Market Evidence for West and East German Plants, 2004, March 2007
[publiziert in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 227 (2007), 4, 403-408]

No.42: *Joachim Wagner:* Why more West than East German firms export, March 2007

No.41: *Joachim Wagner:* Exports and Productivity in Germany, March 2007
[publiziert in: Applied Economics Quarterly 53 (2007), 4, 353-373]

No.40: *Lena Koller, Klaus Schnabel und Joachim Wagner:* Schwellenwerte im Arbeitsrecht. Höhere Transparenz und Effizienz durch Vereinheitlichung, Februar 2007
[publiziert in: Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 8 (2007), 3, 242-255]

No.39: *Thomas Wein und Wiebke B. Röber:* Sind ausbildende Handwerksbetriebe erfolgreicher?, Januar 2007

No.38: *Institut für Volkswirtschaft:* Forschungsbericht 2006, Januar 2007

No.37: *Nils Braakmann:* The impact of September 11th, 2001 on the job prospects of foreigners with Arab background – Evidence from German labor market data, January 2007

No.36: *Jens Korunig:* Regulierung des Netzmonopolisten durch Peak-load Pricing?, Dezember 2006

No.35: *Nils Braakmann:* Die Einführung der fachkundigen Stellungnahme bei der Ich-AG, November 2006
[erscheint in: Schulte, Reinhard: Neue Ansätze der MittelstandsForschung, Münster etc.: Lit, 2008]

No.34: *Martin F. Quaas and Stefan Baumgärtner:* Natural vs. financial insurance in the management of public-good ecosystems, October 2006
[published in: Ecological Economics 65 (2008), 2, 397-406]

No.33: *Stefan Baumgärtner and Martin F. Quaas:* The Private and Public Insurance Value of Conservative Biodiversity Management, October 2006

No.32: *Ingrid Ott and Christian Papilloud:* Converging institutions. Shaping the relationships between nanotechnologies, economy and society, October 2006
[published in: Bulletin of Science, Technology & Society 2007 (27), 4, 455-466]

No.31: *Claus Schnabel and Joachim Wagner:* The persistent decline in unionization in western and eastern Germany, 1980-2004: What can we learn from a decomposition analysis?, October 2006
[published in: Industrielle Beziehungen/The German Journal of Industrial Relations 14 (2007), 118-132]

No.30: *Ingrid Ott and Susanne Soretz:* Regional growth strategies: fiscal versus institutional governmental policies, September 2006
[published in: Economic Modelling 25 (1008), 605-622]

No.29: *Christian Growitsch and Heike Wetzel:* Economies of Scope in European Railways: An Efficiency Analysis, July 2006

No.28: *Thorsten Schank, Claus Schnabel and Joachim Wagner:* Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer-employee data, June 2006
[published in in: Journal of International Economics 72 (2007), 1, 52-74]

No.27: *Joachim Wagner:* Markteintritte, Marktaustritte und Produktivität
Empirische Befunde zur Dynamik in der Industrie, März 2006
[publiziert in: AStA – Wirtschafts- und Sozialwirtschaftliches Archiv 1 (2007), 3, 193-203]

No.26: *Ingrid Ott and Susanne Soretz:* Governmental activity and private capital adjustment, March 2006
[forthcoming in: Icfai Journal of Managerial Economics]

No.25: *Joachim Wagner:* International Firm Activities and Innovation:
Evidence from Knowledge Production Functions for German Firms, March 2006
[published in: The Icfai Journal of Knowledge Management VI (2008), 2, 47-62]

No.24: *Ingrid Ott und Susanne Soretz:* Nachhaltige Entwicklung durch endogene Umweltwahrnehmung, März 2006
publiziert in: Clemens, C., Heinemann, M. & Soretz, S., Auf allen Märkten zu Hause (Gedenkschrift für Franz Haslinger), Marburg: Metropolis, 2006, 233-256

No.23: *John T. Addison, Claus Schnabel, and Joachim Wagner:* The (Parlous) State of German Unions, February 2006
[published in: Journal of Labor Research 28 (2007), 3-18]

No.22: *Joachim Wagner, Thorsten Schank, Claus Schnabel, and John T. Addison:* Works Councils, Labor Productivity and Plant Heterogeneity: First Evidence from Quantile Regressions, February 2006
[published in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik 226 (2006), 505 - 518]

No.21: *Corinna Bunk:* Betriebliche Mitbestimmung vier Jahre nach der Reform des BetrVG: Ergebnisse der 2. Befragung der Mitglieder des Arbeitgeberverbandes Lüneburg Nordostniedersachsen, Februar 2006

No.20: *Jan Kranich:* The Strength of Vertical Linkages, July 2006

No.19: *Jan Kranich und Ingrid Ott:* Geographische Restrukturierung internationaler Wertschöpfungsketten – Standortentscheidungen von KMU aus regionalökonomischer Perspektive, Februar 2006
[publiziert in: Merz, J. und Schulte, R. (Hrsg.): Fortschritte in der MittelstandsForschung, Münster, 2006, 113-129]

No.18: *Thomas Wein und Wiebke B. Röber:* Handwerksreform 2004 – Rückwirkungen auf das Ausbildungsverhalten Lüneburger Handwerksbetriebe?, Februar 2006

No.17: *Wiebke B. Röber und Thomas Wein:* Mehr Wettbewerb im Handwerk durch die Handwerksreform?, Februar 2006

No.16: *Joachim Wagner:* Politikrelevante Folgerungen aus Analysen mit wirtschaftsstatistischen Einzeldaten der Amtlichen Statistik, Februar 2006
[publiziert in: Schmollers Jahrbuch 126 (2006) 359-374]

No.15: *Joachim Wagner:* Firmenalter und Firmenperformance
Empirische Befunde zu Unterschieden zwischen jungen und alten Firmen
in Deutschland, September 2005
[publiziert in: Lutz Bellmann und Joachim Wagner (Hrsg.), Betriebsdemographie (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Band 305), Nürnberg: IAB der BA, 83-111]

No.14: *Joachim Wagner:* German Works Councils and Productivity:
First Evidence from a Nonparametric Test, September 2005
[published in: Applied Economics Letters 115 (2008), 727-730]

No.13: *Lena Koller, Claus Schnabel und Joachim Wagner:* Arbeitsrechtliche Schwellenwerte und betriebliche Arbeitsplatzdynamik: Eine empirische Untersuchung am Beispiel des Schwerbehindertengesetzes, August 2005
[publiziert in: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung/ Journal for Labour Market Research 39 (2006), 181-199]

No.12: *Claus Schnabel and Joachim Wagner:* Who are the workers who never joined a union?
Empirical evidence from Germany, July 2005
[published in: Industrielle Beziehungen/ The German Journal of Industrial Relations 13 (2006), 118-131]

No.11: *Joachim Wagner:* Exporte und Produktivität in mittelständischen Betrieben
Befunde aus der niedersächsischen Industrie (1995 – 2004), June 2005
[publiziert in: Niedersächsisches Landesamt für Statistik, Statistische Berichte Niedersachsen, Sonderausgabe: Tagung der NLS am 9. März 2006, Globalisierung und regionale Wirtschaftsentwicklung - Datenlage und Datenbedarf in Niedersachsen. Hannover, Niedersächsisches Landesamt für Statistik, Juli 2006, 18 – 29]

No.10: *Joachim Wagner:* Der Noth gehorchend, nicht dem eignen Trieb.
Nascent Necessity and Opportunity Entrepreneurs in Germany.
Evidence from the Regional Entrepreneurship Monitor (REM), May 2005
[published in: RWI: Mitteilungen. Quarterly 54/ 55 (2003/04), 287-303
{published June 2006}]

No. 9: *Gabriel Desgranges and Maik Heinemann:* Strongly Rational Expectations Equilibria with Endogenous Acquisition of Information, March 2005

No. 8: *Joachim Wagner:* Exports, Foreign Direct Investment, and Productivity: Evidence from German Firm Level Data, March 2005
[published in: Applied Economics Letters 13 (2006), 347-349]

No. 7: *Thomas Wein:* Associations' Agreement and the Interest of the Network Suppliers – The Strategic Use of Structural Features, March 2005

No. 6: *Christiane Clemens and Maik Heinemann:* On the Effects of Redistribution on Growth and Entrepreneurial Risk-Taking, March 2005

No. 5: *Christiane Clemens and Maik Heinemann:* Endogenous Redistributive Cycles – An overlapping Generations Approach to Social Conflict and Cyclical Growth, March 2005

No. 4: *Joachim Wagner: Exports and Productivity:* A Survey of the Evidence from Firm Level Data, March 2005
[published in: The World Economy 30 (2007), 1, 60-82]

No. 3: *Thomas Wein and Reimund Schwarze:* Is the Market Classification of Risk Always Efficient? - Evidence from German Third Party Motor Insurance, March 2005

No. 2: *Ingrid Ott and Stephen J. Turnovsky:* Excludable and Non-Excludable Public Inputs: Consequences for Economic Growth, June 2005 (Revised version)
[published in: Economica 73 (2006), 292, 725-742
also published as CESifo Working Paper 1423]

No. 1: *Joachim Wagner:* Nascent and Infant Entrepreneurs in Germany.
Evidence from the Regional Entrepreneurship Monitor (REM), March 2005
[erschienen in: Joachim Merz, Reinhard Schulte (Hrsg.), Neue Ansätze der MittelstandsForschung, Berlin: Lit Verlag 2008, S.395-411]

Leuphana Universität Lüneburg
Institut für Volkswirtschaftslehre
Postfach 2440
D-21314 Lüneburg
Tel.: ++49 4131 677 2321
email: brodt@leuphana.de
www.leuphana.de/vwl/papers