

Exportaktivitäten

Wagner, Joachim

Published in:
Wirtschaftsdienst

DOI:
[10.1007/s10273-008-0857-8](https://doi.org/10.1007/s10273-008-0857-8)

Publication date:
2008

Document Version
Verlags-PDF (auch: Version of Record)

[Link to publication](#)

Citation for published version (APA):

Wagner, J. (2008). Exportaktivitäten: positiv für Rendite deutscher Industrieunternehmen? *Wirtschaftsdienst*, 88(10), 690-696. <https://doi.org/10.1007/s10273-008-0857-8>

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal ?

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Joachim Wagner*

Exportaktivitäten: Positiv für Rendite deutscher Industrieunternehmen?

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?

Exportierende Unternehmen unterscheiden sich deutlich von Unternehmen, die ihre Produkte ausschließlich im Inland verkaufen. Die Exporteure sind im Durchschnitt größer, produktiver und innovativer. Dies gilt auch innerhalb eng abgegrenzter Industriezweige.¹ 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.² 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 Indika-

toren sowohl für die internationale Firmentätigkeit als auch für den Firmenerfolg, so dass sich auf dieser Basis keine belastbaren Aussagen begründen lassen.³

Neue Daten für empirische Analysen

Ein Grund für diesen festgestellten Mangel an mikroökonomischen 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 ausschließli-

* 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 Ergebnisausdrücke auf Geheimhaltungsfreiheit und die gewohnt reibungslose Kooperation.

¹ Für Studien mit US-amerikanischen Daten vgl. A. B. Bernard, J. B. Jensen, S. J. Redding, P. K. Schott: Firms in International Trade, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 21 (2007), Nr. 3, S. 105-130; eine umfassende Studie mit Daten für europäische Länder ist T. Mayer, G. I. P. Ottaviano: The Happy Few: The Internationalisation of European Firms. New Facts based on Firm-level Evidence, Brüssel 2007. Befunde für Deutschland finden sich bei A. B. Bernard, J. Wagner: Exports and Success in German Manufacturing, in: Review of World Economics, Vol. 133 (1997), S. 134-157; und in J. Wagner: Exports and Productivity in Germany, in: Applied Economics Quarterly, Vol. 53 (2007), Nr. 4, S. 353-373.

² Dies gilt auch bei Kontrolle für beobachtete und unbeobachtete Eigenschaften der Unternehmen und der Beschäftigten; vgl. T. Schank, C. Schnabel, J. Wagner: Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer-employee data, in: Journal of International Economics, Vol. 72 (2007), Nr. 1, S. 52-74.

³ Vgl. hierzu zusammenfassend A. Bausch, M. Krist: The Effect of Context-Related Moderators on the Internationalization-Performance Relationship: Evidence from Meta-Analysis, in: Management International Review, Vol. 47 (2007), Nr. 3, S. 319-347.

Prof. Dr. Joachim Wagner, 53, leitet die Abteilung Empirische Wirtschaftsforschung im Institut für Volkswirtschaftslehre an der Leuphana Universität Lüneburg.

Tabelle 1

Rendite¹ in exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen in Westdeutschland 1999-2004

Jahr	Anzahl Unternehmen		Mittelwert Rendite		Standardabweichung Rendite		t-Test auf Unter- schiede im Mittel- wert der Rendite (p-value) ²	Kolmogorov- Smirnov-Test ³
	Exporteure	Nicht- Exporteure	Exporteure	Nicht- Exporteure	Exporteure	Nicht- Exporteure		
1999	10316	3722	13,13	12,23	13,58	13,81	0,001	0,001
2000	10321	3661	13,05	11,69	13,50	13,64	0,000	0,003
2001	9890	3303	12,38	11,13	13,69	12,90	0,000	0,003
2002	9577	3086	11,85	10,29	13,47	13,00	0,000	0,000
2003	10396	2937	11,85	10,75	13,85	12,91	0,000	0,009
2004	10303	2909	12,48	11,39	13,98	12,66	0,000	0,002

¹ Die Rendite wurde gemessen als Bruttobetriebsüberschuss/Gesamtleistung (in %); 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% (oder weniger) abgelehnt werden kann. ³ Getestet wurde die Hypothese: Die Verteilung der Rendite der Exporteure dominiert die der Nicht-Exporteure (p-value). 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% (oder weniger) nicht abgelehnt werden kann.

Quelle: Eigene Berechnungen.

chen Verwendung von Querschnittsdaten ist dies nicht möglich, und die dann gezogenen Schlussfolgerungen zum Zusammenhang von Exporttätigkeit und Rendite werden dadurch verfälscht.⁴

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 Verarbeitenden Gewerbe und im Bergbau, einer Totalerhebung in allen lokalen industriellen Produktionseinheiten, die in der Regel 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 aggregiert zu Jahresangaben und über die Betriebe von Mehrbetriebsunternehmen aggregiert zu Angaben für Unternehmen. Kombiniert wurden diese Daten mit den Informationen zu den Unternehmen 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 2004.⁵

Die Daten aus dem Monatsbericht enthalten unter anderem Angaben über die Exporte der Unternehmen; aus den Angaben in der Kostenstrukturerhebung lässt sich ein Indikator für die Unternehmensrentabilität berechnen, in dem der 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 – in % – wird als Umsatzrendite bezeichnet und bildet den Indikator für die Rentabilität eines Unternehmens.

Deskriptive Befunde

Die Untersuchung der Unterschiede in der Rentabilität zwischen exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen wird im Folgenden getrennt für Westdeutschland und Ostdeutschland durchgeführt, da die Exportbeteiligung von ostdeutschen Unterneh-

⁴ Für eine detaillierte Beschreibung des Datenmaterials aus dem Monatsbericht vgl. M. Konold: New Possibilities for Economic Research through Integration of Establishment-level Panel Data of German Official Statistics, in: Schmollers Jahrbuch/Journal of Applied Social Science Studies, Vol. 127 (2007), S. 321-334. Informationen zur Kostenstrukturerhebung finden sich bei M. Fritsch, B. Görzig, O. Hennchen, A. Stephan: Cost Structure Surveys for Germany, in: Schmollers Jahrbuch/Journal of Applied Social Science Studies, Vol. 124 (2004), S. 557-566. Die Daten sind vertraulich, können aber von Wissenschaftlern auf der Grundlage eines Nutzungsvertrages innerhalb der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter ausgewertet werden; vgl. hierzu S. Zühlke, M. Zwick, S. Schärnhorst, T. Wende: The research data centres of the Federal Statistical Office and the statistical offices of the Länder, in: Schmollers Jahrbuch/Journal of Applied Social Science Studies, Vol. 124 (2004), S. 567-578.

⁵ Die Grundlagen der Analyse von Paneldaten sind Standardstoff in einführenden Lehrbüchern der Ökonometrie; vgl. z.B. J. M. Wooldridge: Introductory Econometrics, Mason (Ohio) 2006, S. 448-509.

men deutlich geringer ist als die von westdeutschen und damit zusammenhängende Unterschiede nicht durch eine gemeinsame Betrachtung verwischt werden sollen.⁶ Im ersten Schritt sollen, beginnend mit Westdeutschland, deskriptive Befunde zu Renditeunterschieden betrachtet werden.

Aus der Tabelle 1 ist zu erkennen, dass zwischen 1999 und 2004 in Westdeutschland rund drei von vier Industrieunternehmen Exporteure waren. 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 betragen durchschnittlich 1,21 Prozentpunkte, was bei einem Renditeniveau in exportierenden Betrieben von durchschnittlich 12,5% im Betrachtungszeitraum einem Renditevorsprung der Exporteure gegenüber den Nicht-Exporteuren von fast 10% entspricht.

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.⁷ 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 sehr deutlich, 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 deutlich unter 1% nicht abgelehnt werden kann. Mit anderen Worten: Die Renditeunterschiede zwischen den beiden Gruppen sind nicht darauf zurückzuführen, dass die Exporttätigkeit gerade in den aus anderen Gründen renditestarken Industriezweigen intensiv ist.

Für Westdeutschland weisen die deskriptiven Befunde also deutlich darauf hin, dass Exportaktivitäten mit einer höheren Unternehmensrendite verbunden sind. Tabelle 2 zeigt, dass dies in Ostdeutschland anders ist. In Ostdeutschland, wo nur etwas mehr als jedes zweite Unternehmen exportiert, lag der Mittelwert der Rendite im Betrachtungszeitraum nur im Jahr 2002 (sehr knapp) über dem entsprechenden Wert der nicht exportierenden Unternehmen. Die Unterschiede in der Rendite zwischen beiden Gruppen sind allerdings im Mittelwert nur im ersten hier betrachteten Jahr statistisch auf einem üblichen Fehlerniveau signifikant von Null verschieden. Auch der Kolmogorov-Smirnov-Test zeigt keine stochastische Dominanz erster Ordnung der Renditeverteilung der Exporteure über die Verteilung der Rendite der Nicht-Exporteure.⁸

Damit haben wir ein erstes Zwischenfazit: Deskriptive Befunde deuten darauf hin, dass westdeutsche exportierende Unternehmen eine höhere Rendite aufweisen als nicht exportierende Unternehmen, während dies in Ostdeutschland nicht der Fall ist.

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 Regressionsmodelle mit der Rendite als endogener Variable sowie mit Indikatoren für die Exporttätigkeit und weiteren Kontrollvariablen als exogenen Variablen geschätzt. Die Exporttätigkeit

⁶ Zu den Unterschieden im Exportverhalten von west- und ostdeutschen Firmen vgl. J. Wagner: Why more West than East German firms export, University of Lüneburg Working Paper Series in Economics, Nr. 42, März 2007.

⁷ Vgl. zum Kolmogorov-Smirnov-Test auf stochastische Dominanz erster Ordnung W. J. Conover: Practical Nonparametric Statistics, Third Edition, New York etc. 1999, S. 456 ff.

⁸ Dies gilt auch umgekehrt für eine Dominanz der Verteilung der Rendite der Nicht-Exporteure über die der Exporteure; die p-values liegen hier zwischen 0,133 für 1999 und 0,628 für 2002.

Tabelle 2
Rendite¹ in exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen in Ostdeutschland 1999-2004

Jahr	Anzahl Unternehmen		Mittelwert Rendite		Standardabweichung Rendite		t-Test auf Unter- schiede im Mittel- wert der Rendite (p-value) ²	Kolmogorov- Smirnov-Test ³
	Exporteure	Nicht- Exporteure	Exporteure	Nicht- Exporteure	Exporteure	Nicht- Exporteure		
1999	1404	1325	10,72	12,95	15,82	14,16	0,000	0,985
2000	1413	1227	11,79	11,95	14,46	13,51	0,773	0,800
2001	1337	1108	11,55	11,55	13,68	13,47	0,995	0,614
2002	1292	1006	11,70	11,40	13,98	12,67	0,477	0,721
2003	1499	1058	11,63	12,25	15,95	12,61	0,275	0,385
2004	1459	1032	11,58	11,98	14,40	12,41	0,461	0,873

¹ Die Rendite wurde gemessen als Bruttobetriebsüberschuss/Gesamtleistung (in %); 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% (oder weniger) abgelehnt werden kann. ³ Getestet wurde die Hypothese: Die Verteilung der Rendite der Exporteure dominiert die der Nicht-Exporteure (p-value). 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% (oder weniger) nicht abgelehnt werden kann.

Quelle: Eigene Berechnungen.

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 täglicher 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 zusammenhängen. Ferner werden fixe Unternehmenseffekte aufgenommen, die für unbeobachtete (und möglicherweise mit dem Export korrelierte) und über den Beobachtungszeitraum konstante Unterschiede zwischen den Unternehmen (z. B. 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 Prozentsatz der Renditeverteilung geschätzt.⁹

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

⁹ Ergebnisse von Modellschätzungen mit Daten für alle Unternehmen sowie ohne Berücksichtigung fixer Betriebseffekte sind beim Verfasser erhältlich.

Tabelle 3
Renditeprämien für Exportaktivitäten
in West- und Ostdeutschland¹

Exogene Variable	Modell			
	1	2	3	4
Westdeutschland				
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	β p	0,260 0,258		
Exportanteil am Umsatz (in %)	β p	0,0299 0,000	0,0162 0,243	0,0374 0,128
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	β p		0,00017 0,304	-0,0005 0,462
Exportanteil am Umsatz (kubisch)	β p			5,22e-6 0,320
Ostdeutschland				
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	β p	-0,658 0,095		
Exportanteil am Umsatz (in %)	β p	0,0085 0,500	-0,0455 0,111	-0,0534 0,270
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	β p		0,00077 0,045	0,0010 0,481
Exportanteil am Umsatz (kubisch)	β p			-2,30e-6 0,850

Quelle: Eigene Berechnungen.

¹ Geschätzte Koeffizienten aus Regressionsmodellen mit der Unternehmensrendite (gemessen als Bruttobetriebsüberschuss/Gesamtleistung in %) 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% 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.

der Kosten überwiegt), später dann ansteigende und schließlich wieder fallende.

Die geschätzten Regressionskoeffizienten der Exportvariablen aus den vier Modellen für Westdeutschland und Ostdeutschland sind in der Tabelle 3 wiedergegeben.¹⁰ Für Westdeutschland zeigt sich ein klares Bild, nach dem zwischen der Exporttätigkeit als sol-

¹⁰ Tabellen mit den vollständigen Schätzergebnissen der Modelle sind beim Verfasser erhältlich.

cher und der Rendite bei Kontrolle für die anderen im Modell 1 berücksichtigten Variablen kein statistisch signifikanter Zusammenhang besteht, dass aber nach den Ergebnissen der Schätzung von Modell 2 die Rendite um so höher ausfällt, 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.

Für Ostdeutschland zeigen die geschätzten Koeffizienten der Exportvariablen in Tabelle 3 keinen statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen der Unternehmensrendite und dem Anteil der Ausfuhren am Umsatz. Auch hier stimmen die Ergebnisse der Renditeschätzungen mit den Befunden aus den deskriptiven Analysen überein.

Werden renditestarke Unternehmen Exporteure?

Aus den deskriptiven Analysen und aus den mikroökonomischen Modellschätzungen haben wir damit deutliche Hinweise auf einen positiven Zusammenhang zwischen Exportaktivitäten und Rendite in westdeutschen (aber nicht in ostdeutschen) Industriebetrieben. Weder die t-Tests und die Kolmogorov-Smirnov-Tests noch die Regressionsanalysen sagen aber etwas über die Richtung der Kausalität dieses Zusammenhangs aus. Ob Exporte die Rendite erhöhen oder ob eine höhere Rendite die Exportneigung steigert oder ob beides der Fall ist, diese Frage lässt sich so 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

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

Westdeutschland				Ostdeutschland					
Starter-Kohorte	2002	2003	2004	Starter-Kohorte	2002	2003	2004		
Anzahl Unternehmen				Anzahl Unternehmen					
Starter	115	240	92	Starter	44	67	46		
Nicht-Starter	2603	2383	2154	Nicht-Starter	893	789	700		
Rendite (in %): Mittelwert (Standardabweichung)				Rendite (in %): Mittelwert (Standardabweichung)					
Starter	10,54	12,98	10,67	Starter	12,76	11,32	12,32		
Nicht-Starter	12,63	12,05	11,48	Nicht-Starter	13,86	12,79	12,46		
t-Test auf Signifikanz der Mittelwertunterschiede ¹	p-value	0,066	0,333	0,544	t-Test auf Signifikanz der Mittelwertunterschiede ¹	p-value	0,539	0,401	0,921
Kolmogorow-Smirnov Test ²					Kolmogorow-Smirnov Test ²				
• Unterschied besteht	p-value	0,255	0,221	0,448	• Unterschied besteht	p-value	0,381	0,842	0,525
• Starter > Nicht-Starter	p-value	0,946	0,124	0,463	• Starter > Nicht-Starter	p-value	0,824	0,830	0,333
• Nicht-Starter > Starter	p-value	0,148	0,879	0,255	• Nicht-Starter > Starter	p-value	0,229	0,497	0,307
Rendite-Prämien der Exportstarter (Prozent- punkte) ³	β	-1,654	0,963	1,190	Rendite-Prämien der Exportstarter (Prozent- punkte) ³	β	-2,037	-0,126	0,055
	p-value	0,159	0,317	0,364		p-value	0,343	0,945	0,975

Quelle: Eigene Berechnungen.

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% (oder weniger) abgelehnt werden kann. ² Ein p-value von 0,05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Hypothese bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% (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 % aller Beschäftigten sowie Dummy-Variablen für die Industrie des Unternehmens (WZ-4-Steller), jeweils gemessen drei Jahre vor dem Exportstart.

den Folgejahren nicht mit dem Export begonnen haben.¹¹ 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 Tabelle 4 enthält die Ergebnisse für Westdeutschland bzw. Ostdeutschland. 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 niemals auf einem Fehlerniveau von 5% 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 durchgängig insignifikant. Damit haben wir keine Hinweise darauf, dass eine Selbst-Selektion rentabler Unternehmen in Richtung 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.

¹¹ Vgl. den Überblick hierzu bei J. Wagner: Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm Level Data, in: The World Economy, Vol. 30 (2007), S. 60-82.

Schlussfolgerungen

Die hier vorgestellten ersten Ergebnisse einer empirischen Untersuchung zu den Zusammenhängen zwischen Unternehmensrendite und Exporttätigkeit in der deutschen Industrie zeigen, dass in Westdeutschland eine höhere Rendite und eine verstärkte Exportorientierung Hand in Hand gehen, während dies in Ostdeutschland nicht der Fall ist. Eine kausale Interpretation dieser Evidenz im Sinne eines positiven Effekts der Exporte auf die Rendite westdeutscher Industrieunternehmen ist allerdings nicht zulässig. Andererseits deutet aber die fehlende Evidenz für eine Selbst-Selektion profitabler 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 Marktes können eine Rolle spielen, monopolistische firmenspezifische Vorteile lassen sich erfolgreich auch im Ausland vermarkten, und dies

steigert die erzielten Renten. Ob dies in westdeutschen Industrieunternehmen 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 Unternehmen 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 deutschen Industrieunternehmen auswirken, können wir damit auf der Basis der hier ausgewerteten neu verfügbaren Daten wie folgt beantworten: In Ostdeutschland nicht, in Westdeutschland höchstwahrscheinlich und in einem ökonomisch relevanten Ausmaß.