

**Exporte und Produktivität in
mittelständischen Betrieben
Befunde aus der niedersächsischen Industrie
(1995 – 2004)**

by
Joachim Wagner

University of Lüneburg
Working Paper Series in Economics

No. 11

June, 2005

www.uni-lueneburg.de/vwl/papers

ISSN 1860 - 5508

**Exporte und Produktivität in mittelständischen Betrieben
Befunde aus der niedersächsischen Industrie (1995 – 2004)***

Joachim Wagner

Institut für Volkswirtschaftslehre, Universität Lüneburg
Forschungsinstitut zur Zukunft der Arbeit (IZA), Bonn
Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv (HWWA), Hamburg
wagner@uni-lueneburg.de

[Version: 22. Juni 2005]

Beitrag zur Tagung

*Fortschritte in der MittelstandsForschung
CREPS 2005*

Center for Research in Entrepreneurship, Professions, and Small Business Economics
Universität Lüneburg, 23./24. November 2005

Zusammenfassung

Mikroökonomische Studien mit Firmendaten aus vielen Ländern zeigen, dass exportierende Firmen eine höhere Produktivität aufweisen als Firmen, die lediglich den jeweiligen Binnenmarkt ihres Sitzlandes beliefern, und dass es einen Selbstselektionsprozess der produktiveren Firmen auf Auslandsmärkte gibt, während andererseits Exporttätigkeit nicht unbedingt die Produktivität verbessert. Der vorliegende Beitrag präsentiert empirische Befunde hierzu mit Daten für niedersächsische Industriebetriebe aus den Jahren 1995 bis 2004. Folgende Fragen stehen im Mittelpunkt: Wie unterscheiden sich Produktivität und Produktivitätswachstum zwischen exportierenden und nicht-exportierenden mittelständischen Betrieben? Gehen die produktiveren Betriebe den Schritt auf den Weltmarkt? Führen Exporte zu höherer Produktivität? Die Implikationen der Ergebnisse werden dann vor dem Hintergrund der internationalen Evidenz zum Zusammenhang zwischen Exporttätigkeit und Produktivität diskutiert.

* Ich danke dem Niedersächsischen Landesamt für Statistik und insbesondere Uwe Rode für die vielfältige Unterstützung beim Zugang zu den und bei der Arbeit mit den vertraulichen Betriebsdaten aus Erhebungen der amtlichen Statistik.

1. Motivation

Während die Rolle der Exporte als Motor des Wirtschaftswachstum und der Produktivitätsdynamik schon seit langer Zeit mit aggregierten Daten für Länder oder Industrien empirisch untersucht wurde, entstanden ökonometrische Studien zu Umfang und Ursachen von Produktivitätsdifferentials zwischen exportierenden und nicht-exportierenden Firmen auf der Basis umfassender Längsschnittdaten für Betriebe erst in den vergangenen zehn Jahren. Zwei alternative, sich aber wechselseitig nicht ausschließende Hypothesen zur Erklärung von Produktivitätsvorsprüngen exportierender verglichen mit nicht exportierenden Betrieben werden hierbei diskutiert (vgl. Bernard und Jensen 1999; Bernard und Wagner 1997):

Die erste Hypothese verweist auf eine Selbstselektion produktiverer Firmen auf Exportmärkte. Der Grund hierfür wird in den zusätzlichen Kosten gesehen, die mit einem Absatz von Gütern auf Auslandsmärkten über die Kosten des Verkaufs im Inland hinaus verbunden sind. Hierzu gehören zum Beispiel Transportkosten, Vermarktungskosten wie etwa fremdsprachliche Gebrauchsanweisungen, Personal mit Fremdsprachenkenntnissen sowie Kenntnissen der ökonomischen und rechtlichen Gegebenheiten des Ziellandes sowie Kosten der Anpassung des Produkts an spezifische Erfordernisse des ausländischen Marktes in technischer Hinsicht oder bezüglich landestypischer Konsumgewohnheiten. Diese Zusatzkosten stellen eine Hürde dar, die weniger produktive Firmen bei auskömmlichen Preis-Kosten-Margen nicht überwinden können. Darüber hinaus kann es bei Firmen, die den Schritt auf Auslandsmärkte in der Zukunft planen, bereits vorher bewusste Schritte zur Produktivitätssteigerung geben, um „fit für den Export“ zu werden. Beobachtet man Produktivitätsunterschiede zwischen Exporteuren und Nicht-Exporteuren, so können diese daher mit durch bereits vor dem Schritt auf den Weltmarkt bestehende Unterschiede erklärt werden. Dann gilt: Die produktiveren Firmen werden Exporteure.

Die zweite Hypothese verweist auf die Bedeutung von Lerneffekten, die mit der Exporttätigkeit verbunden sind. Der Kontakt mit Abnehmern und Konkurrenten auf Auslandsmärkten bringt einen Wissenstransfer mit sich, der mit Produktivitätssteigerungen im exportierenden Betrieb verbunden ist. Darüber hinaus zwingt der „rauhere Wind des Weltmarktes“ zu verstärkten Innovationsanstrengungen bei Exporteuren verglichen mit Firmen, die ausschließlich den Inlandsmarkt bedienen. Dann gilt: Exportaktivitäten führen zur Steigerung der Produktivität.

Inzwischen liegt zu diesen beiden sich wechselseitig nicht ausschließenden Hypothesen eine umfangreiche empirische Literatur vor. Als ein zentrales – wenn auch nicht in allen Studien für alle Länder in gleicher Weise gültiges – Ergebnis zeigt ein Survey zu 45 zwischen 1995 und 2004 publizierten mikroökonomischen Studien mit Daten aus 33 Ländern, dass exportierende Firmen eine höhere Produktivität aufweisen als Firmen, die lediglich den jeweiligen Binnenmarkt ihres Sitzlandes beliefern, und dass es einen Selbstselektionsprozess der produktiveren Firmen auf Auslandsmärkte gibt, während andererseits Exporttätigkeit nicht unbedingt die Produktivität verbessert (Wagner 2005a).

Empirische Befunde zum Zusammenhang zwischen Exporttätigkeit und Produktivität bei deutschen mittelständischen Betrieben sind rar. Die Arbeiten von Bernard und Wagner (1997, 2001) sowie Wagner (2002) hierzu basieren auf Paneldaten für niedersächsische Industriebetriebe aus den Jahren 1978 bis 1992. Der vorliegende Beitrag ist eine Aktualisierung und Erweiterung dieser Studien mit Daten aus den Jahren 1995 bis 2004. Abschnitt 2 stellt die verwendete Datenbasis vor. In den empirischen Untersuchungen im Abschnitt 3 stehen folgende Fragen im Mittelpunkt: Wie unterscheiden sich Produktivität und Produktivitätswachstum zwischen exportierenden und nicht-exportierenden mittelständischen Betrieben? Gehen die produktiveren Betriebe den Schritt auf den Weltmarkt? Führen Exporte zu höherer Produktivität? Die Implikationen der Ergebnisse werden dann im Abschnitt 4 vor dem Hintergrund der internationalen Evidenz zum Zusammenhang zwischen Exporttätigkeit und Produktivität diskutiert.

2. Datenbasis

Die empirische Untersuchung nutzt einen Datensatz, der auf den anhand der unveränderlichen Betriebsnummern über die Erhebungsperioden zu einem Panel verknüpften Angaben aus Umfragen der amtlichen Statistik beruht. Erhebungseinheit ist der Betrieb im Sinne einer örtlichen Produktionseinheit, wobei in dieser Studie die Begriffe Betrieb und Firma synonym verwendet werden. Einbezogen werden alle Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes – hier als Industriebetriebe bzw. –firmen bezeichnet. Meldepflichtig bei den amtlichen Umfragen sind alle Industriebetriebe, in denen (in der Regel) entweder 20 oder mehr Personen tätig sind oder die Teil eines Unternehmens mit insgesamt 20 oder mehr tätigen Personen sind. Industrielle Kleinbetriebe, die Einbetriebsunternehmen sind, fallen damit nicht in den Berichtskreis; über die Exporte dieser Firmen liegen aus der amtlichen Statistik keine Informationen vor. Erfasst sind die Industriebetriebe mit Sitz im Bundesland Niedersachsen. Die Daten umfassen die

Jahre von 1995 – dem Jahr der Einführung der WZ93 Klassifikation, verbunden mit einer Neuabgrenzung der Grundgesamtheit der Erhebung – bis 2004. Zu beachten ist, dass die Einzelangaben der Firmen streng vertraulich sind und nur im Statistischen Amt verarbeitet werden können. Informationen zu den Datensätzen und zu den Möglichkeiten des Datenzugangs für externe Wissenschaftler finden sich bei Wagner (2000) und Zühlke et al. (2004).

Die Angaben zu den Exporten und die weiteren Angaben zu den Betrieben stammen aus dem Monatsbericht für Betriebe im Bergbau und Verarbeitenden Gewerbe. Verwendet werden hierbei entweder die Jahressummen (bei Inlands- bzw. Auslandsumsatz und Löhnen / Gehältern) oder Durchschnittswerte aus den Monatsmeldungen (bei der Anzahl tätiger Personen); Betriebe mit weniger als 12 Monatsmeldungen in einem Jahr werden für das betreffende Jahr aus der Analyse ausgeschlossen. Alle Angaben von Wertgrößen sind in laufenden Preisen (in 1.000 DM).

Als Auslandsumsatz im Sinne der amtlichen Statistik – bzw. als Export – gelten die Erlöse für alle direkten und über Zollfreigebiete geleiteten Lieferungen und Leistungen an Empfänger, die im Ausland ansässig sind, sowie für Lieferungen an inländische Firmen, die die bestellten Waren ohne weitere Be- oder Verarbeitung in das Ausland ausführen – also an Exporteure. Erlöse für Lieferungen, die als Zubehörteile oder Verpackung an gewerbliche Betriebe anderer Unternehmen weitergegeben und von diesen ausgeführt werden (mittelbarer Export), werden nicht zum Auslands- sondern zum Inlandsumsatz gezählt. Damit liegt ein Paneldatensatz vor, der die direkten Exportaktivitäten aller niedersächsischen Industriebetriebe (mit Ausnahme von kleinen Einbetriebsunternehmen, die unter die Abschneidegrenze fallen) in den Jahren von 1995 bis 2004 abbildet. Da es sich um Daten aus der amtlichen Statistik handelt, für die seitens der Betrieben die gesetzliche Verpflichtung zur wahrheitsgemäßen Auskunft besteht, ist davon auszugehen, dass es sich um qualitativ sehr hochwertiges Material handelt.

Produktivität wird in dieser Studie als Arbeitsproduktivität – definiert als Umsatz (Summe von Inlands- und Auslandsumsatz) pro Kopf – gemessen. Eine Messung durch die Wertschöpfung pro Kopf ist nicht möglich, da im Datensatz keine Angaben zum Wert der eingesetzten Vorleistungen vorhanden sind. Erfahrungen mit anderen Datensätzen zeigen jedoch, dass Umsatz pro Kopf und Wertschöpfung pro Kopf für Industriebetriebe sehr hoch positiv korreliert sind; der entsprechende Korrelationskoeffizient beträgt z.B. bei Industriebetrieben aus dem IAB-Betriebspanel für Daten aus den Jahren 1997 bis 2000 +0.962 (Addison, Schank, Schnabel und Wagner 2004, Fn. 6). Da im Datensatz keine

Angaben zum Kapitalstock der Betriebe vorhanden sind, kann die Totale Faktorproduktivität (TFP), die konzeptionell besser als die Arbeitsproduktivität zur Untersuchung der hier interessierenden Fragen geeignet ist, nicht verwendet werden.¹ In den Analysen in dieser Studie wird jedoch für Unterschiede in der Sachkapitalintensität zwischen den Betrieben zumindest teilweise durch die Aufnahme sehr detaillierter Industriezweigdummies (auf der Ebene der WZ-4-Steller) kontrolliert; ferner wird die Humankapitalintensität durch die Lohn- und Gehaltssumme pro tätige Person abgebildet.

In die Untersuchung einbezogen werden alle Betriebe, die im jeweils betrachteten Jahr weniger als 500 tätige Personen hatten und die damit – einer gängigen Abgrenzung folgend – zum Mittelstand gezählt werden. Für diese Beschränkung auf so definierte mittelständische Firmen gibt es mehrere Gründe: Erstens beschäftigt sich die Tagung, für die dieser Beitrag geschrieben wurde, mit Fragen der Mittelstandsforschung. Zweitens, und dies ist hier entscheidender, haben nur wenige niedersächsische Industriebetriebe 500 oder mehr tätige Personen (im Jahr 2000 waren dies 151 Betriebe), und unter diesen finden sich allenfalls vereinzelt einmal Betriebe, die im Untersuchungszeitraum mit dem Export beginnen (vgl. Wagner 2004). Damit kann die Frage nach der Produktivitätsentwicklung vor und nach Beginn des Exports für diese Großbetriebe mit den vorliegenden Daten und unter Wahrung der datenschutzrechtlichen Vorschriften nicht untersucht werden. Alle Befunde aus der folgenden Untersuchung gelten damit nur für mittelständische niedersächsische Industriebetriebe in der hier vorgenommenen Abgrenzung.

3. Empirische Studie²

Niedersächsische Industriebetriebe sind in hohem und steigendem Umfang sowie mit wachsender Intensität auf Auslandsmärkten tätig. **Tabelle 1** zeigt, dass der Anteil exportierender Betriebe im Untersuchungszeitraum von rund 48 Prozent im Jahr 1995 auf fast

¹ Der Datensatz enthält Angaben zu den Investitionen der Betriebe, die aus der jährlichen Investitionserhebung den Angaben aus dem Monatsbericht zugespielt wurden. Hieraus lassen sich Schätzwerte für den Kapitalstock berechnen, wenn man Annahmen zu den Abschreibungsraten macht. Allerdings zeigen Analysen zum Investitionsverhalten auf der Basis dieser Daten, dass viele Betriebe in vielen Jahren keine Investitionen melden, und dass in zahlreichen Fällen große Investitionsvorhaben in einem einzigen Jahr entsprechende Kapitalstockschätzungen sehr stark beeinflussen können (vgl. Wagner 2005b zu einer Analyse der Investitionsdynamik in niedersächsischen Industriebetrieben mit diesen Daten). Schätzungen des Kapitalstocks, die sich nur auf Investitionsangaben aus wenigen Jahren stützen, sind damit vielfach höchst ungenau. Da die Daten hier nur für zehn Jahre zur Verfügung stehen und die Produktivitätsentwicklung in den Jahren vor und nach dem Eintritt auf den Weltmarkt im Zentrum des Interesses steht, lassen sich die für Analysen der TFP erforderlichen Angaben nicht hinreichend genau schätzen.

² Die Berechnungen wurden mit Stata/SE 8.2 im Niedersächsischen Landesamt für Statistik durchgeführt. Die do-files sind für Replikationen beim Verfasser erhältlich.

53 Prozent im Jahr 2004 angestiegen ist,³ mehr als jeder zweite Industriebetrieb ist heute ein Exporteur. Der Anteil der Exporte am Umsatz der exportierenden Betriebe stieg hierbei kontinuierlich von einem Fünftel auf über ein Viertel an. Die durchschnittliche Arbeitsproduktivität lag in den ersten beiden betrachteten Jahren in den exportierenden Betrieben deutlich unter dem entsprechenden Wert für die nicht exportierenden Betriebe. Dies änderte sich in den Jahren zwischen 1997 und 2000,⁴ kehrte sich aber 2001 und 2002 wieder um; die Produktivitätsunterschiede waren in diesem Zeitraum allerdings nicht statistisch signifikant. In den beiden letzten hier betrachteten Jahren war die Arbeitsproduktivität in den exportierenden Betrieben deutlich (und auch statistisch hoch signifikant) höher als in den Betrieben, die ausschliesslich für den Inlandsmarkt produzierten.

Nach diesem ersten empirischen Befund liegt nur für die Jahre 2003 und 2004 ein Produktivitätsdifferential vor, dass den internationalen Befunden entspricht. Es ist allerdings zu beachten, dass die in Tabelle 1 ausgewiesenen Produktivitätsunterschiede auf den Durchschnittswerten aller exportierenden bzw. nicht exportierenden Betriebe beruhen. Die einleitend angeführten Hypothesen beziehen sich jedoch auf Unterschiede in der Produktivität zwischen Exporteuren und Nicht-Exporteuren, die sehr ähnliche Güter produzieren. Hieraus ergibt sich die Notwendigkeit, die Durchschnittsproduktivität der Betriebe aus den beiden Gruppen innerhalb von eng abgegrenzten Industriezweigen zu vergleichen. Dies geschieht im zweiten Schritt, in dem nicht mehr der absolute Wert der Arbeitsproduktivität eines Betriebes sondern die Abweichung dieses Wertes vom Mittelwert der Arbeitsproduktivität aller Betriebe aus dem entsprechenden WZ93-4-Steller betrachtet wird. Grundlage der Analyse ist damit die relativ zum Industriezweigmittelwert gemessene Arbeitsproduktivität. Mit dieser Vorgehensweise werden auch die Einflüsse unterschiedlicher Sachkapitalintensität auf die Arbeitsproduktivität berücksichtigt, soweit diese industriezweigspezifisch sind.⁵

Darüber hinaus wird nicht nur der Unterschied im Mittelwert der um die Industriezweigzugehörigkeit bereinigten Arbeitsproduktivität zwischen exportierenden und nicht exportierenden Betrieben betrachtet, sondern es wird gefragt, ob es eine eindeutige Rangfolge zwischen den Verteilungen dieses Produktivitätsindikators für die beiden Gruppen von Betrieben in dem Sinne gibt, dass eine Produktivitätsverteilung die andere stochastisch

³ Der Rückgang des Anteils exportierender Betriebe von 1996 auf 1997 ist durch eine Erweiterung des Berichtskreises des Monatsberichts zu erklären. Hierbei wurde eine große Anzahl von Betrieben, die zuvor in der Handwerkszählung erfasst wurden, neu aufgenommen. Da diese Betriebe – ein typisches Beispiel sind Zweigstellen von größeren Bäckereien – nur sehr selten Exporteure waren, sank dadurch der Anteil der exportierenden Betriebe an allen Betrieben stark.

⁴ Dies hängt mit der in der vorigen Fußnote beschriebenen Berichtskreisänderung zusammen.

⁵ Eine direkte Kontrolle des von der Sachkapitalintensität ausgehenden Einflusses ist wegen fehlender Angaben zum Kapitalstock der Betriebe nicht möglich; vgl. dazu die Ausführungen am Ende des Abschnitts 2.

dominiert. Mit F und G als kumulativen Verteilungsfunktionen der Produktivität der Exporteure und Nicht-Exporteure liegt stochastische Dominanz erster Ordnung von F verglichen mit G dann vor, wenn $F(z) - G(z)$ kleiner oder gleich Null für alle z und dabei kleiner als Null für einige z ist. Hat man zwei unabhängige Zufallsstichproben von Betrieben aus beiden Gruppen, dann kann man die Hypothese, dass F rechts von G liegt, mit dem nicht-parametrischen Kolmogorov-Smirnov Test auf der Grundlage der empirischen Verteilungsfunktionen von F und G in den Stichproben testen.⁶

Die Ergebnisse aus Schritt 2 finden sich in **Tabelle 2**. Die Nullhypothese, dass die (um Industriezweiginflüsse bereinigten) Produktivitätsverteilungen von Exporteuren und Nicht-Exporteuren identisch sind, wird zugunsten der Alternativhypothese, nach der die Produktivitätsverteilung in den exportierenden Betrieben stochastisch die Produktivitätsverteilung in den nicht exportierenden Betrieben dominiert, abgelehnt. Exporteure waren demnach in jedem Jahr zwischen 1995 und 2004 produktiver als Nicht-Exporteure aus dem gleichen Industriezweig – und dies nicht nur im Mittelwert, sondern über die gesamte Produktivitätsverteilung. In fünf von acht betrachteten Drei-Jahres-Zeiträumen zeigt sich diese Überlegenheit exportierender Betriebe auch bei den Wachstumsraten der Arbeitsproduktivität.

Der nächste Schritt bei der Analyse der Unterschiede in der Arbeitsproduktivität zwischen Exporteuren und Nicht-Exporteuren besteht in der Berechnung so genannter „Arbeitsproduktivitätsprämien“ der Exporttätigkeit. Hierunter versteht man durchschnittliche prozentuale Produktivitätsunterschiede zwischen exportierenden und nicht exportierenden Betrieben, die bei Kontrolle für andere produktivitätsbestimmende Einflussfaktoren berechnet werden (vgl. Bernard und Jensen 1995, 1999). Berechnet werden diese Prämien aus einer Regression der logarithmierten Arbeitsproduktivität als zu erklärender Variable und dem Exporteurstatus im selben Jahr (abgebildet durch eine Dummy-Variable, die den Wert 1 für Exporteure und den Wert 0 für Nicht-Exporteure annimmt) sowie einer Reihe von Kontrollvariablen als erklärenden Variablen. Kontrollvariablen sind in der hier durchgeführten Untersuchung der Industriezweig (WZ93-4-Steller; zur Begründung vergleiche die Argumentation zu Schritt 2 oben), der Sitzkreis des Betriebes (zur Abbildung von regionalen Einflüssen wie Agglomerationsvor- und -nachteilen), die Anzahl tätiger Personen (zur Abbildung von Größeneffekten), eine Dummy-Variable mit dem Wert 1, wenn

⁶ Diese Methode wurde von Delgado, Farinas und Ruano (2002) in die mikroökonomische Literatur zum Zusammenhang von Exporten und Produktivität eingeführt; Girma, Kneller und Pisu (2003), Girma, Görg und Stobl (2004) und Wagner (2005c) verwenden sie für Produktivitätsvergleiche zwischen Exporteuren, Direktinvestoren und nur auf den Inlandsmarkt ausgerichteten Betrieben aus Großbritannien, Irland und Deutschland. Für die Testmethodik vgl. Conover 1999, S. 456ff.

es sich bei dem Betrieb um einen Zweigbetrieb eines Mehr-Betriebsunternehmens handelt, und dem Wert 0 für ein Einbetriebsunternehmen (da Zweigbetriebe möglicher Weise Ressourcen der Muttergesellschaft nutzen und damit Produktivitätsvorteile realisieren können) sowie der Lohn- und Gehaltssumme pro Kopf (als Indikator für die Humankapitalintensität der Produktion, die ceteris paribus einen positiven Einfluss auf die Arbeitsproduktivität hat). Aus dem geschätzten Koeffizienten β der Dummy-Variable für den Exporteur-Status läßt sich nach einer Transformation in der Form $100(\exp(\beta)-1)$ ein Schätzwert für die durchschnittliche prozentuale Differenz der Arbeitsproduktivität zwischen Exporteuren und Nicht-Exporteuren bei Kontrolle für die von Industriezweig, Sitzkreis, Zweigbetriebsstatus und Humankapitalintensität ausgehenden Einflüsse berechnen.

Die Ergebnisse finden sich für jedes hier betrachtete Jahr in der ersten Spalte der **Tabelle 3**. Die durchschnittlichen Arbeitsproduktivitätsprämien der Exporttätigkeit sind statistisch hoch signifikant von Null verschieden, und sie betragen zwischen einem Fünftel und einem Viertel. Damit erreichen sie eine aus ökonomischer Sicht beachtliche Größenordnung. Hat man wie in der hier durchgeführten Untersuchung Paneldaten zur Verfügung, dann kann man über diese Querschnittsschätzungen hinaus Schätzungen mit gepoolten Daten durchführen und dabei durch die Berücksichtigung von fixen Betriebseffekten für unbeobachtete zeitinvariante betriebsspezifische Einflussfaktoren kontrollieren. Diese Kontrolle für unbeobachtete Heterogenität vermeidet verzerrte Koeffizientenschätzungen als Folge von Korrelationen zwischen den im Modell berücksichtigten Variablen und den bei Schätzungen mit Querschnittsdaten nicht in das Modell einbezieharen unbeobachteten Faktoren. Ergebnisse einer solchen Fixed-Effects-Schätzung, in die zusätzlich Dummy-Variablen für die einzelnen Jahre aufgenommen wurden, finden sich in der letzten Zeile der Tabelle 3. Der Schätzwert für die durchschnittliche Arbeitsproduktivitätsprämie der Exporttätigkeit fällt deutlich geringer aus als in den Querschnittsschätzungen; er ist aber weiterhin statistisch hoch signifikant und hat mit 6.72 Prozent eine auch ökonomisch relevante Höhe.

Um zu überprüfen, ob die Höhe der Exporteur-Prämie von der Höhe des Anteils des Exports am Gesamtumsatz abhängt, wurden die beschriebenen Modelle in zwei weiteren Varianten geschätzt. Zunächst wurde die Dummy-Variable für den Exporteur-Status durch die Angabe zum Exportanteil am Umsatz ersetzt. Die Ergebnisse aus Spalte 2 der Tabelle 3 zeigen, dass die Prämie mit steigender Exportintensität zunimmt. Die durchschnittliche Arbeitsproduktivität ist nach diesen Schätzungen in exportierenden Betrieben bei einem Anstieg des Exportanteils am Umsatz um einen Prozentpunkt etwa einen halben Prozentpunkt

höher; dieser Schätzwert halbiert sich bei Kontrolle für unbeobachtete Heterogenität in einem Fixed-Effects-Modell, bleibt aber weiterhin statistisch hoch signifikant. Die zweite Variante berücksichtigt die Möglichkeit, dass der Zusammenhang zwischen Arbeitsproduktivität und Exportanteil am Gesamtumsatz nicht-linear sein kann, indem zusätzlich zur Höhe des Exportanteils am Umsatz auch das Quadrat dieses Werts in die Regressionsschätzung aufgenommen wurde. Die Spalte 3 der Tabelle 3 zeigt, dass hier ein nicht-linearer Verlauf vorliegt, denn die Vorzeichen der beiden (immer statistisch hoch signifikanten) geschätzten Koeffizienten sind entgegengesetzt. Dies gilt auch bei Kontrolle für unbeobachtete Heterogenität mit einem Fixed-Effects Modell. Formal beschreibt das Vorzeichenmuster dabei einen umgekehrt u-förmigen Verlauf des Zusammenhangs zwischen Arbeitsproduktivität und Exportanteil am Umsatz: Mit steigendem Export nimmt die Produktivität zunächst degressiv zu, erreicht dann ein Maximum und geht bei weiterem Anstieg des Exportanteils am Umsatz dann zurück. Die geschätzten Parameterwerte legen hier allerdings eine andere Interpretation nahe: Aus den Schätzwerten des Fixed-Effects Modells ergibt sich rechnerisch ein Maximum der Exporterprämie für die Arbeitsproduktivität in Höhe von 17.44 Prozent bei einem Exportanteil am Umsatz von 77.6 Prozent. Dieser Exportanteil am Umsatz wird zwar von einigen Betrieben in unserer Stichprobe überschritten, aber auch bei einer Interpretation der Schätzung für Beobachtungen „rechts vom Maximum“ ergeben sich nur geringfügig niedrigere Schätzwerte für die Produktivitätsprämie – ein Betrieb mit einer Exportquote von 90 Prozent hat rechnerisch eine Produktivitätsprämie von 17.01 Prozent. Damit zeigen die Ergebnisse aus der Spalte 3 der Tabelle 3, dass die Arbeitsproduktivitätsprämie der Exporttätigkeit mit steigendem Anteil der Exporte am Umsatz degressiv ansteigt.

Damit können wir ein **erstes Zwischenfazit** ziehen: Exportierende Industriebetriebe in Niedersachsen waren zwischen 1995 und 2004 deutlich produktiver als Betriebe aus derselben Industrie, die ihre Produkte nur auf dem Inlandsmarkt abgesetzt haben.

Die sich unmittelbar hieran anschließende Frage lautet: Ist dieser Produktivitätsvorsprung Ursache oder Wirkung der Exporttätigkeit, oder ist beides (und wenn ja, in welchem relativen Maße) der Fall? Aus theoretischer Sicht lässt sich diese Frage nicht beantworten, da es, wie einleitend zu diesem Beitrag rekapituliert, für beide Hypothesen plausible Gründe gibt. In der mikroökonomischen Literatur zum Zusammenhang zwischen Exporten und Produktivität wird eine empirische Strategie zur Untersuchung dieser Problematik verwendet, die im Kern darauf beruht, Betriebe, die mit dem Export beginnen, mit solchen zu vergleichen, die weiterhin nicht exportieren (vgl. Wagner 2005a). Hierbei wird

zunächst vom Zeitpunkt des Exportstarts eines Teils dieser Betriebe zurück in die Vergangenheit geschaut und gefragt, ob die Exportstarter von heute bereits früher verglichen mit den heutigen Nicht-Startern im Durchschnitt produktiver waren. Dann wird gefragt, ob die Produktivität bei Starter in den Jahren nach dem Start im Durchschnitt stärker gewachsen ist als dies bei den Nicht-Startern der Fall war.

Der erste Schritt hierzu ist ein Vergleich der Starter und Nicht-Starter von heute zu einem Zeitpunkt in der Vergangenheit und ein Vergleich der Entwicklung beider Gruppen in den Jahren vor dem Start. Zu diesem Zweck betrachten wir für ein Jahr t (z. B. 1998) alle Betriebe, die in den Jahren $t-3$ bis $t-1$ (hier: 1995 bis 1997) nicht exportiert haben und unterscheiden dann in Betriebe, die im Jahr t mit dem Export beginnen – dies sind die Starter – und in Nicht-Starter, die auch in t nicht exportieren. Waren die Starter von heute bereits früher (in $t-3$) im Durchschnitt produktiver als die Nicht-Starter von heute? Ist die Arbeitsproduktivität bei den Startern in den Jahren unmittelbar vor dem Start (von $t-3$ bis $t-1$) stärker gewachsen als bei den Nicht-Startern? Zur Untersuchung dieser Fragen werden Regressionsmodelle geschätzt, die entweder die logarithmierte Arbeitsproduktivität im Jahr $t-3$ oder die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität zwischen $t-3$ und $t-1$ als zu erklärende Variable beinhalten. Erklärende Variablen sind eine Dummy-Variable, die den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb ein Exportstarter im oben genannten Sinne ist, und den Wert Null sonst, sowie Kontrollvariablen (Wirtschaftszweig, Sitzkreis, Zweigbetriebstatus-Dummy, Anzahl tätige Personen und Lohn- und Gehaltssumme pro Kopf), deren Werte jeweils in $t-3$ gemessen werden. Die geschätzten Regressionskoeffizienten der Starter-Dummy liefern dann Schätzungen für Arbeitsproduktivitätsprämien bzw. Arbeitsproduktivitätswachstumsprämien von Exportstartern drei Jahre vor dem Start bzw. in den Jahren unmittelbar vor dem Start.

Die **Tabelle 4** enthält die Angaben zu diesen Starter-Prämien für die Kohorten der Starter aus den Jahren 1998 bis 2004. Die Punktschätzungen für die Arbeitsproduktivitätsprämien sind alle positiv; auf einem üblichen Fehlerniveau statistisch signifikant sind allerdings nur die – sehr hohen – Werte für die Starter-Kohorten der Jahre 1998 und 2003. Bei den Wachstumsprämien finden wir positive und negative Werte der Punktschätzungen für die Regressionskoeffizienten; die Schätzwerte sind allerdings niemals auf einem Fehlerniveau von 5 Prozent statistisch signifikant von Null verschieden. Damit haben wir einige Evidenz dafür, dass die Exportstarter von heute auch früher schon produktiver waren als die Nicht-Exporteure von heute, während nichts dafür spricht, dass auch das Produktivitätswachstum bei den Startern in den Jahren vor dem Start im

Durchschnitt höher war als bei den Nichtstartern. Die empirische Untersuchung wird aber mit dadurch erschwert, dass die absolute Anzahl der Starter sehr gering ist.

Der zweite Schritt in der Untersuchung der Frage, ob der festgestellte Produktivitätsvorsprung der Exporteure gegenüber nicht exportierenden Betrieben derselben Branche Ursache oder Wirkung der Exporttätigkeit ist, besteht in einem Vergleich von Exportstartern und Nicht-Startern zu einem Zeitpunkt, der nach dem Startzeitpunkt eines Teils dieser Betriebe liegt. Zu diesem Zweck betrachten wir für ein Jahr t (z. B. 1998) alle Betriebe, die in den Jahren $t-3$ bis $t-1$ (hier: 1995 bis 1997) nicht exportiert haben und unterscheiden dann in Betriebe, die im Jahr t mit dem Export beginnen – dies sind die Starter – und in Nicht-Starter, die auch in t nicht exportieren. Waren die Starter von damals drei Jahre später (in $t+3$) im Durchschnitt produktiver als die Nicht-Starter des Jahres t ? Ist die Arbeitsproduktivität bei den Startern in den Jahren unmittelbar nach dem Start (von $t+1$ bis $t+3$) stärker gewachsen als bei den Nicht-Startern? Zur Untersuchung dieser Fragen werden Regressionsmodelle geschätzt, die entweder die logarithmierte Arbeitsproduktivität im Jahr $t+3$ oder die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität zwischen $t+1$ und $t+3$ als zu erklärende Variable beinhalten. Erklärende Variablen sind eine Dummy-Variable, die den Wert Eins annimmt, wenn der Betrieb ein Exportstarter im oben genannten Sinne ist, und den Wert Null sonst, sowie Kontrollvariablen (Wirtschaftszweig, Sitzkreis, Zweigbetriebstatus-Dummy, Anzahl tätige Personen und Lohn- und Gehaltssumme pro Kopf), deren Werte jeweils im Jahr t gemessen werden. Die geschätzten Regressionskoeffizienten der Starter-Dummy liefern dann Schätzungen für Arbeitsproduktivitätsprämien bzw. Arbeitsproduktivitätswachstumsprämien von Exportstartern drei Jahre nach dem Start bzw. in den Jahren unmittelbar nach dem Start.

Die **Tabelle 5** enthält die Angaben zu diesen Starter-Prämien für die Kohorten der Starter aus den Jahren 1998 bis 2001. Die Punktschätzungen für die Arbeitsproduktivitätsprämien sind alle positiv, aber nicht auf einem üblichen Fehlerniveau von Null verschieden. Bei den Wachstumsprämien finden wir positive und negative Werte der Punktschätzungen für die Regressionskoeffizienten, die aber ebenfalls nicht statistisch signifikant sind. Damit haben wir aus diesen Schätzungen keine Evidenz für einen positiven Effekt des Exports auf die Arbeitsproduktivität. Dieselbe Schlussfolgerung liefern auch einfache Mittelwertvergleiche von Höhe und Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität im Jahr $t+3$ zwischen der Gruppe der Exportstarter und den Nicht-Startern; hier ist lediglich die (positive) Differenz der Arbeitsproduktivität zwischen Startern und Nicht-Startern der Kohorte 2001 im Jahr 2004 mit einem p -value von 0.034 auf einem Fehlerniveau von 5 Prozent statistisch signifikant von Null verschieden.

Ebenfalls keine Hinweise auf einen positiven Effekt der Exporttätigkeit liefert ein alternativer Ansatz, der auf einem Vergleich der Exportstarter mit Nicht-Startern, die diesen Startern als „statistische Zwillinge“ zugematcht wurden, beruht. Diese Vorgehensweise, die aus der Evaluation von wirtschaftspolitischen Maßnahmen bekannt ist (vgl. Heckman, LaLonde und Smith 1999) und die von Wagner (2002) sowie Girma, Greenaway und Kneller (2003, 2004) in die Literatur zur Mikroökonomie des Exports eingeführt wurde, beruht auf folgender Idee: Wenn sich Exportstarter und Nicht-Starter schon vor dem Start eines Teils von ihnen unterscheiden, und wenn die Exportstarter sich als „bessere“ Betriebe selbst auf den internationalen Markt selektieren (wofür es in vielen Ländern empirische Evidenz gibt, die wir hier allerdings nicht so ausgeprägt finden konnten), dann würde man erwarten, dass sich die Exportstarter auch dann besser entwickelt hätten als die Nicht-Starter, wenn sie nicht mit dem Export begonnen hätten. Aber diese alternative Entwicklung lässt sich nicht beobachten, denn sie haben ja mit dem Export begonnen. Für einen einzelnen Betrieb beobachten wir immer nur wie er sich entwickelt hat, wenn er entweder ein Exporteur geworden ist oder nicht; niemals können wir einen Unterschied mit und ohne Exporttätigkeit auf der Ebene des einzelnen Betriebes feststellen. Um trotz fehlender kontrafaktischer Situation einen durchschnittlichen kausalen Effekt des Exports auf die Betriebe abschätzen zu können, werden die Exportstarter mit Betrieben aus einer Kontrollgruppe verglichen. In diese Kontrollgruppe werden Betriebe aufgenommen, die nicht mit dem Export begonnen haben, die aber in unserem Fall in allen für die Aufnahme des Exports und die Entwicklung der Arbeitsproduktivität relevanten Eigenschaften den Starterbetrieben so ähnlich wie möglich sind. Man sucht also zu jedem Starter in der Gruppe der Nicht-Starter einen „statistischen Zwilling“ aus demselben Industriezweig in derselben Region und mit derselben Arbeitsproduktivität und derselben Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität in den Jahren vor dem Start, derselben Anzahl tätiger Personen, derselben Lohn- und Gehaltssumme pro Kopf und demselben Zweigbetriebsstatus.

Exakt wird es eine solche Übereinstimmung in allen genannten Merkmalen nicht geben, daher wendet man das Verfahren des Propensity Score Matching an: Man schätzt die Wahrscheinlichkeit, dass ein Betrieb ein Exportstarter ist, mit einem Probit-Modell, in dem die Starter-Dummy die endogene Variable ist und die genannten Variablen die exogenen Variablen sind. Dann ordnet man jedem Starter-Betrieb den Betrieb aus der Gruppe der Nicht-Starter zu, der die geschätzte Starterwahrscheinlichkeit aufweist, die dem Wert für den betrachteten Starter am ähnlichsten ist. Dies geschieht für alle Starter-Betriebe. Ein Vergleich der Mittelwerte der exogenen Variablen in den Propensity-Score-Schätzungen für die Starter-

Gruppe und die Gruppe der zugematchten Nicht-Starter-Betriebe darf bei erfolgreichem Matching keine signifikanten Unterschiede mehr anzeigen. Ein Vergleich der durchschnittlichen Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität bei Exportstartern einerseits und zugematchten Nicht-Exporteuren andererseits in den auf das Startjahr t folgenden Jahren zeigt dann, ob es einen kausal interpretierbaren Einfluss des Exports auf die Arbeitsproduktivität gibt. Die Differenz der durchschnittlichen Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität ist der sogenannte ATT bzw. *average treatment effect on the treated*, der durchschnittliche Effekt der „Behandlung“ (hier: des Exports) auf die „Behandelten“ (hier: die Exportstarter). Für die Bestimmung der statistischen Signifikanz des so ermittelten ATT ist die Anwendung eines Bootstrap-Verfahrens erforderlich.⁷

Angaben zur durchschnittlichen Wachstumsraten der Arbeitsproduktivität in der Gruppe der Starter und der zugematchten Nicht-Starter finden sich für die Kohorten 1998 bis 2001 in der **Tabelle 6**. Der ATT ist in drei von vier Fällen positiv, aber er ist niemals auf einem üblichen Fehlerniveau von 5 Prozent statistisch signifikant. Ein positiver kausaler Effekt des Exports auf die Produktivität ist damit nicht zu erkennen.

Damit können wir ein **zweites Zwischenfazit** ziehen: Exportierende Industriebetriebe in Niedersachsen waren in der Tendenz schon vor dem Start auf Auslandsmärkte produktiver als Betriebe, die ihre Produkte weiterhin nur auf dem Inlandsmarkt abgesetzt haben; für ein höheres Wachstum der Produktivität in den Starterbetrieben verglichen mit den Nicht-Startern in den Jahren unmittelbar vor oder nach dem Exportstart finden wir aber keine empirische Evidenz. Es ist allerdings darauf hinzuweisen, dass die Jahrgangskohorten von Betrieben, die erstmals exportierten, in den betrachteten Jahren nur jeweils eine kleine Gruppe von rund 50 Betrieben umfassten. Dies macht es sehr schwierig (wenn nicht unmöglich), die hier untersuchten Effekte präzise abzubilden.

4. Diskussion

Mit Längsschnittdaten aus den Jahren 1995 bis 2004 für mittelständische niedersächsische Industriebetriebe zeigt dieser Beitrag, dass exportierende Betriebe in allen Jahren *ceteris paribus* deutlich produktiver waren als Betriebe aus derselben Industrie, die ihre Erzeugnisse nur auf dem deutschen Markt abgesetzt haben. Diese Produktivitätsunterschiede finden sich

⁷ Für eine anschauliche Darstellung der hier verwendeten Methode des Matching-Ansatzes zur Bestimmung des kausalen Effekts einer „Behandlung“ mit umfassenden Literaturhinweisen vgl. Caliendo und Kopeinig (2005). Die Berechnungen wurden mit Stata/SE 8.2 und dem Programm `psmatch2` (Leuven und Sianesi 2003) durchgeführt; die Einhaltung der common support - Bedingung wurde kontrolliert, das Matching war in allen Fällen erfolgreich

zwischen Exportstartern und Nicht-Exporteuren bereits in den Jahren vor dem Start der Belieferung von Auslandsmärkten, wobei sie allerdings nur in zwei von sieben untersuchten Jahren auf einem üblichen Niveau statistisch signifikant sind. Für eine höhere Dynamik der Produktivität bei Exportstartern verglichen mit nur auf den Inlandsmarkt ausgerichteten Betrieben finden wir weder in den Jahren vor dem Exportstart noch in den Jahren danach empirische Evidenz. Ob dies auch daran liegt, dass die Kohorten der Exportstarter in jedem Jahr nur eine kleine Gruppe von Betrieben umfassen und dass eventuell vorhandene Effekte sich daher nicht präzise genug messen lassen, ist eine offene Frage.

Damit bestätigt die hier vorgestellte Studie die Ergebnisse früherer Untersuchungen mit Daten für niedersächsische Industriebetriebe in großen Teilen. Bernard und Wagner (1997) kamen mit vergleichbaren Daten für 1978 bis 1992 und unter Verwendung des auf Bernard und Jensen (1995, 1999) zurückgehenden „Prämienansatzes“ allerdings zu dem Ergebnis, dass das Wachstum der Arbeitsproduktivität bei den Exportstartern in den Jahren nach dem Start signifikant höher war als bei den Nicht-Exporteuren, während Wagner (2002) mit dem Matching-Ansatz und Daten für 1978 bis 1989 diesen Befund (ebenso wie die Untersuchung hier) nicht bestätigen konnte. In der einzigen (mir bekannten) weiteren Studie mit deutschen Firmendaten finden Arnold und Hussinger (2004) einen signifikanten Anstieg der totalen Faktorproduktivität (TFP) bei zukünftigen Exportstartern in den beiden Jahren vor dem Start, während der Produktivitätsabstand zwischen Exporteuren und Nicht-Exporteuren sich in den Jahren nach dem Start auf dem Weltmarkt nicht vergrößert. In einem Matching-Ansatz finden Arnold und Hussinger keine Unterschiede in der Höhe und der Wachstumsrate der TFP zwischen Export-Startern und Nicht-Exporteuren in den Jahren nach dem Start.

In der Grundtendenz decken sich die Befunde für mittelständische niedersächsische Industriebetriebe damit mit den Ergebnissen zahlreicher Studien für andere Länder (vgl. den Überblick bei Wagner 2005a): Exporteure sind produktiver als Nicht-Exporteure; es gibt Hinweise auf Selbstselektion produktiverer Firmen auf Auslandsmärkte; Indizien für produktivitätssteigernde Effekte des Exports durch Lerneffekte oder höheren Innovationsdruck liegen nicht vor. Weitere Aufschlüsse hierzu sind von Auswertungen der Daten des hier verwendeten Typs für ganz Deutschland zu erwarten, denn dann werden Angaben für sehr viel mehr Exportstarter pro Jahreskohorte zur Verfügung stehen und die Schätzungen werden auf entsprechend breiterer Grundlage präziser möglich sein. Die Erstellung der erforderlichen Datenbasis ist in Vorbereitung. Sie soll dann auch für international vergleichende und ex ante auf Vergleichbarkeit angelegte Untersuchungen genutzt werden.

Literatur

- Addison, John T., Thorsten Schank, Claus Schnabel und Joachim Wagner (2003), Works Councils in the Production Process. Institute for the Study of Labor IZA DP No. 812, June.
- Arnold, Jens Martin und Katrin Hussinger (2004). Export Behavior and Firm Productivity in German Manufacturing. A Firm-level Analysis. Centre for European Economic Research Discussion Paper 04-12.
- Bernard, Andrew B. und J. Bradford Jensen (1995). Exporters, jobs and wages in U.S. manufacturing: 1976-1987. *Brookings Papers on Economic Activity: Microeconomics*, 67-119.
- Bernard, Andrew B. und J. Bradford Jensen (1999). Exceptional exporter performance: cause, effect, or both? *Journal of International Economics* 47, 1-25.
- Bernard, Andrew B. und Joachim Wagner (1997). Exports and success in German manufacturing. *Weltwirtschaftliches Archiv / Review of World Economics* 133 (1), 134-157.
- Bernard, Andrew B. und Joachim Wagner (2001). Exports entry and exit by German firms. *Weltwirtschaftliches Archiv / Review of World Economics* 137 (1), 105-123.
- Caliendo, Marco und Sabine Kopeinig (2005). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. Institute for the Study of Labor IZA DP No. 1588, May.
- Conover, W. J. (1999). *Practical Nonparametric Statistics*. Third edition. New York etc.: John Wiley.
- Delgado, Miguel A., Jose C. Farinas und Sonia Ruano (2002). Firm productivity and export markets: a non-parametric approach. *Journal of International Economics* 57, 397-422.
- Girma, Sourafel, Holger Görg und Eric Strobl (2004). Exports, international investment, and plant performance: evidence from a non-parametric test. *Economics Letters* 83, 317-324.
- Girma, Sourafel, David Greenaway und Richard Kneller (2003). Export market exit and performance dynamics: a causality analysis of matched firms. *Economics Letters* 80, 181-187.
- Girma, Sourafel, David Greenaway und Richard Kneller (2004). Does Exporting increase Productivity? A Microeconometric Analysis of Matched Firms. *Review of International Economics* 12, 855-866.

- Girma, Sourafel, Richard Kneller und Mauro Pisu (2003). Exports versus FDI: an empirical test. University of Nottingham, GEP Research Paper 2003/21.
- Heckman, James J., R. J. LaLonde and J. A. Smith (1999). The economics and econometrics of active labor market programs. In: O. C. Ashenfelter and David Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Amsterdam: North-Holland, 1865-2097.
- Leuven, Edwin und Barbara Sianesi (2003). PSMATCH2: Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing, and covariate imbalance testing. <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html>. Version 1.2.3.
- Wagner, Joachim (2000). Firm Panel Data from Official Statistics. *Schmollers Jahrbuch / Journal of Applied Social Science Studies* 120 (1), 143-150.
- Wagner, Joachim (2002). The causal effects of exports on firm size and labor productivity: first evidence from a matching approach. *Economics Letters* 77, 287-292.
- Wagner, Joachim (2004). On the microstructure of the German export boom: Evidence from establishment panel data, 1995 – 2002. *Review of World Economics / Weltwirtschaftliches Archiv* 140 (3), 496-509.
- Wagner, Joachim (2005a). Exports and productivity: A survey of the evidence from firm level data. University of Lueneburg Working Paper Series in Economics, No.4, March.
- Wagner, Joachim (2005b). Zur Mikrostruktur der Investitionsdynamik in der Industrie. Analysen mit Betriebspaneldaten aus Niedersachsen (1995-2002). Universität Lüneburg, Fachbereich Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Arbeitsbericht A330, Januar.
- Wagner, Joachim (2005c). Exports, foreign direct investment, and productivity: Evidence from German firm level data. University of Lueneburg Working Paper Series in Economics, No.8, March. (forthcoming, *Applied Economics Letters*)
- Zühlke, Sylvia et al. (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.

Tabelle 1: Exporttätigkeit und Arbeitsproduktivität in niedersächsischen Industriebetrieben (1995 – 2004)

	Anzahl Betriebe	Anteil exportierender Betriebe (Prozent)	Anteil der Exporte am Umsatz exportierender Betriebe (Prozent)	Unterschied der Arbeitsproduktivität zwischen exportierenden und nicht exportierenden Betrieben (Index) ¹	Test auf statistische Signifikanz des Unterschiedes der Arbeitsproduktivität zwischen exportierenden und nicht exportierenden Betrieben (p-value) ²
1995	3.590	47.74	20.32	91.26	0.037
1996	3.532	48.78	20.94	91.78	0.057
1997	4.007	43.97	21.41	101.42	0.756
1998	3.873	45.57	21.81	106.82	0.139
1999	3.882	45.67	22.36	104.92	0.389
2000	3.877	46.40	23.83	105.58	0.567
2001	3.809	48.36	24.05	98.13	0.873
2002	3.817	48.78	25.52	97.61	0.856
2003	3.737	52.26	25.53	118.15	0.001
2004	3.632	52.89	26.21	122.20	0.001

¹ Ein Indexwert von 91.26 zeigt an, dass die durchschnittliche Arbeitsproduktivität in exportierenden Betrieben 91.26 Prozent des entsprechenden Wertes in nicht exportierenden Betrieben betragen hat; Indexwerte über (unter) 100 zeigen eine höhere (niedrigere) Produktivität in exportierenden verglichen mit nicht exportierenden Betrieben an.

² Ein p-value von 0.050 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese identischer Arbeitsproduktivität in exportierenden und nicht exportierenden Betrieben bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abgelehnt wird.

Tabelle 2: Test auf stochastische Dominanz der Verteilung der Arbeitsproduktivität und der Verteilung der Wachstumsraten der Arbeitsproduktivität in exportierenden Betrieben über die in nicht exportierenden Betrieben¹

Jahr t	Arbeitsproduktivität im Jahr t (p-value)	Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität zwischen Jahr t und Jahr t+2 (p-value)
1995	0.000	0.005
1996	0.000	0.007
1997	0.000	0.216
1998	0.000	0.198
1999	0.000	0.000
2000	0.000	0.000
2001	0.000	0.224
2002	0.000	0.002
2003	0.000	n.a. ²
2004	0.000	n.a. ²

¹ Test von H_0 : Produktivitätsverteilungen nicht unterschiedlich gegen H_a : Die Produktivitätsverteilung in den exportierenden Betrieben dominiert stochastisch die Produktivitätsverteilung in den nicht exportierenden Betrieben. Verglichen werden die Verteilungen der Arbeitsproduktivität, gemessen als Umsatz je tätige Person und ausgedrückt in Prozent des Mittelwertes der Arbeitsproduktivität des jeweiligen WZ93-4-Stellers und logarithmiert (Spalte 1), sowie die Veränderungen dieser Werte zwischen den Jahren t+2 und t (Spalte 2). Ein p-value von 0.050 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese identischer Verteilungen zugunsten der Alternativhypothese bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abzulehnen ist.

² Da der Datensatz nur Angaben bis zum Jahr 2004 enthält lässt sich dieser Wert nicht berechnen.

Tabelle 3: Arbeitsproduktivitätsprämien der Exporttätigkeit in niedersächsischen Industriebetrieben (1995 – 2004)¹

		Exporteur (Dummy, 1 = ja)	Exportanteil am Umsatz (Prozent)	Exportanteil am Umsatz (Prozent)	Exportanteil am Umsatz (Prozent) quadriert
1995	β	22.51	0.0041	0.0100	-0.00009
	p	0.000	0.000	0.000	0.001
1996	β	21.41	0.0041	0.0112	-0.0001
	p	0.000	0.000	0.000	0.000
1997	β	24.36	0.0057	0.0112	-0.00009
	p	0.000	0.000	0.000	0.000
1998	β	25.48	0.0055	0.0116	-0.00009
	p	0.000	0.000	0.000	0.000
1999	β	22.38	0.0050	0.0095	-0.00007
	p	0.000	0.000	0.000	0.002
2000	β	22.63	0.0047	0.0094	-0.00007
	p	0.000	0.000	0.000	0.001
2001	β	20.92	0.0048	0.0089	-0.00006
	p	0.000	0.000	0.000	0.003
2002	β	22.26	0.0042	0.0091	-0.00007
	p	0.000	0.000	0.000	0.001
2003	β	25.73	0.0040	0.0106	-0.000095
	p	0.000	0.000	0.000	0.000
2004	β	25.61	0.0048	0.0120	-0.00010
	p	0.000	0.000	0.000	0.000
Fixed effects	β	6.72	.0025	0.0045	-0.000029
	P	0.000	0.000	0.000	0.000

¹ β ist der geschätzte Regressionskoeffizient aus einer OLS-Schätzung mit der logarithmierten Arbeitsproduktivität als endogener Variable und entweder einer Dummy-Variable für den Exporteurstatus (Spalte 1) oder dem Exportanteil am Umsatz (Spalte 2) bzw. dem Exportanteil am Umsatz und dem quadrierten Wert diese Anteils (Spalte 3) als exogener Variable. Alle Regressionsmodelle enthalten darüber hinaus als Kontrollvariablen eine Dummy-Variable für den Zweigbetriebsstatus, die Anzahl tätiger Personen, die Lohn- und Gehaltssumme pro Kopf (als Proxyvariable für die Humankapitalintensität) sowie Dummy-Variablen für den Industriezweig (WZ93-4-Steller) des Betriebes und den Kreis, in dem der Betrieb angesiedelt ist. Zur Erleichterung der Interpretation der Ergebnisse sind die geschätzten Koeffizienten der Exporteurstatus-Dummyvariablen nach der Formel $100(\exp(\beta)-1)$ umgerechnet worden; damit enthält die Tabelle Angaben zum prozentualen Unterschied der Arbeitsproduktivität zwischen exportierenden und nicht exportierenden Betrieben bei Kontrolle für die einbezogenen weiteren betrieblichen Charakteristika. p ist der prob-value; ein Wert von 0.050 (oder kleiner) zeigt an, dann die Nullhypothese $\beta = 0$ bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abzulehnen ist.

Tabelle 4: Arbeitsproduktivitäts- und Arbeitsproduktivitätswachstumsprämien von Exportstartern drei Jahre vor Aufnahme des Exports in niedersächsischen Industriebetrieben ¹

Startjahr t (Anzahl Starter; Anzahl Nicht-Exporteure)		Arbeitsproduktivitäts- unterschiede zwischen Exportstartern und Nicht- Exporteuren im Jahr t-3 (in Prozent)	Unterschiede im Wachstum der Arbeitsproduktivität zwischen Exportstartern und Nicht-Expor- teuren von Jahr t-3 bis Jahr t-1
1998 (50;1391)	β	21.41	-0.043
	p	0.030	0.490
1999 (47;1360)	β	9.31	0.018
	p	0.371	0.685
2000 (47;1639)	β	12.52	-0.079
	p	0.174	0.066
2001 (59;1592)	β	5.55	0.076
	p	0.512	0.087
2002 (48;1625)	β	9.96	-0.026
	p	0.393	0.701
2003 (100;1491)	β	20.80	-0.041
	p	0.005	0.256
2004 (41;1393)	β	9.53	-0.012
	p	0.292	0.874

¹ β ist der geschätzte Regressionskoeffizient aus einer OLS-Schätzung mit entweder der logarithmierten Arbeitsproduktivität im Jahr t-3 (Spalte 1) oder der Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität zwischen dem Jahr t-3 und dem Jahr t-1 (Spalte 2) als endogener Variable und einer Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn der Betrieb in den Jahren t-3 bis t-1 nicht exportiert hat und im Jahr t den Export aufnimmt, und die den Wert 0 hat, wenn der Betrieb zwischen t-3 und t nicht exportiert hat. Alle Regressionsmodelle enthalten darüber hinaus als Kontrollvariablen eine Dummy-Variable für den Zweigbetriebsstatus, die Anzahl tätiger Personen, die Lohn- und Gehaltssumme pro Kopf (als Proxyvariable für die Humankapitalintensität) sowie Dummy-Variablen für den Industriezweig (WZ93-4-Steller) des Betriebes und den Kreis, in dem der Betrieb angesiedelt ist. Zur Erleichterung der Interpretation der Ergebnisse sind die geschätzten Koeffizienten der Exportstarterstatus-Dummyvariablen nach der Formel $100(\exp(\beta)-1)$ umgerechnet worden; die Tabelle enthält damit Angaben zum prozentualen Unterschied der Arbeitsproduktivität zwischen Exportstartern und nicht exportierenden Betrieben drei Jahre vor dem Start bzw. zu Unterschieden im Wachstum der Arbeitsproduktivität in den Jahren t-3 bis t-1 zwischen beiden Gruppen von Betrieben bei Kontrolle für die einbezogenen weiteren betrieblichen Charakteristika. p ist der prob-value; ein Wert von 0.050 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese $\beta = 0$ bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abzulehnen ist.

Tabelle 5: Arbeitsproduktivitäts- und Arbeitsproduktivitätswachstumsprämien von Exportstartern drei Jahre nach Aufnahme des Exports in niedersächsischen Industriebetrieben ¹

Startjahr t (Anzahl Starter; Anzahl Nicht-Exporteure)		Arbeitsproduktivitäts- unterschiede zwischen Exportstartern und Nicht- Exporteuren im Jahr t+3	Unterschiede im Wachstum der Arbeitsproduktivität zwischen Exportstartern und Nicht-Exporteuren von Jahr t+1 bis Jahr t+3
1998 (49;1177)	β	20.30	0.029
	p	0.062	0.540
1999 (45;1122)	β	7.90	-0.052
	p	0.476	0.282
2000 (39;1322)	β	7.82	-0.017
	p	0.524	0.760
2001 (52;1363)	β	9.20	-0.007
	p	0.376	0.889

¹ β ist der geschätzte Regressionskoeffizient aus einer OLS-Schätzung mit entweder der logarithmierten Arbeitsproduktivität im Jahr t+3 (Spalte 1) oder der Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität zwischen dem Jahr t+1 und dem Jahr t+3 (Spalte 2) als endogener Variable und einer Dummy-Variable, die den Wert 1 annimmt, wenn der Betrieb in den Jahren t-3 bis t-1 nicht exportiert hat und im Jahr t den Export aufnimmt, und die den Wert 0 hat, wenn der Betrieb zwischen t-3 und t nicht exportiert hat. Alle Regressionsmodelle enthalten darüber hinaus als Kontrollvariablen eine Dummy-Variable für den Zweigbetriebsstatus, die Anzahl tätiger Personen, die Lohn- und Gehaltssumme pro Kopf (als Proxyvariable für die Humankapitalintensität) sowie Dummy-Variablen für den Industriezweig (WZ93-4-Steller) des Betriebes und den Kreis, in dem der Betrieb angesiedelt ist. Zur Erleichterung der Interpretation der Ergebnisse sind die geschätzten Koeffizienten der Exportstarterstatus-Dummyvariablen nach der Formel $100(\exp(\beta)-1)$ umgerechnet worden; die Tabelle enthält damit Angaben zum prozentualen Unterschied der Arbeitsproduktivität zwischen Exportstartern und nicht exportierenden Betrieben drei Jahre nach dem Start bzw. zu Unterschieden im Wachstum der Arbeitsproduktivität in den Jahren t+1 bis t+3 zwischen beiden Gruppen von Betrieben bei Kontrolle für die einbezogenen weiteren betrieblichen Charakteristika. p ist der prob-value; ein Wert von 0.050 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese $\beta = 0$ bei einer Fehlerwahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abzulehnen ist.

Tabelle 6: Kausale Effekte des Exportstarts auf das Wachstum der Arbeitsproduktivität in den drei Jahre nach Aufnahme des Exports in niedersächsischen Industriebetrieben: Ergebnisse eines Matching-Ansatzes¹

Startjahr t (Anzahl Starter)	Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität zwischen Jahr t+1 und Jahr t+3 (v. H.)			Statistische Signifikanz des ATT
	Starter	gematchte Nicht- Exporteure	ATT	
1998 (39)	0.0255	-0.0104	0.0359	nein
1999 (38)	-0.0520	-0.0602	0.0081	nein
2000 (36)	-0.0073	0.0040	-0.0113	nein
2001 (47)	0.0531	-0.0231	0.0762	nein

¹ ATT ist der *average treatment effect on the treated*, der Schätzwert für den kausalen Effekt des Exportstarts auf die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität in den drei Jahren nach dem Exportstart. Es ist der Unterschied in der durchschnittlichen Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität zwischen der Gruppe der Exportstarter und einer Gruppe von Nicht-Exporteuren, die diesen Startern als statistischen Zwillingen zugematcht wurden. Details des verwendeten Verfahrens werden im Text diskutiert. Die Angaben zur statistischen Signifikanz des ATT beruhen auf der Anwendung von Bootstrap-Verfahren mit 1.000 Replikationen; *nein* bedeutet, dass das so geschätzte Konfidenzintervall für den ATT den Wert Null bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent einschließt.

Working Paper Series in Economics

(see www.uni-lueneburg.de/vwl/papers for a complete list)

- No. 1: *Joachim Wagner*: Nascent and Infant Entrepreneurs in Germany.
Evidence from the Regional Entrepreneurship Monitor (REM), March 2005
- No. 2: *Ingrid Ott and Stephen Turnovsky*: Excludable and Non-Excludable Public Inputs:
Consequences for Economic Growth, March 2005
(also published as CESifo Working Paper 1423)
- 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. 4: *Joachim Wagner*: Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm Level
Data, 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. 6: *Christiane Clemens and Maik Heinemann*: On the Effects of Redistribution on Growth and
Entrepreneurial Risk-Taking, March 2005
- No. 7: *Thomas Wein*: Associations' Agreement and the Interest of the Network Suppliers – The
Strategic Use of Structural Features, March 2005
- No. 8: *Joachim Wagner*: Exports, Foreign Direct Investment, and Productivity: Evidence from
German Firm Level Data, March 2005
- No. 9: *Gabriel Desgranges and Maik Heinemann*: Strongly Rational Expectations Equilibria with
Endogenous Acquisition of Information, March 2005
- 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
- No.11: *Joachim Wagner*: Exporte und Produktivität in mittelständischen Betrieben
Befunde aus der niedersächsischen Industrie (1995 – 2004), June 2005

Universität Lüneburg
Institut für Volkswirtschaftslehre
Scharnhorststr. 1
D-21332 Lüneburg
Tel: ++49 4131 78 2321
email: brodt@uni-lueneburg.de
www.uni-lueneburg.de/vwl/papers