

Mangelsdorf, Stefan

Working Paper

Der Einfluss von Exporten auf die betriebliche Entwicklung

SFB 649 Discussion Paper, No. 2009-059

Provided in Cooperation with:

Collaborative Research Center 649: Economic Risk, Humboldt University Berlin

Suggested Citation: Mangelsdorf, Stefan (2009) : Der Einfluss von Exporten auf die betriebliche Entwicklung, SFB 649 Discussion Paper, No. 2009-059, Humboldt University of Berlin, Collaborative Research Center 649 - Economic Risk, Berlin

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/39289>

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.

SFB 649 Discussion Paper 2009-059

Der Einfluss von Exporten auf die betriebliche Entwicklung

Stefan Mangelsdorf*



* Humboldt-Universität zu Berlin, Germany

This research was supported by the Deutsche
Forschungsgemeinschaft through the SFB 649 "Economic Risk".

<http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>
ISSN 1860-5664

SFB 649, Humboldt-Universität zu Berlin
Spandauer Straße 1, D-10178 Berlin



SFB 649 ECONOMIC RISK BERLIN

Der Einfluss von Exporten auf die betriebliche Entwicklung

Gibt es Lerneffekte?

Stefan Mangelsdorf*

Technische Universität Berlin

Berlin, 23. November 2009

Abstract

Exporte gelten als Wachstumsmotor der deutschen Wirtschaft und werden von der Wirtschaftspolitik auf vielfältige Weise gefördert. Doch führt die Förderung der Aufnahme von Handelsbeziehungen mit dem Ausland durch Betriebe, die bislang nicht exportierten, wirklich zu einem Wachstum der Produktivität in der deutschen Wirtschaft? Oder werden besonders produktive Betriebe von sich aus zu Exporteuren und müssen nicht gefördert werden? Dies ist eine sehr interessante Frage für die Wirtschaftspolitik und ihr soll in dieser Arbeit nachgegangen werden.

Key words: export-led growth, trade, productivity, firm heterogeneity

JEL-codes: F10, D21, L60

*Diese Arbeit wurde von der Deutschen Forschungsgemeinschaft durch den SFB 649 „Ökonomisches Risiko“ unterstützt. Weiterer Dank gilt Prof. Dr. Strohe von der Universität Potsdam und dem Forschungszentrum der Statistischen Landesämter, die mir die verwendeten Daten zur Verfügung stellten.

1 Einleitung

Seit vielen Jahren schon wird die Bedeutung von Exporten für das Wirtschaftswachstum diskutiert. Exporte gelten als Wachstumsmotor für die deutsche Volkswirtschaft und werden daher von der Wirtschaftspolitik gefördert. Früher stützten sich empirische Untersuchungen vorwiegend auf aggregierte Daten von Branchen oder Ländern. Die Verfügbarkeit von Mikrodaten auf Betriebs- und Unternehmensebene und die gestiegene Rechenkapazität moderner Datenverarbeitungssysteme führten zu einem Wechsel der Forschungsperspektive.

Bernard u. Jensen (1995) legten den Grundstein mit ihren wegweisenden Analysen mit Betriebsdaten des „Annual Survey of Manufactures“, einer Erhebung US-amerikanischer Betriebe, zwischen 1976 und 1987, in denen Unterschiede zwischen exportierenden und nichtexportierenden Betrieben erstmals mit Mikrodaten untersucht wurden. In den folgenden Jahren veröffentlichten sie weitere Arbeiten¹ und in vielen Ländern der Welt wurden ähnliche Analysen durchgeführt: Aw u. a. (2000) für Korea und Taiwan, Biesebroeck (2005) für einige afrikanische Länder, Greenaway u. Kneller (2003), (2004) für Großbritannien, Roberts u. Tybout (1997) für Columbien, Clerides u. a. (1998) für Columbien, Mexiko und Marokko, De Loecker (2004) für Slowenien. In Deutschland hat sich vor allem Wagner (Zum Beispiel (2002a), (2002b), (2005a), um nur einige zu nennen) mit Exporten und ihrem Einfluss auf die Entwicklung von Betrieben auseinander gesetzt. In Wagner (2005b) sind Strategien und Ergebnisse von 45 internationalen Studien zu diesem Thema zusammengefasst. Alle Untersuchungen bestätigen, dass Exporteure produktiver und größer sind als nichtexportierende Betriebe.

Diese Ergebnisse werden zur Rechtfertigung für die Exportförderung herangezogen. Doch woher kommen diese Unterschiede? Ist die höhere Produktivität mancher Betriebe Ursache oder Folge seiner Exporttätigkeit? Nur wenn es positive Rückwirkungen auf die Produktivität gibt, kann durch die Förderung von Exporten auch das Produktivitätswachstum im Inland angeregt werden.

Es existieren zwei Hypothesen, wie diese beobachteten Unterschiede entstehen können. Zunächst besteht natürlich die Möglichkeit, dass bereits produktivere Betriebe mit einer höheren Wahrscheinlichkeit zu exportieren beginnen. Warum einige Betriebe produktiver sind als andere, wird hier nicht erklärt sondern als gegeben angenommen. Diese Selbstselektion könnte die Beobachtungen erklären, würde für die Wirtschaftspolitik jedoch bedeuten, dass eine pauschale Förderung von Exporten nicht zu einem höheren Wachstum im Inland führt, da die Auslandstätigkeiten sich nicht auf die Produktivität eines Betriebes auswirken.

Dem gegenüber gibt es noch eine Lernhypothese, nach der Betriebe, die Handelsbeziehungen mit ausländischen Partnern aufnehmen, auf diesem Weg auch Zugang zu neuem Know How bekommen, was zu einer Verbesserung der eigenen Produktivität führt. Träfe diese Hypothese zu, so würde die Exportförderung auch das Produktivitätswachstum steigern.

¹Siehe zum Beispiel Bernard u. Jensen (1998), (1999) und (2004).

Die Hypothesen schließen sich nicht gegenseitig aus und können durchaus beide zutreffend sein. Die Schwierigkeit besteht daher in der Identifizierung der Ursachen für die beobachteten Unterschiede, ob also eine der beiden oder doch beide Hypothesen gleichzeitig wirken. Aus Sicht der Politikberatung ist vor allem interessant, ob es Lerneffekte gibt und wenn ja, wie groß diese sind.

Da es im Datensatz weder Angaben über Gewinne noch Kosten gibt, wird im Folgenden als Maß für die Produktivität die Arbeitsproduktivität als erwirtschafteter Umsatz pro Mitarbeiter verwendet. Um die Ergebnisse sinnvoll interpretieren zu können muss daher davon ausgegangen werden, dass die Betriebe Kapazitäten sehr schnell anpassen können. Sollte dies nicht der Fall sein und Betriebe mit Überkapazitäten, die auf dem Inlandsmarkt nicht abgesetzt werden können, sich eher auf den Auslandsmarkt begeben, um so die Kapazitäten besser auszulasten, so könnte ein gesteigerter Umsatz bei gleichbleibender Zahl der Mitarbeiter bei Exportstartern auf die bessere Kapazitätsauslastung zurückzuführen sein. Dies könnte gerade für die neuen Bundesländer, in denen es in den neunziger Jahren des letzten Jahrhunderts in vielen Betrieben Kurzarbeit gegeben hat, eine sehr kritische Annahme sein. Im Datensatz sind zwar auch Angaben über die tatsächlich geleisteten Stunden enthalten, die Definition hat sich jedoch im betrachteten Zeitraum verändert, so dass diese nicht konsistent genutzt werden kann.

2 Datengrundlage

Die Daten für die hier vorgestellten Analysen stammen aus den „Monatsberichten einschließlich Auftragshebung für Betriebe im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden“, die mir vom Forschungsdatenzentrum der Statistischen Landesämter für die Bundesländer Berlin und Brandenburg über den Zeitraum von 1991 bis 2005 zur Verfügung gestellt wurden. Auskunftspflichtig sind in dieser Erhebung Betriebe mit mehr als 20 Mitarbeitern oder solche, die zu einem Unternehmen gehören, welches insgesamt mehr als 20 Mitarbeiter beschäftigt. Aus dieser Erhebung stammen Daten über Standort, Wirtschaftszweig, Angaben über Löhne und Gehälter, tätige Personen und Umsätze, nach In- und Auslandsumsatz getrennt. Aufgrund der Auskunftspflicht treten sehr wenige Antwortausfälle auf, so dass dadurch keine Verzerrungen zu erwarten sind.

Grundsätzlich werden nur Betriebe berücksichtigt, die über das ganze Jahr hinweg meldeten. Aus den monatlichen Daten werden Jahreswerte errechnet. Bei monetären Größen geschieht dies durch Aggregation. Bei der Mitarbeiterzahl wird der Wert der Septembermeldung als Jahreswert verwendet. Bei einigen diskreten Merkmalen kann es innerhalb eines Jahres zu einem Wechsel kommen, wie zum Beispiel beim Wirtschaftszweig bei einer Verlagerung des Produktionsschwerpunktes oder bei der Region bei einem Standortwechsel. In diesem Fall greift das Schwerpunktprinzip, d.h. derjenige Wert wird verwendet, der im größeren Teil des Jahres angenommen wurde.

3 Vergleich exportierender und nichtexportierender Betriebe

In den neunziger Jahren des letzten Jahrhunderts exportierte rund jeder dritte Betrieb im Verarbeitenden Gewerbe in Berlin und Brandenburg². Erst zu Beginn des neuen Jahrtausends konnte der Anteil exportierender Betriebe auf deutlich über 40 Prozent ansteigen. Hatten exportierende Betriebe in Berlin und Brandenburg 1991 noch etwas mehr als die Hälfte aller Umsätze erzielt, so stieg dieser Anteil bis 2005 auf 72 Prozent. Der Teil der Beschäftigten in exportierenden Betrieben fiel zunächst von 61 Prozent um 10 Prozentpunkte, konnte jedoch im Beobachtungszeitraum das ursprüngliche Niveau wieder erreichen. Die im Vergleich zum Betriebsanteil recht großen Beschäftigten- und Umsatzanteile zeigen ebenfalls, dass vor allem größere und umsatzstärkere Betriebe auch im Ausland tätig sind.

Der Vergleich von exportierenden mit nichtexportierenden Betrieben zeigt, dass erstere „besser“ sind. Exportierende Betriebe sind im Durchschnitt mehr als doppelt so groß wie nichtexportierende. Ein Arbeiter verdient hier im Schnitt vier- bis fünftausend Euro mehr pro Jahr, erwirtschaftet jedoch auch deutlich mehr an Umsatz. Ein durchschnittlicher exportierender Betrieb setzt pro Jahr etwa das Dreifache eines durchschnittlichen nichtexportierenden Betriebes um.

Diese deskriptiven Vergleiche sind jedoch nur wenig aussagekräftig. Vergleicht man die Arbeitsproduktivität eines durchschnittlichen exportierenden und eines durchschnittlichen nichtexportierenden Betriebes, so ist diese zwar in den meisten Jahren bei ersteren höher, jedoch muss auch berücksichtigt werden, dass hier sehr unterschiedliche Betriebe miteinander verglichen werden. Kann Arbeit in einem größeren Betrieb effizienter aufgeteilt werden, so ist zu erwarten, dass Mitarbeiter in größeren Betrieben produktiver sind. Und exportierende Betriebe sind im Durchschnitt deutlich größer, so dass die höhere Produktivität nicht überrascht.

4 Standardansätze

Diese „unbedingten“ Unterschiede, wie sie im vorherigen Abschnitt betrachtet wurden, sind für sich genommen kaum aussagefähig, da ja gerade Unterschiede zwischen exportierenden und nichtexportierenden Betrieben, die sich in anderen Merkmalen nicht unterscheiden, von Interesse sind. Dazu werden Exportprämien mit Hilfe von Regressionen der logarithmierten Arbeitsproduktivität auf einen Dummy für die Exporttätigkeit und einer Reihe von Kontrollvariablen ermittelt. Kontrolliert wird zumeist auf den Standort, die Branche, die Betriebsgröße, Indikatoren für die Qualität der Belegschaft³ und das Jahr.

$$\ln AP_{it} = \alpha + \beta \text{Export}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + \epsilon_{it} \quad (1)$$

²...mit mehr als 20 Mitarbeitern bzw. Teil eines Unternehmens mit insgesamt mehr als 20 Mitarbeitern, siehe Tabelle 1

³Dazu werden der Anteil der Arbeiter an allen Beschäftigten eines Betriebes und das mittlere Lohnniveau als Indikator für die Qualität der Beschäftigten benutzt. Um Unterschiede im Lohnniveau zwischen Westberlin und den Ostregionen zu berücksichtigen, werden die Durchschnittslöhne um den jeweiligen Regionsmittelwert zentriert.

Tabelle 1: Vergleich exportierender und nichtexportierender Betriebe

Nichtexportierende Betriebe								
Jahr	1991	1993	1995	1997	1999	2001	2003	2005
Anzahl	1507	1423	1223	1315	1268	1229	1167	1038
Umsatz in Mrd. €	19,7	19,2	17,9	17,5	19,7	18,3	13,2	12,9
Beschäftigte in Tausend	172	142	106	94	85	80	74	66
durchschnittliche Betriebsgröße	114,1	99,6	86,9	71,3	67,4	65,1	63,5	63,7
Umsatz pro MA in Tausend €	114,5	135,5	168,5	186,9	230,4	229,3	177,7	194,4
Durchschnittslohn pro Jahr in €	17506	23339	26513	26645	28158	29109	30572	31663
Investitionsquote	0,07	0,07	0,06	0,04	0,04	0,03	0,03	0,05
Exportierende Betriebe								
Jahr	1991	1993	1995	1997	1999	2001	2003	2005
Anzahl	746	688	640	648	681	726	791	804
Umsatz in Mrd. €	22,8	19,3	23,2	25,4	24,6	28,3	32,8	33,9
Beschäftigte in Tausend	291	149	133	121	116	119	117	113
durchschnittliche Betriebsgröße	390,2	216,1	207,5	186,2	170,8	163,3	147,3	140,6
Umsatz pro MA in Tausend €	78,3	129,8	175,1	210,3	211,7	238,4	281,5	299,6
Durchschnittslohn pro Jahr in €	15810	26652	30562	33940	34467	36040	37050	39008
Investitionsquote	0,07	0,07	0,06	0,07	0,05	0,03	0,03	0,03
Anteile exportierender Betriebe an allen Betrieben								
Jahr	1991	1993	1995	1997	1999	2001	2003	2005
Betriebe	0,33	0,33	0,34	0,33	0,35	0,37	0,40	0,44
Gesamtumsatz	0,54	0,50	0,56	0,59	0,56	0,61	0,71	0,72
Beschäftigte	0,63	0,51	0,56	0,56	0,58	0,60	0,61	0,63
Investitionen	0,54	0,50	0,56	0,59	0,56	0,61	0,71	0,72
Export am Umsatz	0,10	0,11	0,12	0,16	0,20	0,23	0,23	0,26

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Dabei ist i die Nummer des jeweiligen Betriebes, t indiziert das Jahr, $\ln AP_{it}$ ist die logarithmierte Arbeitsproduktivität und Export_{it} ist ein Exportindikator, der den Wert 1 annimmt, wenn der Betrieb i im Jahr t einen positiven Auslandsumsatz gemeldet hat, und sonst den Wert 0 besitzt. Im Vektor **Kontroll** sind die Kontrollvariablen enthalten. Die Exportprämie ergibt sich aus dieser Regression als $100(\exp(\beta) - 1)\%$.

Ersetzt man in Gleichung (1) das absolute Niveau der zu erklärenden Variable durch die

Wachstumsrate, also die Differenz aus dem Wert im Jahr $t + 1$ und dem Ausgangswert im Jahr t und regressiert diese Differenz auf die Werte der Kontrollvariablen im Basisjahr, so ergeben sich Exportprämien für die Wachstumsraten⁴:

$$\Delta^* \ln AP_{it} = \alpha + \beta \text{Export}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + \epsilon_{it} \quad (2)$$

Da in diesem Fall zwei Jahre betrachtet werden, ergeben sich für die Exporttätigkeiten eines Betriebes in der entsprechenden Periode mehr als nur zwei mögliche Zustände. Daher werden weitere Dummyvariablen definiert:

$$\text{Start}_{it} = 1 \text{ wenn } \text{Export}_{it} = 0 \text{ und } \text{Export}_{i,t+1} = 1 \quad (3a)$$

$$\text{Beide}_{it} = 1 \text{ wenn } \text{Export}_{it} = 1 \text{ und } \text{Export}_{i,t+1} = 1 \quad (3b)$$

$$\text{Stopp}_{it} = 1 \text{ wenn } \text{Export}_{it} = 1 \text{ und } \text{Export}_{i,t+1} = 0 \quad (3c)$$

Dabei stellen Betriebe, die in beiden Jahren nicht exportieren, die Referenzkategorie dar. Damit ergibt sich das Modell:

$$\begin{aligned} \Delta^* \ln AP_{it} &= \ln AP_{i,t+1} - \ln AP_{it} \\ &= \alpha + \beta_1 \text{Start}_{it} + \beta_2 \text{Beide}_{it} + \beta_3 \text{Stop}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (4)$$

Aus den Koeffizienten $\beta_i, i = 1, 2, 3$ lassen sich die Unterschiede in der Wachstumsrate für Exportstarter, Exporteure in beiden Jahren und Exportstopper gegenüber nichtexportierenden Betrieben unter Berücksichtigung der Kontrollvariablen ermitteln.

Gibt es Lerneffekte, so sollten die Koeffizienten β_1 und β_2 einen positiven Wert besitzen, während durch den Wegfall dieser Lerneffekte β_3 negativ sein sollte. Allerdings hat die Aufnahme oder der Abbruch von Exportbeziehungen auch direkten Einfluss auf den Umsatz, der hier in der abhängigen Variable enthalten ist. Kann die Beschäftigung nicht schnell genug an die neue Situation angepasst werden, so könnten auch dadurch die erwarteten Effekte entstehen. Daher ist vor allem eine erhöhte Wachstumsrate bei durchgehend exportierenden Betrieben ein Indiz für positive Exporteffekte.

Die Selektionshypothese kann überprüft werden, indem man die Produktivität von Statuswechslern, also beispielsweise Exportstartern, mit der von Betrieben vergleicht, die in ihrer Gruppe verbleiben. Ein mögliches Regressionsmodell dafür wäre:

$$\ln AP_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Start}_{it} + \beta_2 \text{Beide}_{it} + \beta_3 \text{Stop}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + \epsilon_{it} \quad (5)$$

Werden wirklich die besonders produktiven Nichtexporteure mit größerer Wahrscheinlichkeit zu Exporteuren, so müssten Betriebe, die in $t + 1$ erstmals Auslandsumsätze aufweisen ($\text{Start}_{it} = 1$), bereits in t eine höhere Arbeitsproduktivität aufweisen. Umgekehrt sollten

⁴Wachstumsraten werden im Allgemeinen mit Δ bezeichnet und geben die Differenz des Wertes im aktuellen Jahr und dem Vorjahr an. Da hier jedoch die Differenz des Wertes aus dem folgenden Jahr und dem aktuellen Jahr, sozusagen die zukünftige Wachstumsrate, verwendet wird, wird dies durch * gekennzeichnet.

dann Betriebe, die ihre Auslandsgeschäfte einstellen, zuvor eine besonders niedrige Produktivität besitzen.

Eine weitere mögliche Strategie zur Entdeckung von Selektionsprozessen ist der Vergleich längere Zeit vor Beginn des Exports. Dazu werden lediglich Betriebe betrachtet, die in einem bestimmten Zeitintervall ($t - 3$ bis $t - 1$) nicht exportierten, und man vergleicht die Produktivität in $t - 3$ zwischen Betrieben, die in t zu exportieren beginnen und solchen, die dies nicht tun:

$$\ln AP_{i,t-3} = \alpha + \beta \text{Export}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + \epsilon_{it} \quad (6)$$

Trifft diese Hypothese zu, so würde man einen Produktivitätsvorsprung der mittlerweile exportierenden Betriebe bereits vor der Aufnahme von Auslandsgeschäften erwarten.

Auf analoge Weise kann untersucht werden, ob das Wachstum in den Jahren vor der Aufnahme von Exportgeschäften überdurchschnittlich war, die zukünftigen Exporteure also bereits im Vorfeld große Anstrengungen unternommen haben, ihre Wettbewerbsfähigkeit zu steigern:

$$\begin{aligned} \Delta^{(-3)} \ln AP &= \ln AP_{i,t-1} - \ln AP_{i,t-3} \\ &= \alpha + \beta \text{Export}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (7)$$

In ähnlicher Weise kann auch das Verhalten nach dem Exportbeginn untersucht werden. Dazu werden nun Betriebe verglichen, die in einem bestimmten Zeitpunkt zu exportieren beginnen und dies auch weiterhin tun mit solchen, die über die gesamte Zeit nicht exportieren. Dabei ist wiederum sowohl das Niveau nach drei Jahren als auch die Entwicklung in den Jahren $t + 1$ bis $t + 3$ von Interesse:

$$\ln AP_{i,t+3} = \alpha + \beta \text{Export}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + \epsilon_{it} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \Delta^{(+3)} \ln AP &= \ln AP_{i,t+3} - \ln AP_{i,t+1} \\ &= \alpha + \beta \text{Export}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (9)$$

Diese Ansätze werden in vielen Studien in mal mehr, mal weniger abgewandelter Form benutzt. Sie weisen jedoch einige Schwächen in der Identifizierung der Auswirkungen der beiden Hypothesen auf. Vor allem Lerneffekte sind damit schwer nachzuweisen.

Zunächst werden diese Modelle in Form von Querschnitten geschätzt, so dass es Koeffizientenschätzer für jedes Jahr gibt. Damit soll überprüft werden, wie stabil und aussagekräftig derartige Querschnittsregressionen sind. Anschließend werden für die Modelle 1, 2 und 4, welche mit dem gesamten Datensatz geschätzt werden können, auch Panelverfahren zur Schätzung verwendet.

Pooled OLS verwendet alle Beobachtungen wie einen großen Querschnitt. Damit wird die Zahl der Beobachtungen deutlich vergrößert, was hoffentlich zu einer genaueren Schätzung führt. Gerade für das Modell 4 sind die Zahlen der Exportstarter und -stopper in einem

Jahr relativ gering, so dass hier das Poolen zu einer deutlichen Erhöhung der Fallzahlen führt.

Den eigentlichen Vorteil von Panelverfahren, die Kontrolle von zeitkonstanten unbeobachteten Eigenschaften, nutzt jedoch erst ein Fixed Effects Schätzer. Diese unbeobachteten Eigenschaften gehen linear in das Regressionsmodell ein und können so die abhängige Variable in allen Perioden um den gleichen Betrag erhöhen oder verringern:

$$\ln AP_{it} = \alpha + \beta \text{Export}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + c_i + \epsilon_{it} \quad (10)$$

Die Within-Transformation zieht von jedem Merkmalswert den Durchschnitt über die Zeit dieses Merkmals für den entsprechenden Betrieb ab:

$$\ln AP_{it} - \overline{\ln AP}_i = \beta(\text{Export}_{it} - \overline{\text{Export}}_i) + \gamma(\mathbf{Kontroll}_{it} - \overline{\mathbf{Kontroll}}_i) + \epsilon_{it} - \bar{\epsilon}_i \quad (11)$$

Haben beispielsweise Exporteure besonders große Werte für c_i ⁵ und ist Export mit ihnen korreliert, so führt die Nichtberücksichtigung im Querschnitt oder im Pooled OLS zur Überschätzung des Exporteffektes. Durch die Within-Transformation in (11) werden diese zeitkonstanten Faktoren eliminiert.

5 Neue Ansätze

Eine weitere Möglichkeit diese unbeobachteten Effekte zu eliminieren bietet der First-Difference⁶ Ansatz. Ausgehend vom Standardmodell 1

$$\ln AP_{it} = \alpha + \beta \text{Export}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + c_i + \epsilon_{it}$$

wird die Vorperiode vom Modell subtrahiert:

$$\Delta \ln AP_{it} = \beta \Delta \text{Export}_{it} + \gamma \Delta \mathbf{Kontroll}_{it} + \Delta \epsilon_{it} \quad (12)$$

Die geschätzten Koeffizienten können nun sowohl im Sinne der Originalgleichung, also für die Niveaus, als auch für die Gleichung der ersten Differenzen interpretiert werden. Damit könnten auch Simultanitätsprobleme vermieden werden. Änderungen in den erklärenden Variablen, die beispielsweise durch die Aufnahme von Auslandsgeschäften hervorgerufen werden, dienen hier zu Erklärung der Wachstumsgeschwindigkeit.

Dabei kann $\Delta \text{Export}_{it}$ drei verschiedene Werte annehmen:

1. $\Delta \text{Export}_{it} = 0$ wenn der Betrieb i in den Jahren t und $t - 1$ nicht exportiert bzw. in beiden Jahren exportiert,

⁵Zum Beispiel besonders fähige Manager.

⁶Dieses Vorgehen ist ganz ähnlich der Methode des *Difference-in-Differences* aus der Treatmentanalyse, die oft zur Evaluation von politischen Programmen und Maßnahmen verwendet wird.

2. $\Delta \text{Export}_{it} = 1$ wenn der Betrieb i im Jahr t zu exportieren beginnt,
3. $\Delta \text{Export}_{it} = -1$ wenn der Betrieb i im Jahr t nicht mehr exportiert, im Vorjahr jedoch noch exportierte.

Dieses Modell beinhaltet einige sehr strenge Annahmen. So ergibt sich aus 1., dass die Produktivitätsentwicklung bei exportierenden und nichtexportierenden Betrieben unter sonst gleichen Bedingungen identisch ist. Die Lernhypothese geht aber gerade davon aus, dass das Wachstumstempo bei Exporteuren höher ist. Daher wird folgendes Modell für alle Betriebe und die Jahre 2 bis T geschätzt:

$$\begin{aligned} \Delta AP_{it} = & \beta_1 \text{Start}_{i,t-1} + \beta_2 \text{Beide}_{i,t-1} + \beta_3 \text{Stopp}_{i,t-1} \\ & + \gamma \Delta \mathbf{Kontroll}_{it} + \Delta \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (13)$$

Mit $\beta_1 = \beta$, $\beta_3 = -\beta$ und $\beta_2 = 0$ ist das Modell (12) auch in (13) enthalten, ist dafür aber wesentlich flexibler. Im Gegensatz zu Modell (4) werden hier durch die Differenzenbildung auch individuelle Effekte berücksichtigt. Sind in $\mathbf{Kontroll}_{it}$ Jahresdummies enthalten, so enthält das Modell auch eine Regressionskonstante für jedes Jahr. Die Exportindikatoren Start_{it} , Beide_{it} und Stopp_{it} entsprechen den in den Gleichungen (3a - 3c) definierten Variablen. Hier müssen sie jedoch um eine Zeiteinheit verzögert werden, denn es werden das aktuelle und das Vorjahr und nicht das aktuelle und das kommende Jahr betrachtet, wie es in den angegebenen Gleichungen der Fall ist.

Zur Kontrolle der Ergebnisse wird zusätzlich eine Kombination aus dem Standardmodell (4) und dem Modell in ersten Differenzen berechnet, d.h. die Wachstumsrate der Produktivität wird sowohl auf die Niveaus der erklärenden Variablen im Ausgangsjahr als auch auf deren Veränderungen regressiert:

$$\begin{aligned} \Delta AP_{it} = & \beta_1 \text{Start}_{i,t-1} + \beta_2 \text{Beide}_{i,t-1} + \beta_3 \text{Stopp}_{i,t-1} \\ & + \gamma_1 \mathbf{Kontroll}_{it} + \gamma_2 \Delta \mathbf{Kontroll}_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (14)$$

Einerseits ist es durchaus plausibel, dass die Veränderungsrate der Arbeitsproduktivität nicht nur von den simultanen Veränderungsraten der erklärenden Variablen abhängt, sondern auch von ihrem Ausgangsniveau. Andererseits würden signifikant von Null verschiedene Koeffizienten von Niveaugrößen in einem First Difference Modell darauf hinweisen, dass die notwendige Annahme der strikten Exogenität der erklärenden Variablen verletzt ist und die geschätzten Koeffizienten verzerrt sein könnten.

Dies könnte beispielsweise durch ein persistentes Verhalten der Arbeitsproduktivität hervorgerufen werden, d.h. ihre Höhe wird nicht von Periode zu Periode neu bestimmt, sondern auch vom Vergangenheitswert beeinflusst. Ist dies der Fall, so fehlt im Modell eine wichtige erklärende Variable. Weisen auch erklärende Variablen eine derartige Persistenz auf, so wäre die Unkorreliertheit dieser und der Störgröße, die ja den Vergangenheitswert der Arbeitsproduktivität enthält, verletzt.

Scheinbare Persistenz in einer Variable kann allerdings, wie bereits erwähnt, auch durch unbeobachtete Effekte hervorgerufen werden, die in jeder Periode auf gleiche Weise auf

das Niveau einwirkt. Ein dynamisches Panelmodell beinhaltet daher sowohl unbeobachtete Effekte c_i als auch die verzögerte abhängige Variable auf der rechten Seite:

$$\ln AP_{it} = \alpha + \beta_0 \ln AP_{i,t-1} + \beta_1 \text{Start}_{it} + \beta_2 \text{Beide}_{it} + \beta_3 \text{Stop}_{it} + \gamma \mathbf{Kontroll}_{it} + c_i + \epsilon_{it} \quad (15)$$

Sollte es Lerneffekte durch Export geben, so würde man erwarten, dass Exporteure eine höhere Arbeitsproduktivität in einem Jahr aufweisen, auch wenn auf das Niveau in der Vorperiode und unbeobachtete Effekte kontrolliert wird. Tritt eine Selbstselektion der produktiveren Betriebe auf die Auslandsmärkte auf, so kann auf diese Weise auf die unterschiedlichen Anfangszustände von Exporteuren und Nichtexporteuren kontrolliert werden. Hat also der Indikator Beide_{it} einen positiven Koeffizienten, so wäre die Arbeitsproduktivität eines Exporteurs in t größer als die des gleichen aber nicht exportierenden Betriebes, obwohl beide Betriebe im Vorjahr ebenfalls die gleiche Arbeitsproduktivität aufwiesen.

Mit Hilfe der beiden anderen Exportindikatoren kann auch kontrolliert werden, wie groß die Arbeitsproduktivität eines Betriebes kurz vor einem Statuswechsel im Vergleich zu einem nichtexportierenden Betrieb ausfällt. Beginnen besonders produktive Betriebe zu exportieren, so müsste der Koeffizient von Start_{it} positiv sein, denn er vergleicht Exportstarter mit nichtexportierenden Betrieben im Jahr vor der Aufnahme von Auslandsgeschäften. Analog gibt der Koeffizient von Stop_{it} Auskunft über den Unterschied zwischen Betrieben, die innerhalb des aktuellen Jahres ihre Auslandsaktivitäten einstellen, und nichtexportierenden Betrieben.

Geschätzt wird dieses Modell mit Hilfe des Difference GMM nach Arellano u. Bond (1991). Dabei werden die unbeobachteten Effekte c_i durch Bildung der ersten Differenzen eliminiert:

$$\Delta \ln AP_{it} = + \beta_0 \Delta \ln AP_{i,t-1} + \beta_1 \Delta \text{Start}_{it} + \beta_2 \Delta \text{Beide}_{it} + \beta_3 \Delta \text{Stop}_{it} + \gamma \Delta \mathbf{Kontroll}_{it} + \Delta \epsilon_{it} \quad (16)$$

Die transformierte verzögerte abhängige Variable ist jedoch korreliert mit der transformierten Störgröße. Daher wird erstere mit Hilfe der Niveaus der Arbeitsproduktivität aus den Perioden $t-2$ und früher instrumentiert, denn gibt es keine serielle Korrelation in ϵ_{it} , so sind diese Niveaus zwar mit der ersten Differenz der verzögerten abhängigen Variable korreliert, nicht aber mit $\Delta \epsilon_{it}$ ⁷.

Alle Panelverfahren werden sowohl auf den gesamten Zeitraum, also 1991 bis 2005, als auch auf einen verkürzten Zeitraum, 1995-2005, angewendet. Da die ersten Jahre nach der Wiedervereinigung doch recht chaotisch abliefen, ist es fraglich, ob alle Koeffizienten über den gesamten Zeitraum als konstant betrachtet werden können. Die Querschnittsanalysen bestätigen diese Annahme, da die geschätzten Koeffizienten der ersten Jahre oft deutlich von denen der späteren Jahre abweichen, teilweise sogar mit umgekehrtem Vorzeichen.

⁷Diese Annahme wird anhand der AR-Struktur der geschätzten transformierten Störgrößen $\Delta \hat{\epsilon}_{it}$ überprüft. Diese weisen definitionsgemäß eine AR(1)-Struktur auf, eine AR(2)-Struktur sollte jedoch nicht zu beobachten sein

6 Ergebnisse der Regressionen

Zunächst soll untersucht werden, ob die Unterschiede in der Arbeitsproduktivität zwischen Betrieben mit und ohne Außenhandel einer genaueren Überprüfung standhalten (Tab. 2). In der zweiten Spalte (Modell 1) werden allgemein exportierende und nichtexportierende Betriebe verglichen, wobei auf Betriebsgröße (Mitarbeiterzahl, logarithmiert), Indikatoren für das Qualifikationsniveau der Beschäftigten (Abweichung des mittleren Lohns vom regionalen Durchschnittslohn und Anteil Arbeiter an der Belegschaft) sowie Dummies für Mehrbetriebsunternehmen, Wirtschaftszweig und Standort kontrolliert wird. Die dritte und vierte Spalte enthalten die geschätzten Koeffizienten für die Exporttätigkeit in einem bestimmten Jahr. Dabei werden jedoch die Arbeitsproduktivität drei Jahre zuvor (Modell 6) bzw. drei Jahre in der Zukunft (Modell 8) untersucht. Hierbei werden nur Nichtexporteure und solche Betriebe untersucht, die gerade in t erstmals exportieren, dies in den Jahren zuvor nicht bzw. in den Jahren danach weiterhin tun. Die Stichprobengröße ist daher deutlich geringer als in den Regressionen der zweiten Spalte.

Die Querschnittsvergleiche der zweiten Spalte ergeben das erwartete Bild. In fast allen Jahren sind exportierende Betriebe hochsignifikant produktiver als vergleichbare Nichtexporteure, wobei sich der Unterschied noch zu vergrößern scheint. Daraus ist jedoch nicht zu ersehen, ob dies durch Selbstselektion, durch Lerneffekte oder doch durch beides entsteht.

Die anderen Regressionen sind leider weniger aussagekräftig, da die Anzahl der Beobachtungen von Exportstartern, die auch in den Jahren zuvor bzw. danach das gewünschte Verhalten zeigen, im gegebenen Datensatz recht gering ist. So stehen in manchen Jahren gerade einmal 20 Exportstarter mehr als 700 Nichtexporteuren gegenüber. Dies könnte ein Grund dafür sein, warum die beobachteten Koeffizienten oft keine hohe Signifikanz aufweisen. Damit kann demnach nicht gezeigt werden, dass Exporteure bereits drei Jahre vor der Aufnahme von Auslandsaktivitäten produktiver waren.

Drei Jahre nach dem Exportbeginn sind die Ergebnisse etwas eindeutiger, denn fast alle Koeffizienten sind positiv, zum Teil auch signifikant. Bei einer größeren Anzahl an Beobachtungen könnten die Ergebnisse eventuell noch eindeutiger ausfallen. Diese Ergebnisse könnten sowohl für Lerneffekte als auch für Selektionsprozesse sprechen, je nach dem, ob dieser Vorsprung noch vor oder erst nach dem Exportstart entsteht.

Weitere Aufschlüsse könnten die Ergebnisse der Vergleiche der Wachstumsraten in Tab. 3 geben. Wiederum erfolgt der Vergleich in der zweiten Spalte über alle Betriebe (Modell 4) und in Spalten drei und vier nur zwischen Exportstartern und Nichtexporteuren (Modelle 7 und 9).

Exporteure weisen nach diesen Ergebnissen kaum größere Wachstumsraten der Arbeitsproduktivität auf als nichtexportierende Betriebe. In vielen Jahren werden zwar positive Koeffizienten für den Exportindikator geschätzt, sie sind jedoch nur selten auf einem sinnvollen Niveau signifikant von Null verschieden. Die negativen Koeffizientenschätzer in den Jahren 2002 bis 2004 könnten Nachwirkungen der Terroranschläge sein, die vor allem Exportunternehmen getroffen haben.

Tabelle 2: Unterschiede in der Arbeitsproduktivität

Abhängige Variable:	$\ln AP_{it}$	$\ln AP_{i,t-3}$	$\ln AP_{i,t+3}$
Exportindikator:	Export _{it}	Export _{it}	Export _{it}
Jahr	alle Betriebe	Nur Exportstarter und Nichtexporteure	
1991	0,134*** (0,041)		0,266* (0,142)
1992	0,099** (0,043)		-0,124 (0,146)
1993	0,130*** (0,043)		0,114 (0,151)
1994	0,153*** (0,041)	0,029 (0,110)	0,221 (0,163)
1995	0,122*** (0,039)	-0,260** (0,125)	0,694*** (0,182)
1996	0,167*** (0,038)	0,061 (0,117)	0,542*** (0,168)
1997	0,280*** (0,042)	-0,221* (0,133)	0,127 (0,237)
1998	0,299*** (0,041)	-0,116 (0,167)	0,341** (0,166)
1999	0,290*** (0,044)	0,174 (0,112)	0,311* (0,174)
2000	0,298*** (0,038)	0,167 (0,153)	0,075 (0,179)
2001	0,306*** (0,037)	-0,217 (0,136)	0,428*** (0,166)
2002	0,308*** (0,039)	-0,034 (0,185)	
2003	0,311*** (0,038)	0,120 (0,113)	
2004	0,364*** (0,040)	0,187 (0,133)	
2005	0,346*** (0,039)	0,106 (0,117)	

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Die Kontrollvariablen enthalten Regional- und Wirtschaftszweigdummys (4-Stellerebene), Mehrbetriebsdummys, Betriebsgröße (als Zahl der Mitarbeiter, logarithmiert) und Arbeiteranteil und Abweichung vom durchschnittlichen Lohnniveau nach Region als Indikator für die Qualifikationsstruktur. ***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau.

Auch wenn man längere Zeiträume betrachtet, wie die Modelle in den Spalten 3 und 4, ergeben sich keine eindeutigen Ergebnisse. Vielmehr werden oft wechselnde Vorzeichen und nichtsignifikante Koeffizienten beobachtet. Wird die Krise nach 2001 mit in Betracht gezogen, könnte jedoch vermutet werden, dass das Wachstum eher größer ist als bei Nichtexporteuren. Dies sollte mit einer wesentlich größeren Datenbasis überprüft werden.

Tabelle 3: Unterschiede im Produktivitätswachstum

Abhängige Variable:	$\Delta^* AP_{it}$	$\Delta^{(-3)} AP$	$\Delta^{(+3)} AP$
Exportindikator:	Export _{it}	Export _{it}	Export _{it}
Jahr	alle Betriebe	Nur Exportstarter und Nichtexporteure	
1991	-0,078** (0,031)		
1992	0,006 (0,029)		0,091 (0,081)
1993	0,102*** (0,030)		-0,211* (0,118)
1994	0,007 (0,023)	0,029 (0,079)	0,037 (0,091)
1995	-0,016 (0,024)	0,085 (0,102)	0,074 (0,095)
1996	0,023 (0,024)	-0,113 (0,082)	0,169 (0,111)
1997	0,050** (0,021)	0,280*** (0,106)	-0,025 (0,115)
1998	0,012 (0,021)	0,068 (0,119)	0,152 (0,160)
1999	0,006 (0,024)	0,128 (0,096)	0,065 (0,102)
2000	-0,003 (0,019)	-0,141 (0,104)	-0,178* (0,093)
2001	0,019 (0,022)	0,091 (0,087)	-0,079 (0,106)
2002	-0,028 (0,019)	0,081 (0,114)	0,037 (0,093)
2003	-0,016 (0,021)	-0,073 (0,071)	
2004	-0,004 (0,018)	-0,004 (0,076)	
2005		0,053 (0,072)	

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Die Kontrollvariablen enthalten Regional- und Wirtschaftszweigdummies (4-Stellerebene), Mehrbetriebsdummys, Betriebsgröße (als Zahl der Mitarbeiter, logarithmiert) und Arbeiteranteil und Abweichung vom durchschnittlichen Lohnniveau nach Region als Indikator für die Qualifikationsstruktur.***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau.

Untersucht wurde ebenfalls, ob Exportstarter besonders produktiv sind bzw. ob eher unproduktive Exporteure aufhören zu exportieren (Modell 5, s. Tab. 4).

In allen Jahren signifikant sind lediglich die Koeffizienten des Indikators für Betriebe, die durchgehend exportieren. Betriebe, welche im kommenden Jahr erstmals Auslandsgeschäfte tätigen, weisen in fast allen Jahren positive Koeffizienten auf, welche jedoch nur selten

Tabelle 4: Arbeitsproduktivität bei Exportstartern und -stoppem

Abhängige Variable:	$\ln AP_{it}$		
Exportindikator:	Start _{it}	Beide _{it}	Stopp _{it}
Jahr	alle Betriebe		
1991	-0,118 (0,083)	0,136*** (0,047)	0,033 (0,080)
1992	0,025 (0,081)	0,132*** (0,045)	-0,092 (0,083)
1993	0,116 (0,088)	0,159*** (0,046)	0,016 (0,085)
1994	0,016 (0,096)	0,168*** (0,045)	0,042 (0,089)
1995	0,208** (0,090)	0,173*** (0,044)	-0,031 (0,105)
1996	0,103 (0,092)	0,177*** (0,042)	0,091 (0,104)
1997	0,190* (0,107)	0,300*** (0,044)	0,097 (0,125)
1998	0,047 (0,093)	0,316*** (0,044)	0,091 (0,105)
1999	0,202* (0,112)	0,313*** (0,046)	0,128 (0,126)
2000	0,093 (0,085)	0,310*** (0,040)	0,060 (0,108)
2001	0,028 (0,092)	0,313*** (0,040)	0,048 (0,099)
2002	0,116 (0,085)	0,359*** (0,043)	-0,067 (0,118)
2003	0,098 (0,094)	0,345*** (0,041)	-0,029 (0,102)
2004	0,110 (0,092)	0,344*** (0,041)	0,211* (0,114)

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Die Kontrollvariablen enthalten Regional- und Wirtschaftszweigdummies (4-Stellerebene), Mehrbetriebsdummy, Betriebsgröße (als Zahl der Mitarbeiter, logarithmiert) und Arbeiteranteil und Abweichung vom durchschnittlichen Lohnniveau nach Region als Indikator für die Qualifikationsstruktur. ***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau.

signifikant sind. Grund dafür könnte wiederum die geringe Zahl an Beobachtungen sein. Sollten sich mit mehr Beobachtungen diese Ergebnisse bestätigen, so kann dies im Sinne einer Selbstselektion der überdurchschnittlich produktiven Nichtexporteure in den Export interpretiert werden.

Doch auch bei Betrieben, die in t noch exportieren, im folgenden Jahr nicht mehr, werden oftmals positive aber nichtsignifikante Effekte beobachtet. Angenommen, mit größeren Datensätzen würden die hier gefundenen Effekte bestätigt, so wären Exportstopper zwar

immer noch produktiver als Nichtexporteure, im Vergleich zu den weiterexportierenden Betrieben jedoch weniger produktiv. Die „schlechteren“ Exporteure scheiden also aus.

Abgesichert werden sollen die Ergebnisse durch Panelmethoden. Dabei können jedoch nur die Modelle für den gesamten Betriebsbestand verwendet werden, da die Exportstarter in den anderen Modellen sonst nur in einem Jahr berücksichtigt werden würden, während Nichtexporteure in allen Jahren wieder auftauchen würden.

Tabelle 5: Exportprämien bei der Arbeitsproduktivität (Panel)

Abhängige Variable:	$\ln AP_{it}$		$\ln AP_{it}$	
Exportindikator:	Export_{it}	Start_{it}	Beide_{it}	Stopp_{it}
Zeitraum:	1991-2005		1991-2004	
Pooled OLS	0,259*** (0,024)	0,099*** (0,029)	0,290*** (0,028)	0,059** (0,030)
Fixed Effects	0,144*** (0,011)	0,022 (0,016)	0,177*** (0,014)	0,065*** (0,018)
Zeitraum:	1991-2005		1995-2004	
Pooled OLS	0,313*** (0,028)	0,148*** (0,034)	0,345*** (0,032)	0,114*** (0,034)
Fixed Effects	0,101*** (0,012)	0,038** (0,018)	0,133*** (0,016)	0,067*** (0,020)

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Angegeben sind die Koeffizienten des Exportindikators sowie seine Standardabweichung (geclustert bei POLS). Kontrollvariablen wie im Text beschrieben. ***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau.

Die Panelmodelle ergeben teilweise deutliche Abweichungen von den Querschnittsergebnissen. Die betragsmäßig sehr großen Unterschiede der letzten Jahre in den Querschnittsregressionen finden sich im einfachen Pooled OLS wieder. Die Berücksichtigung unbeobachteter zeitkonstanter Effekte mit dem Fixed Effects Ansatz verringert diese Effekte deutlich, so dass die Produktivitätsunterschiede durch OLS zumindest teilweise deutlich überschätzt werden. Damit bestätigt sich also, dass exportierende Betriebe im Schnitt produktiver sind als nichtexportierende, auch wenn dieser Vorsprung längst nicht so groß ist, wie die Querschnittsregressionen oder Pooled OLS vermuten lassen.

Etwas anders sehen die Ergebnisse aus, wenn nicht nur auf Exporttätigkeit, sondern auf das Verhalten in der entsprechenden Zweijahresperiode regressiert wird. Die geschätzten Effekte des Fixed Effects Modells sind wiederum deutlich kleiner als die des POLS, aber trotzdem meist signifikant auf dem 5%-Niveau. Der Effekt für weiterexportierende Betriebe ist größer als der Koeffizient für Export_{it} im vorherigen Modell. Das bestätigt die Annahme, dass die schlechteren Exporteure ausscheiden. Zumindest für die Periode 1995 bis 2004 zeigt sich auch bei Exportstartern im Jahr vor der Aufnahme von Auslandsaktivitäten ein signifikanter positiver Effekt, was bedeutet, dass die überdurchschnittlich produktiven

Nichtexporteure eher zu Exporteuren werden.

Tabelle 6: Exportprämien bei der Entwicklung der Arbeitsproduktivität (Panel)

Abhängige Variable:	$\Delta^* AP_{it}$		$\Delta^* AP_{it}$	
	Export _{it}	Start _{it}	Beide _{it}	Stopp _{it}
Zeitraum: 1991-2004				
Pooled OLS	0,001 (0,006)	0,066*** (0,017)	0,013** (0,006)	-0,030 (0,024)
Fixed Effects	0,000 (0,007)	0,047*** (0,016)	-0,013 (0,014)	-0,038** (0,017)
Zeitraum: 1995-2004				
Pooled OLS	0,000 (0,007)	0,050*** (0,017)	0,011* (0,006)	-0,062** (0,026)
Fixed Effects	-0,051*** (0,014)	0,042** (0,018)	-0,018 (0,017)	-0,072*** (0,021)

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Angegeben sind die Koeffizienten des Exportindikators sowie seine Standardabweichung (geclustert bei POLS). Kontrollvariablen wie im Text beschrieben. ***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau.

Deutlich uneinheitlicher präsentieren sich die geschätzten Effekte der Exporttätigkeit auf die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität. Wird lediglich auf die Exporttätigkeit im Basisjahr regressiert, so ergeben beide Verfahren für die Periode 1991 bis 2004 keine auf einem sinnvollen Niveau signifikanten Effekte. Werden die ersten Jahre vernachlässigt, so schätzt zumindest Fixed Effects einen negativen Effekt, d.h. exportierende Betriebe würden sogar ein niedrigeres Wachstumstempo aufweisen. Wird auf das Exportverhalten in der Zweijahresperiode kontrolliert, so scheint der Statuswechsel durchaus einen Einfluss zu haben. Die Aufnahme von Auslandsgeschäften ist mit einem überdurchschnittlichem Produktivitätswachstum verbunden, während die Aufgabe zu einer unterdurchschnittlichen Entwicklung führt. Da für weiterexportierende Betriebe kein signifikanter Effekt zu beobachten ist, spricht dies eher für unterschiedliche Anpassungsgeschwindigkeiten von Umsätzen und Mitarbeiterzahlen.

Gibt es mit dem Betreten eines Auslandsmarktes bzw. beim Austritt aus diesem Strukturanpassungen, so sollten auch diese berücksichtigt werden. Das First Difference Modell (13) regressiert dazu die Wachstumsrate der Produktivität auf die Veränderungen in den erklärenden Variablen (s. Tab. 7). In einem zweiten Modell wird zusätzlich auf die Niveaus im Basisjahr kontrolliert, da Wachstumspotentiale durchaus auch vom Ausgangsniveau abhängen könnten.

Die Spalten 2 und 3 in Tabelle 7 geben die geschätzten Koeffizienten des Modells in First-Differences wieder, während in den Spalten 4 und 5 zusätzlich auf die Ausgangsniveaus der betrachteten Betriebseigenschaften regressiert wurde. In allen Modellen scheinen Exportstarter ein größeres Produktivitätswachstum aufzuweisen als Nichtexporteure. Auch

Tabelle 7: Modelle mit Berücksichtigung von Anpassungen

Abhängige Variable:	ΔAP_{ti} $= \ln AP_{it} - \ln AP_{i,t-1}$			
	1992-2005	1995-2005	1992-2005	1995-2005
Start	0,104*** (0,012)	0,071*** (0,014)	0,081*** (0,016)	0,064*** (0,016)
Beide	0,038*** (0,005)	0,022*** (0,005)	0,037*** (0,006)	0,023*** (0,006)
Stopp	-0,048*** (0,014)	-0,063** (0,016)	-0,068*** (0,021)	-0,064** (0,026)
Δ Beschäftigung	-0,495*** (0,008)	-0,448*** (0,010)	-0,473*** (0,020)	-0,463*** (0,026)
Δ Lohn	$5,3 \cdot 10^{-7}$ *** ($0,3 \cdot 10^{-7}$)	$4,9 \cdot 10^{-7}$ *** ($0,3 \cdot 10^{-7}$)	$5,8 \cdot 10^{-7}$ *** ($1,3 \cdot 10^{-7}$)	$4,6 \cdot 10^{-7}$ *** ($6,1 \cdot 10^{-8}$)
Δ Anteil Arbeiter	0,119*** (0,029)	0,164*** (0,031)	0,115*** (0,064)	0,176*** (0,059)
Δ MBU	0,030** (0,013)	0,013 (0,014)	0,032** (0,013)	0,019 (0,022)
Beschäftigte(ln)			0,013*** (0,002)	0,008*** (0,003)
Lohn			0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Anteil Arbeiter			0,033** (0,014)	0,051*** (0,015)
MBU			0,010* (0,005)	0,004 (0,005)
EVR			0,048*** (0,006)	0,011* (0,007)
ÄER			0,060*** (0,005)	0,025*** (0,005)
Berlin Ost			0,050*** (0,008)	0,022*** (0,007)
Jahresdummies	ja	ja	ja	ja
WZ-Dummies	nein	nein	ja	ja

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Die Lohngröße gibt die Abweichung vom regionalen Durchschnittslohn an. MBU ist ein Indikator für Mehrbetriebsunternehmen, Beschäftigung ist die logarithmierte Zahl der tätigen Personen eines Betriebes, EVR, ÄER und Berlin Ost Standortdummies. Ebenfalls kontrolliert wurde auf Standortwechsel. ***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau.

in beiden Jahren exportierende Betriebe zeigen signifikant höhere Änderungsraten, der Vorteil ist hier jedoch deutlich geringer. Betriebe, welche aufhören zu exportieren, weisen dagegen eine deutlich geringere Wachstumsrate auf.

Neben der Exporttätigkeit sind vor allem die Veränderungen in Betriebsgröße und Zusammensetzung der Belegschaft für die Entwicklung der Produktivität verantwortlich. Wenig

überraschend ist eine Steigerung des Lohns (gegenüber dem regionalen Durchschnittslohn), was als Indiz für die Erhöhung des mittleren Qualifikationsniveaus gedeutet werden kann, produktivitätssteigernd. Auch eine Steigerung des Anteils der Arbeiter, also der direkt produktionswirksamen Mitarbeiter, an allen Beschäftigten wirkt in diese Richtung, ebenso wie Rationalisierung in Form von Beschäftigungsabbau.

Zunächst scheint die Befürchtung, durch die Aufnahme der Niveaus wieder Verzerrungen durch unbeobachtete Effekte zu generieren, die in diesem Fall ja nicht durch Differenzbildung eliminiert werden, unbegründet zu sein, denn die Koeffizienten der den Modellen gemeinsamen erklärenden Variablen verändern sich dadurch kaum. Auch die meisten Niveaugrößen weisen signifikante Koeffizienten auf. Je größer ein Betrieb ist, desto produktiver können die Mitarbeiter eingesetzt werden. Auch der Anteil der Arbeiter wirkt sich positiv auf die Arbeitsproduktivität aus. Etwas überraschend scheinen Ostbetriebe nach Kontrolle all dieser Größen produktiver zu sein als westberliner Betriebe. Dagegen scheint das Ausgangsniveau des Lohns keinen Einfluss zu besitzen.

Dieses (erwartete) Ergebnis bedeutet jedoch gleichzeitig, dass die für das First Difference Modell notwendige Annahme der strikten Exogenität der erklärenden Variablen verletzt zu sein scheint. Ist die Arbeitsproduktivität persistent, wirken Schocks also langfristig nach, so wird hier eine wichtige erklärende Variable (in Form von $\ln AP_{i,t-1}$) vernachlässigt. Da auch das Exportverhalten Persistenz aufweist (siehe Mangelsdorf (2009)) und die Exporttätigkeit in $t - 1$ mit der Produktivität in $t - 1$ korreliert ist, entsteht durch diese Vernachlässigung ein Zusammenhang von Exporttätigkeit in t und der Störgröße und der Koeffizient wird verzerrt geschätzt. Um diese Persistenz zu berücksichtigen wird das dynamische Panelmodell (15) geschätzt. Die Ergebnisse sind in Tabelle 8 aufgeführt.

Tabelle 8: Exportprämien bei der Entwicklung der Arbeitsproduktivität (Dynamisches Panelmodell)

Abhängige Variable:	$\ln AP_{it}$		
	Start _{it}	Beide _{it}	Stopp _{it}
Zeitraum:	1991-2005		
GMM	0,022 (0,017)	0,087*** (0,022)	0,058*** (0,022)
Zeitraum:	1995-2005		
GMM	0,019 (0,017)	0,079*** (0,023)	0,057*** (0,022)

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Angegeben sind die Koeffizienten der Exportindikatoren sowie seine Standardabweichung. Kontrollvariablen wie im Text beschrieben. ***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau. Es wird ein Two Step Difference GMM verwendet mit robusten Schätzern für die Standardfehler. Eine Autokorrelation der Störgrößen kann auf dem 5%-Niveau abgelehnt werden.

Diese Ergebnisse bestätigen, dass exportierende Betriebe, die dies auch in Zukunft noch tun, in t eine signifikant höhere Arbeitsproduktivität als vergleichbare Nichtexporteure,

die also im Vorjahr auf dem gleichen Niveau lagen, aufweisen. Die daraus resultierende höhere Wachstumsgeschwindigkeit kann als Lerneffekt interpretiert werden. Betriebe, die innerhalb des Jahres aufhören, haben erwartungsgemäß einen niedrigeren Zuwachs als weiterexportierende Betriebe. Dagegen ist direkt vor der Aufnahme von Auslandsaktivitäten kein signifikant höherer Produktivitätszuwachs zu beobachten.

7 Schlussfolgerungen

Der deskriptive Vergleich von exportierenden und nichtexportierenden Betrieben bestätigt die Ergebnisse aus anderen Studien, nach denen im Durchschnitt exportierende Betriebe produktiver und größer sind, mehr Umsatz erzielen und auch höhere Löhne zahlen. Doch gerade wegen dieser Unterschiede in der Betriebsstruktur in beiden Gruppen werden hier „Äpfel mit Birnen“ verglichen. Steigt zum Beispiel die Produktivität eines Arbeiters mit der Betriebsgröße, so ist nicht verwunderlich, dass ein durchschnittlicher exportierender Betrieb, der mehr als doppelt so groß ist wie der durchschnittliche nichtexportierende Betrieb, auch einen höheren Durchschnittslohn zahlt.

Die Querschnittsanalysen können kaum einen Beitrag zur Frage leisten, ob es Lerneffekte gibt, oder ob die Unterschiede lediglich auf Selektionsphänomenen beruhen. Ihre Ergebnisse sind kaum dazu geeignet, zwischen den beiden Ausgangshypothesen zu unterscheiden. Hinzu kommt, dass unbeobachtete Effekte, die in diesem Zusammenhang eine wichtige Rolle spielen könnten, unberücksichtigt bleiben und aufgrund von teilweise sehr geringen Fallzahlen kaum signifikante Ergebnisse ermittelt werden.

Auch Standardmodelle für Paneldaten helfen hier nur bedingt weiter. Pooled OLS erhöht zwar die Fallzahlen und ergibt so signifikante Schätzer, ignoriert aber die unbeobachtete Heterogenität. Nach Kontrolle mit dem Fixed Effects Verfahren bestätigt sich die Bedeutung derartiger Effekte, denn die Exportprämien werden deutlich geringer geschätzt. Das First Difference Modell disqualifiziert sich quasi selbst, da zusätzliche Niveaugrößen signifikanten Einfluss aufweisen. Dies lässt im Übrigen ebenfalls an den Fixed Effects Ergebnissen zweifeln, da für dieses Verfahren sogar noch strengere Anforderungen an die Exogenität der erklärenden Variablen gestellt werden. Damit ist nicht gemeint, dass das Modell an sich nicht gut ist, sondern das lediglich das Schätzverfahren bestenfalls unzuverlässig ist.

Eine Möglichkeit, wie derartige Verletzungen der Exogenität entstehen könnten, wurden mit dem dynamischen Panelmodell berücksichtigt. Die Ergebnisse belegen, dass es tatsächlich ein größeres Produktivitätswachstum bei Exporteuren gibt, was als Beleg für die Existenz von Lerneffekten angesehen werden kann. Anders ausgedrückt besitzen Exporteure eine höhere Produktivität als vergleichbare Nichtexporteure, selbst wenn auf durch Selektionsprozesse hervorgerufene Unterschiede in den Anfangsbedingungen und unbeobachtete zeitkonstante Betriebseigenschaften kontrolliert wird.

Die Existenz von Lerneffekten könnte wirtschaftspolitische Maßnahmen zur Förderung des Aufbaus von Exportbeziehungen rechtfertigen. Wie diese Maßnahmen effektiv ausgestaltet

werden sollten, müsste jedoch noch gesondert untersucht werden. Dabei muss berücksichtigt werden, dass nicht Betriebe gefördert werden, die vielleicht sowieso diesen Schritt tun, sondern nur noch unentschlossene. Andererseits ist auch sicherzustellen, dass nur Betriebe berücksichtigt werden, die auf fremden Märkten auch überlebensfähig sind und sich nicht nach kurzer Zeit wieder zurückziehen müssen.

Literatur

- ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen (1991). Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. In: *Review of Economic Studies* 58, Nr. 2, S. 277–97
- AW, Bee Y.; CHUNG, Sukkyun; ROBERTS, Mark J. (2000). Productivity and Turnover in the Export Market: Micro-level Evidence from the Republic of Korea and Taiwan (China). In: *The World Bank Economic Review* Vol. 14, No. 1, S. 65–90
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B. (1995). Exporters, Jobs and Wages in US-Manufacturing: 1976-1987. In: *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics*, S. 67–119
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B. (1998). *Understanding the U.S. Export Boom*. Working Paper, No. W6438/1998. NBER, <http://ssrn.com/abstract=226185>
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B. (1999). Exceptional exporter performance: cause, effect, or both? In: *Journal of International Economics* 47, S. 1–25
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B. (2004). Exporting and Productivity in the USA. In: *Oxford Review of Economic Policy* 20(3), S. 343–357
- BIESEBROECK, Johannes V. (2005). Exporting raises productivity in sub-Saharan African manufacturing firms. In: *Journal of International Economics* 67, S. 373–391
- CLERIDES, Sofronis K.; LACH, Saul; TYBOUT, James R. (1998). Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexiko and Morocco. In: *The Quarterly Journal of Economics* 113(3), S. 903–947
- DE LOECKER, Jan (2004). Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia. In: *LICOS Discussion Papers* 151
- GREENAWAY, David; KNELLER, Richard (2003). *Exporting, Productivity and Agglomeration: A Difference in Difference Analysis of Matched Firms*. GEP Research Paper, 45/2003. Leverhulme Centre for Research on Globalisation and Economic Policy, University of Nottingham
- GREENAWAY, David; KNELLER, Richard (2004). Exporting and Productivity in the United Kingdom. In: *Oxford Review of Economic Policy* 20(3), S. 358–371

- MANGELSDORF, Stefan (2009). *Persistenz im Exportverhalten - Kann punktuelle Exportförderung langfristige Auswirkungen haben?* Statistische Diskussionsbeiträge, 33/2009. Universität Potsdam
- ROBERTS, Mark J.; TYBOUT, James R. (1997). The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs. In: *American Economic Review* 87(4), S. 545–564
- WAGNER, Joachim (2002a). The causal effects of exports on firm size and labor productivity: first evidence from a matching approach. In: *Economics Letters* 77, S. 287–292
- WAGNER, Joachim (2002b). *Unobserved firm heterogeneity and the size-exports nexus: Evidence from German panel data*. HWWA Discussion Paper, 194/2002. Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv
- WAGNER, Joachim (2005a). *Exporte und Produktivität in mittelständischen Betrieben, Befunde aus der niedersächsischen Industrie (1985-2004)*. Working Paper Series in Economics, 11/2005. Universität Lüneburg
- WAGNER, Joachim (2005b). *Exports and Productivity: A survey of the evidence from firm level data*. Working Paper Series in Economics, 4/2005. Universität Lüneburg

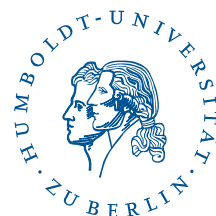
SFB 649 Discussion Paper Series 2009

For a complete list of Discussion Papers published by the SFB 649, please visit <http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>.

- 001 "Implied Market Price of Weather Risk" by Wolfgang Härdle and Brenda López Cabrera, January 2009.
- 002 "On the Systemic Nature of Weather Risk" by Guenther Filler, Martin Odening, Ostap Okhrin and Wei Xu, January 2009.
- 003 "Localized Realized Volatility Modelling" by Ying Chen, Wolfgang Karl Härdle and Uta Pigorsch, January 2009.
- 004 "New recipes for estimating default intensities" by Alexander Baranovski, Carsten von Lieres and André Wilch, January 2009.
- 005 "Panel Cointegration Testing in the Presence of a Time Trend" by Bernd Droge and Deniz Dilan Karaman Örsal, January 2009.
- 006 "Regulatory Risk under Optimal Incentive Regulation" by Roland Strausz, January 2009.
- 007 "Combination of multivariate volatility forecasts" by Alessandra Amendola and Giuseppe Storti, January 2009.
- 008 "Mortality modeling: Lee-Carter and the macroeconomy" by Katja Hanewald, January 2009.
- 009 "Stochastic Population Forecast for Germany and its Consequence for the German Pension System" by Wolfgang Härdle and Alena Mysickova, February 2009.
- 010 "A Microeconomic Explanation of the EPK Paradox" by Wolfgang Härdle, Volker Krätschmer and Rouslan Moro, February 2009.
- 011 "Defending Against Speculative Attacks" by Tijmen Daniëls, Henk Jager and Franc Klaassen, February 2009.
- 012 "On the Existence of the Moments of the Asymptotic Trace Statistic" by Deniz Dilan Karaman Örsal and Bernd Droge, February 2009.
- 013 "CDO Pricing with Copulae" by Barbara Choros, Wolfgang Härdle and Ostap Okhrin, March 2009.
- 014 "Properties of Hierarchical Archimedean Copulas" by Ostap Okhrin, Yarema Okhrin and Wolfgang Schmid, March 2009.
- 015 "Stochastic Mortality, Macroeconomic Risks, and Life Insurer Solvency" by Katja Hanewald, Thomas Post and Helmut Gründl, March 2009.
- 016 "Men, Women, and the Ballot Woman Suffrage in the United States" by Sebastian Braun and Michael Kvasnicka, March 2009.
- 017 "The Importance of Two-Sided Heterogeneity for the Cyclicity of Labour Market Dynamics" by Ronald Bachmann and Peggy David, March 2009.
- 018 "Transparency through Financial Claims with Fingerprints – A Free Market Mechanism for Preventing Mortgage Securitization Induced Financial Crises" by Helmut Gründl and Thomas Post, March 2009.
- 019 "A Joint Analysis of the KOSPI 200 Option and ODAX Option Markets Dynamics" by Ji Cao, Wolfgang Härdle and Julius Mungo, March 2009.
- 020 "Putting Up a Good Fight: The Galí-Monacelli Model versus 'The Six Major Puzzles in International Macroeconomics'", by Stefan Ried, April 2009.
- 021 "Spectral estimation of the fractional order of a Lévy process" by Denis Belomestny, April 2009.
- 022 "Individual Welfare Gains from Deferred Life-Annuities under Stochastic Lee-Carter Mortality" by Thomas Post, April 2009.

SFB 649, Spandauer Straße 1, D-10178 Berlin
<http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>

This research was supported by the Deutsche
Forschungsgemeinschaft through the SFB 649 "Economic Risk".



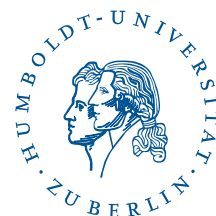
SFB 649 Discussion Paper Series 2009

For a complete list of Discussion Papers published by the SFB 649, please visit <http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>.

- 023 "Pricing Bermudan options using regression: optimal rates of convergence for lower estimates" by Denis Belomestny, April 2009.
- 024 "Incorporating the Dynamics of Leverage into Default Prediction" by Gunter Löffler and Alina Maurer, April 2009.
- 025 "Measuring the effects of geographical distance on stock market correlation" by Stefanie Eckel, Gunter Löffler, Alina Maurer and Volker Schmidt, April 2009.
- 026 "Regression methods for stochastic control problems and their convergence analysis" by Denis Belomestny, Anastasia Kolodko and John Schoenmakers, May 2009.
- 027 "Unionisation Structures, Productivity, and Firm Performance" by Sebastian Braun, May 2009.
- 028 "Optimal Smoothing for a Computationally and Statistically Efficient Single Index Estimator" by Yingcun Xia, Wolfgang Härdle and Oliver Linton, May 2009.
- 029 "Controllability and Persistence of Money Market Rates along the Yield Curve: Evidence from the Euro Area" by Ulrike Busch and Dieter Nautz, May 2009.
- 030 "Non-constant Hazard Function and Inflation Dynamics" by Fang Yao, May 2009.
- 031 "De copulis non est disputandum - Copulae: An Overview" by Wolfgang Härdle and Ostap Okhrin, May 2009.
- 032 "Weather-based estimation of wildfire risk" by Joanne Ho and Martin Odening, June 2009.
- 033 "TFP Growth in Old and New Europe" by Michael C. Burda and Battista Severgnini, June 2009.
- 034 "How does entry regulation influence entry into self-employment and occupational mobility?" by Susanne Prantl and Alexandra Spitz-Oener, June 2009.
- 035 "Trade-Off Between Consumption Growth and Inequality: Theory and Evidence for Germany" by Runli Xie, June 2009.
- 036 "Inflation and Growth: New Evidence From a Dynamic Panel Threshold Analysis" by Stephanie Kremer, Alexander Bick and Dieter Nautz, July 2009.
- 037 "The Impact of the European Monetary Union on Inflation Persistence in the Euro Area" by Barbara Meller and Dieter Nautz, July 2009.
- 038 "CDO and HAC" by Barbara Choroś, Wolfgang Härdle and Ostap Okhrin, July 2009.
- 039 "Regulation and Investment in Network Industries: Evidence from European Telecoms" by Michał Grajek and Lars-Hendrik Röller, July 2009.
- 040 "The Political Economy of Regulatory Risk" by Roland Strausz, August 2009.
- 041 "Shape invariant modelling pricing kernels and risk aversion" by Maria Grith, Wolfgang Härdle and Juhyun Park, August 2009.
- 042 "The Cost of Tractability and the Calvo Pricing Assumption" by Fang Yao, September 2009.

SFB 649, Spandauer Straße 1, D-10178 Berlin
<http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>

This research was supported by the Deutsche
Forschungsgemeinschaft through the SFB 649 "Economic Risk".



SFB 649 Discussion Paper Series 2009

For a complete list of Discussion Papers published by the SFB 649, please visit <http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>.

- 043 "Evidence on Unemployment, Market Work and Household Production" by Michael C. Burda and Daniel S. Hamermesh, September 2009.
- 044 "Modelling and Forecasting Liquidity Supply Using Semiparametric Factor Dynamics" by Wolfgang Karl Härdle, Nikolaus Hautsch and Andrija Mihoci, September 2009.
- 045 "Quantifizierbarkeit von Risiken auf Finanzmärkten" by Wolfgang Karl Härdle and Christian Wolfgang Friedrich Kirchner, October 2009.
- 046 "Pricing of Asian temperature risk" by Fred Benth, Wolfgang Karl Härdle and Brenda López Cabrera, October 2009.
- 047 "MM-Stat – MultiMedia-Statistik: Statistische Datenanalyse – webbasiert, interaktiv und multimedial" by Sigbert Klinke, Dina Kuhlee, Christian Theel, Cornelia Wagner and Christian Westermeier, October 2009.
- 048 "Migration of the Highly Skilled: Can Europe catch up with the US?" by Lydia Mechtenberg and Roland Strausz, October 2009.
- 049 "A blocking and regularization approach to high dimensional realized covariance estimation" by Nikolaus Hautsch, Lada M. Kyj and Roel C.A. Oomen, October 2009.
- 050 "Generalized single-index models: The EFM approach" by Xia Cui, Wolfgang Karl Härdle and Lixing Zhu, October 2009.
- 051 "The Market Impact of a Limit Order" by Nikolaus Hautsch and Ruihong Huang, October 2009.
- 052 "On economic evaluation of directional forecasts" by Oliver Blaskowitz and Helmut Herwartz, October 2009.
- 053 "Monetary Policy Implementation and Overnight Rate Persistence" by Dieter Nautz and Jan Scheithauer, November 2009.
- 054 "Depression Econometrics: A FAVAR Model of Monetary Policy During the Great Depression" by Pooyan Amir Ahmadi and Albrecht Ritschl, November 2009.
- 055 "Representations for optimal stopping under dynamic monetary utility functionals" by Volker Krätschmer and John Schoenmakers, November 2009.
- 056 "Product policy and the East-West productivity gap" by Bernd Görzig, Martin Gornig, Ramona Voshage and Axel Werwatz, November 2009.
- 057 "Real and Nominal Rigidities in Price Setting: A Bayesian Analysis Using Aggregate Data" by Fang Yao, November 2009.
- 058 "Polar sets of anisotropic Gaussian random fields" by Jakob Söhl, November 2009.
- 059 "Der Einfluss von Exporten auf die betriebliche Entwicklung" by Stefan Mangelsdorf, November 2009.

SFB 649, Spandauer Straße 1, D-10178 Berlin
<http://sfb649.wiwi.hu-berlin.de>

This research was supported by the Deutsche
Forschungsgemeinschaft through the SFB 649 "Economic Risk".

