

UNIVERSITÄT POTSDAM

Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

Hans Gerhard Strohe (Hrsg.)

Statistische Diskussionsbeiträge

Nr. 33

Stefan Mangelsdorf

Persistenz im Exportverhalten

Kann punktuelle Exportförderung langfristige Auswirkungen haben?



Potsdam 2009

ISSN 0949-098X

Statistische Diskussionsbeiträge

Nr. 33

Stefan Mangelsdorf

Persistenz im Exportverhalten

Kann punktuelle Exportförderung langfristige Auswirkungen haben?

Herausgeber:

Prof. Dr. Hans Gerhard Strohe, Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät der Universität Potsdam
Postfach 90 03 27, D-14439 Potsdam

Tel. +49(0)331 977-3225

Fax. +49(0)331 977-3210

Email: strohe@uni-potsdam.de

2009, ISSN 0949-068X

Inhaltsverzeichnis

1	Persistenz des Exportverhaltens	1
2	Ein theoretisches Modell mit Markteintrittskosten	4
3	Schätzansätze für das theoretische Modell	6
3.1	Lineare Ansätze	6
3.1.1	Modell ohne unbeobachtete Effekte: Pooled OLS	7
3.1.2	Modell mit unbeobachteten Effekten: Fixed Effects	7
3.1.3	Dynamisches Modell mit unbeobachteten Effekten: GMM	9
3.2	Nichtlineare Ansätze	12
3.2.1	Probitmodell ohne unbeobachtete Effekte: Pooled Probit	13
3.2.2	Probitmodell mit unbeobachteten Effekten: RE Probit	13
3.2.3	Probitmodell mit korrelierten unbeobachteten Effekten: Chamberlains RE Probit	14
3.2.4	Dynamisches Probitmodell mit korrelierten unbeobachteten Effekten: Wooldridges RE Probit	15
4	Datenbasis	18
5	Ergebnisse	23
5.1	Lineare Modelle	23
5.2	Nichtlineare Modelle	25
5.3	Wahrscheinlichkeitseffekte	28
6	Fazit	32
	Literaturverzeichnis	33

1 Persistenz des Exportverhaltens

In den vergangenen Jahren ist die Zahl der Analysen, welche versucht haben zu ergründen, was erfolgreiche Unternehmen von weniger erfolgreichen unterscheidet, sprunghaft angestiegen. Beflügelt wurde diese Entwicklung einerseits von gesteigerter Verfügbarkeit umfangreicher Betriebsdatensätze und andererseits natürlich auch von den sich rasant weiter entwickelnden Möglichkeiten der Datenverarbeitung. Gleichzeitig führte die Verfügbarkeit von Querschnitts- und Paneldatensätzen auch zu einer verstärkten Entwicklung von entsprechenden Modellen und Schätzmethoden. Im Hinblick auf Globalisierung und weltweite Vernetzung ist der Export ein Indikator für erfolgreiche Unternehmen und so stand in vielen Untersuchungen der Vergleich exportierender und nichtexportierender Firmen im Vordergrund.

Einig sind sich alle Untersuchungen darin, dass exportierende Betriebe produktiver sind als nichtexportierende. Einige Veröffentlichungen finden auch Anhaltspunkte, dass diese Firmen höhere Löhne zahlen oder dass ihre Arbeitsplätze sicherer sind. Die Frage, ob diese Unterschiede durch die Exporttätigkeit hervorgerufen werden oder ob es einen Selektionsprozess bereits „besserer“ Betriebe in den Export gibt, wurde ebenfalls bereits vielfach untersucht. Es scheint unstrittig zu sein, dass Exportstarter bereits produktiver sind als vergleichbare Betriebe, die auf den Heimatmarkt beschränkt sind und bleiben. Lerneffekte durch Exporte werden nur von wenigen Untersuchungen gefunden. Dies kann jedoch auch ein eher technisches Problem des Nachweises sein als ein Beweis, dass es solche Lerneffekte nicht gibt.

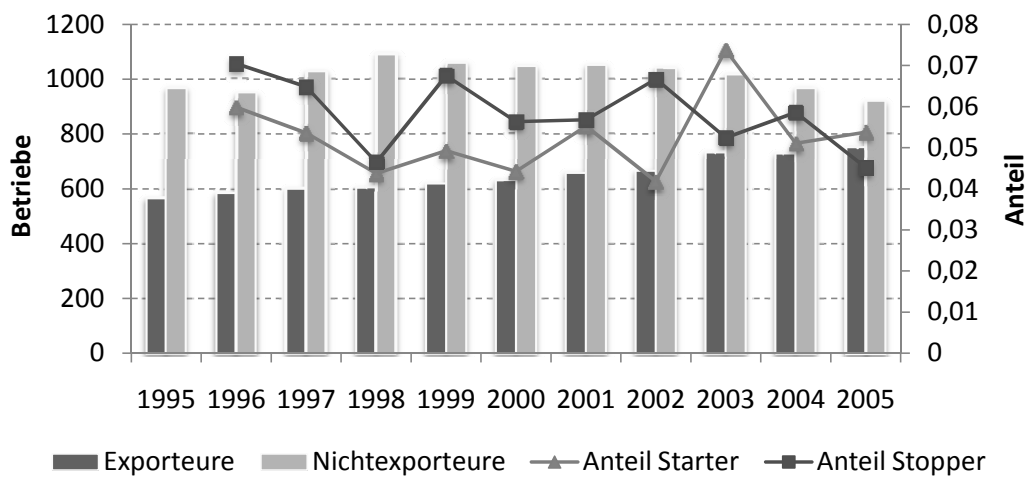
Die Wirtschaftspolitik nutzt die gefundenen Unterschiede gerne zur Rechtfertigung von Exportförderungsmaßnahmen. Die ausgegebenen Mittel werden damit begründet, dass man damit zum Wirtschaftswachstum und zur Sicherung von Arbeitsplätzen beiträgt. Abgesehen von der Richtigkeit des Argumentes, dass durch Exporte Wirtschaftswachstum gefördert wird¹, bleibt die Frage nach der Wirkung kurzfristiger Fördermaßnahmen. Wenn es darum geht, den kurzfristigen Erfolg zu beurteilen, gibt es kaum Anhaltspunkte, da es zu diesem Thema so gut wie keine verfügbaren Daten gibt. Aber auch wenn Firmen zu einem Zeitpunkt zum Export gebracht werden können, wird dadurch auch eine zukünftige Exporttätigkeit gefördert? Haben punktuelle Förderungen also langfristige Auswirkungen? Nur wenn dem so ist, sind derartige Förderprogramme überhaupt sinnvoll, denn eine nur vorübergehende Exporttätigkeit kann kaum positive Wirkungen entfalten und eine langfristige Exportsubvention kann nicht das Ziel sein.

Unter dem Begriff Persistenz des Exportverhaltens wird in diesem Falle die Zustandabhängigkeit des Verhaltens über die Zeit verstanden, d.h. es wird untersucht, wie

¹Welches bisher weder eindeutig belegt noch widerlegt ist.

die Exporttätigkeit eines Betriebes in einem Jahr sein Verhalten in folgenden Jahren beeinflusst. Eine solche Abhängigkeit ist durchaus zu erwarten, wie in Abschnitt 2 ausgeführt wird. Empirisch wurde diese Annahme bisher nur wenig untersucht, was zum Teil an den hohen Anforderungen an die zu verwendenden Daten liegt. Um solche Zusammenhänge zu untersuchen, sind Paneldatensätze Voraussetzung, da nur mit ihnen zeitliche Abhängigkeiten modelliert werden können. Eine weitere Schwierigkeit ist, dass hohe Korrelationen zwischen zwei zeitlich aufeinander folgenden Entscheidungen sowohl auf echter Statusabhängigkeit beruhen als auch durch unbeobachtete Effekte hervorgerufen werden können. Paneldaten können dabei helfen, auf solche unbeobachteten Heterogenitäten zu kontrollieren.

Abbildung 1.1: Exportverhalten



Erste Anhaltspunkte für die Beurteilung der Persistenz bieten die beobachteten Übergangsquoten (Abb. 1.1) im Verarbeitenden Gewerbe in Berlin und Brandenburg. Maximal etwa 7,5% der nichtexportierenden Betriebe in einem Jahr beginnen im nächsten Jahr zu exportieren, meist sogar deutlich weniger. Und umgekehrt sind es ebenfalls höchstens etwa 7% der Exporteure, die im folgenden Jahr nicht mehr international tätig sind. Demnach scheint dieses Verhalten nur wenigen Schwankungen unterworfen zu sein. Diese Übergangsraten sind wesentlich geringer als die von Bernard u. Jensen (2004) für die USA beobachteten, doch machen die Autoren selbst die Einschränkung, dass die von ihnen verwendete Stichprobe nicht repräsentativ ist². Für Kolumbien finden Roberts u. Tybout (1997)³ sehr geringe Übergangsquoten zwischen 2,6% und 4,3% bei Exportstartern, aber deutlich größere Quoten zwischen 8,6% und 16,8% für Betriebe, die in einem Jahr exportieren, im folgenden Jahr je-

²Die Autoren verwenden Daten des Annual Survey of Manufacturing (ASM), jedoch nur solche Betriebe, die zwischen 1984 und 1992 durchgehend in dieser Stichprobe vertreten waren. Damit sind vor allem große Betriebe deutlich überrepräsentiert. Daher sind in der verwendeten Stichprobe auch etwa die Hälfte aller Betriebe Exporteure, während dies im gesamten ASM 1987 lediglich auf etwa jeden sechsten Betrieb zutrif.

³Grundlage sind Daten des Colombian manufacturing census für die Jahre 1981 bis 1989. Ähnlich den vorliegenden Daten handelt es sich hier um eine Totalerhebung mit Abschneidegrenze, die bei 10 Mitarbeitern liegt.

doch nicht mehr. Dabei ist jedoch zu beachten, dass der Anteil der exportierenden Betriebe in Kolumbien im Beobachtungszeitraum mit etwa 12% sehr viel niedriger liegt, als in der von Bernard u. Jensen (2004) verwendeten Stichprobe oder auch den hier verwendeten Daten des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg.

Betrachtet man das Verhalten über drei aufeinander folgende Jahre, so erhärtet sich der Eindruck, dass es nur wenige Betriebe gibt, die zwischen den beiden Gruppen hin und her wechseln, etwa 90% der Betriebe befinden sich auch zwei Jahre später immer noch in der gleichen Gruppe. Mehr als zwei Drittel aller Exportstarter exportieren auch im darauf folgenden Jahr und sogar drei Viertel aller Betriebe, die in einem Jahr aufhören zu exportieren, exportieren auch im nächsten Jahr nicht.

Aus den deskriptiven Ergebnissen lässt sich jedoch nicht erkennen, wodurch dieses Verharren in einer Gruppe hervorgerufen wird. Haben externe Schocks wie Förderprogramme, die in einer Periode auftreten, einen langanhaltenden Erfolg? In diesem Falle würde man von „true state dependence“ sprechen. Alternativ ist ebenfalls denkbar, dass das Verhalten der Firmen von unbeobachteten Eigenschaften der Firmen selbst, wie etwa unterschiedlich stark ausgeprägter Exportneigungen der betrieblichen Entscheidungsträger hervorgerufen wird. Um zwischen diesen möglichen Erklärungen zu unterscheiden muss also ein Modell entwickelt werden, welches in der Lage ist, auf eventuell vorhandene unbeobachtete Effekte zu kontrollieren. Doch zunächst erfolgt eine theoretische Fundierung einer möglichen Zustandsabhängigkeit des Exportverhaltens.

2 Ein theoretisches Modell mit Markteintrittskosten

Roberts u. Tybout (1997) entwickelten in ihrer wegweisenden Arbeit über die Exportentscheidungen kolumbianischer Betriebe ein Modell mit irreversiblen Kosten, welche bereits zuvor von verschiedenen Wissenschaftlern¹ angenommen wurden. Solche „sunk costs“ treten beim Eintritt in einen neuen Markt zwangsläufig auf, weil beispielsweise Kontakte und Absatzwege aufgebaut oder Produkte für den neuen Markt angepasst werden müssen. Diese Kosten sind „versunken“, denn auch bei einem Ausstieg aus dem Exporthandel können diese Kosten nicht wieder hereingeholt werden. Allerdings fallen sie nur beim Eintritt in den Markt an, nicht jedoch in den Folgejahren. Hat ein Betrieb also erst einmal diese Barriere überwunden, so sind die Kosten in den späteren Jahren geringer und es ist zu erwarten, dass die Wahrscheinlichkeit, dass dieser Betrieb exportiert, damit steigt.

All diese theoretischen und empirischen Befunde sprechen sehr stark dafür, dass versunkene Kosten eine große Rolle bei der Entscheidung eines Betriebes bezüglich seines Exportverhaltens spielen. Das von Roberts u. Tybout (1997) entwickelte Modell berücksichtigt diese Kosten in einem Mehrperioden-Modell. Bernard u. Jensen (2004) vereinfachen dieses Modell dahingehend, dass die Entscheidung y_{it} eines Betriebes i in der Periode t zu exportieren ($y_{it} = 1$) nur noch von der Exporttätigkeit in der Vorperiode, nicht aber in noch früheren Perioden², abhängt.

Ein Betrieb exportiert demnach, wenn die gegenwärtigen und erwarteten zukünftigen Erlöse $\hat{\pi}_{it}$ die Kosten der gegenwärtigen Periode, c_{it} , inklusive eventuell aufzubringender Markteintrittskosten N , übersteigen:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } \hat{\pi}_{it} > c_{it} + N(1 - y_{i,t-1}), \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die Markteintrittskosten N fallen also nicht mehr an, wenn der Betrieb in der Vorperiode $t - 1$ exportierte ($y_{i,t-1} = 1$), und die Wahrscheinlichkeit auf Export in t steigt, da die Kosten in t geringer sind. Die erwarteten Erlöse werden dabei modelliert als

$$\hat{\pi}_{it} \equiv r_{it}^* + \delta(\text{E}_t [V_{i,t+1}(\cdot) | r_{it}^* > 0] - \text{E}_t [V_{i,t+1}(\cdot) | r_{it}^* = 0])$$

mit r_{it}^* als angestrebtem Umsatz aus Exporten. Aus dieser Gleichung wird klar, dass nicht nur die gegenwärtigen Erlöse in die Entscheidung einfließen, sondern auch die

¹Zum Beispiel in Baldwin u. Krugman (1989) oder in Dixit (1989)

²Allerdings benutzen die Autoren einen weiteren Indikator für Betriebe, die zwar im Vorjahr nicht exportierten, dies jedoch zwei Jahre zuvor noch taten.

zukünftigen Auswirkungen, denn die Entscheidung zur Aufnahme von Exportgeschäften und damit das Aufbringen der Markteintrittskosten in der Gegenwart eröffnet zusätzliches Umsatzpotential in der Zukunft. Der zweite Term auf der rechten Seite stellt dementsprechend die abdiskontierten erwarteten zukünftigen Mehrerlöse durch Auslandsgeschäfte dar. Da potentielle Erlöse und Kosten nicht beobachtet werden können, muss für die empirische Schätzung eine Parametrisierung erfolgen:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } \mathbf{w}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_{it}\boldsymbol{\gamma} - N(1 - y_{i,t-1}) + u_{it} > 0, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (2.1)$$

Erlöse und Kosten werden also als abhängig von betrieblichen Eigenschaften (\mathbf{w}_{it}) sowie anderen Faktoren wie staatlichen Exportförderungen, Wechselkursänderungen oder auch Spill-Over-Effekten, welche in \mathbf{z}_{it} enthalten sein können, angesehen. Leider können Effekte von Förderprogrammen nicht untersucht werden, da in den vorliegenden Daten diesbezüglich keine Informationen vorhanden sind. Auch Wechselkursschwankungen und andere externe Schocks können nur durch die Einbeziehung von Zeitdummys berücksichtigt werden. Spill-Over-Effekte sind Auswirkungen anderer Exporteure in der gleichen Branche und/oder in der gleichen Region, welche die Markteintrittskosten verringern können, wie Aitken u. a. (1997) argumentieren. Zur Vereinfachung der Notation werden die erklärenden Variablen im Vektor $\mathbf{x}_{it} = (\mathbf{w}_{it}, \mathbf{z}_{it})$ und die Parameter in $\boldsymbol{\beta}' = (\boldsymbol{\theta}', \boldsymbol{\gamma}')$ zusammen gefasst.

3 Schätzansätze für das theoretische Modell

Die Schätzung dynamischer Panelmodelle wirft die Schwierigkeit auf, dass durch die verzögerte abhängige Variable als Regressor die strikte Exogenität der erklärenden Variablen verletzt wird. Dadurch kommt es zu Abhängigkeiten zwischen der verzögerten abhängigen Variable und den Störtermen, was bei Nichtberücksichtigung zu verzerrten Parameterschätzungen führt. In diesem Kapitel werden verschiedene Methoden vorgestellt, die diesen Umstand in unterschiedlichem Ausmaß berücksichtigen.

3.1 Lineare Ansätze

Für die Schätzung dieses binären Entscheidungsproblems gibt es verschiedene Möglichkeiten mit jeweils eigenen Vor- und Nachteilen. Zunächst wird ein lineares Wahrscheinlichkeitsmodell¹ der Form

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + u_{it} \quad (3.1)$$

verwendet.

Als betriebliche Eigenschaften gehen die Betriebsgröße (Anzahl der Beschäftigten, logarithmiert) und Indikatoren für die Qualität der Belegschaft ein. Zu letzteren gehören der durchschnittlich gezahlte Lohn (logarithmiert, getrennt nach Ost und West um hier unterschiedliche Lohnniveaus zu berücksichtigen), der Anteil der Produktionsarbeiter an allen Beschäftigten und die logarithmierte Arbeitsproduktivität als Umsatz pro Mitarbeiter. Weiterhin werden als erklärende Variablen ein Indikator für einen Wechsel des Produktschwerpunktes (bei Wechsel des Wirtschaftszweiges auf Vierstellerebene), regionale Dummies für den Engeren Verflechtungsraum und den Äußeren Entwicklungsraum Brandenburgs sowie für Ostberlin (Westberlin als Basiskategorie) und ein Indikator für Betriebe, die zu einem Unternehmen gehören, in \mathbf{x}_{it} berücksichtigt. Da in den hier verwendeten Daten die räumliche Dimension sehr begrenzt ist, gehen ausschließlich branchenbezogene Indikatoren in Form des Anteils der exportierenden Betriebe in der Branche (auf Vierstellerebene der WZ-Klassifikation) und des Anteils des Auslandsumsatzes an den gesamten Umsätzen einer Branche in \mathbf{z}_{it} ein. Dabei können diese Werte auch zwischen den Betrieben des gleichen Wirtschaftszweiges variieren, da die Anteile jeweils ohne Berücksichtigung des entsprechenden Betriebes ermittelt werden.

¹Solch ein lineares Modell mit einer binären abhängigen Variable kann als lineares Wahrscheinlichkeitsmodell interpretiert werden, da

$$E(y_{it}|\mathbf{x}_{it}) = P(y_{it} = 0|\mathbf{x}_{it}) \cdot 0 + P(y_{it} = 1|\mathbf{x}_{it}) \cdot 1 = P(y_{it} = 1|\mathbf{x}_{it}).$$

Neben dem Exportstatus der Vorperiode, $y_{i,t-1}$, wird ein Indikator für den letztmaligen Export in $t - 2$, $y_{i,t-2}(1 - y_{i,t-1})$, verwendet. Sollte dieser Indikator einen signifikant positiven Koeffizienten besitzen, so sind Markteintrittskosten nicht sofort versunken. Exporterfahrungen und aufgebaute Beziehungen erleichtern in diesem Fall den Wiedereintritt in den Exporthandel, auch wenn zwischendurch nicht exportiert wurde.

3.1.1 Modell ohne unbeobachtete Effekte: Pooled OLS

Im Folgenden soll davon ausgegangen werden, dass es unbeobachtete Effekte, wie etwa Managementqualität oder spezielles Know How, gibt, die die Entscheidung über Export oder Nichtexport beeinflussen. Sind diese unbeobachteten Effekte auch noch mit erklärenden Variablen korreliert, so führen sie bei Nichtberücksichtigung nicht nur zu seriell korrelierten Störgrößen, sondern auch zu verzerrten Parameterschätzern. Damit ergibt sich folgendes Modell:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + v_{it} \quad (3.2)$$

Eine Schätzung des Modells 3.1 mit Pooled OLS führt zu einer verzerrten Schätzung des Koeffizienten α , da in diesem Falle der Fehlerterm $u_{it} = c_i + v_{it}$ positiv mit der verzögerten abhängigen Variable korreliert ist. Diese Korrelation entsteht durch die unbeobachteten Effekte c_i , die zu seriell korrelierten Störgrößen u_{it} im Pooled OLS Modell führen. Die verzögerte abhängige Variable ist positiv mit diesen unbeobachteten Effekten korreliert, da sie additiv in das Modell eingehen, auch in die Gleichung für $y_{i,t-1}$ in der Periode $t - 1$. Die Störgrößen in zwei aufeinander folgenden Jahren, $u_{i,t-1}$ und u_{it} sind ebenfalls positiv durch die gemeinsame Komponente c_i korreliert, so dass letztendlich $y_{i,t-1}$ auch positiv mit u_{it} zusammen hängt. Der Pooled OLS Schätzer für α wird dementsprechend aufwärts verzerrt sein und kann auf diese Weise eine obere Schranke für den wahren Effekt der verzögerten abhängigen Variable liefern.

3.1.2 Modell mit unbeobachteten Effekten: Fixed Effects

Die eher ungewöhnliche Wahl des linearen Wahrscheinlichkeitsmodells bietet neben seiner einfachen Handhabung vor allem die Möglichkeit auf die unbeobachteten Betriebseffekte c_i zu kontrollieren. Zeitkonstante oder zeitlich sehr hoch korrelierte Betriebseigenschaften können mit Hilfe eines Fixed Effects Modells berücksichtigt werden. Da die Effekte nicht beobachtet werden können, muss versucht werden, sie auf andere Weise aus dem Modell zu entfernen. Dies geschieht durch die sogenannte *Within-Transformation*. Ausgegangen wird von einem Modell mit unbeobachteten Effekten c_i

$$y_{it} = \mathbf{x}_{i,t}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it} \quad (3.3)$$

Gilt das Modell in der Population, so gilt es auch für die Durchschnitte der Erklärenden Variablen:

$$\bar{y}_i = \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\beta} + c_i + \bar{u}_i \quad (3.4)$$

Wird Gleichung 3.4 von 3.3 abgezogen, entsteht das transformierte Modell:

$$y_{it} - \bar{y}_i = (\mathbf{x}_{it} - \bar{\mathbf{x}}_i)\boldsymbol{\beta} + u_{it} - \bar{u}_i$$

bzw.

$$\ddot{y}_{it} = \ddot{\mathbf{x}}_{it}\boldsymbol{\beta} + \ddot{u}_{it} \quad (3.5)$$

Der Fixed Effects Schätzer ergibt sich dann als Pooled OLS Schätzer der Regression von \ddot{y}_i auf $\ddot{\mathbf{x}}_i$. Für ein statisches Modell liefert dieses Verfahren konsistente Parameterschätzer in Situationen, in denen unbeobachtete Effekte eine Rolle spielen und mit erklärenden Variablen in Beziehung stehen. Durch die Bildung der Differenzen mit dem zeitlichen Durchschnitt werden jedoch auch alle erklärenden Variablen aus dem Modell eliminiert, die über die Zeit konstant sind.

In einem dynamischen Modell, in dem der Vektor \mathbf{x}_{it} also auch eine verzögerte abhängige Variable enthält, verursacht die Within-Transformation jedoch einige Probleme. Gleichung 3.5 ergibt sich in diesem Fall zu

$$\ddot{y}_{it} = \alpha\ddot{y}_{i,t-1} + \ddot{\mathbf{x}}_{it}\boldsymbol{\beta} + \ddot{u}_{it} \quad (3.6)$$

Die Komponente $y_{i,t-1}$ in

$$\ddot{y}_{i,t-1} = y_{i,t-1} - \frac{1}{T-1}(y_{i1} + \dots + y_{i,T-1})$$

ist negativ mit $-\frac{1}{T-1}u_{i,t-1}$ in

$$\ddot{u}_{it} = u_{it} - \frac{1}{T-1}(u_{i2} + \dots + u_{iT})$$

korreliert. Ebenfalls negativ korreliert sind u_{it} in \ddot{u}_{it} und $-\frac{1}{T-1}y_{i,t}$ in $\ddot{y}_{i,t-1}$. Es existieren noch viele weitere solcher Korrelationen, die jedoch wesentlich schwächer sind. Im Falle eines dynamischen Modells mit verzögerter abhängiger Variable ist der Fixed Effects Ansatz demnach nicht sinnvoll. Da jedoch bekannt ist, dass durch die negative Korrelation der FE-Schätzer für den Koeffizienten der verzögerten abhängigen Variablen abwärts verzerrt ist, kann er als untere Schranke dienen. Gemeinsam mit dem Pooled OLS Schätzer kann auf diese Weise also bereits ein Bereich abgegrenzt werden, in dem ein guter Schätzer liegen sollte.

3.1.3 Dynamisches Modell mit unbeobachteten Effekten: GMM

Alternativ zur Within-Transformation existiert noch ein anderes Verfahren zur Eliminierung der unbeobachteten Effekte: die *First-Difference-Transformation*. Dabei werden nicht die zeitlichen Durchschnitte von den Werten jeder Periode abgezogen, sondern die Werte der Vorperiode:

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \Delta u_{it}.$$

Der Vorteil dieser Transformation gegenüber der Within-Transformation ist, dass der Zusammenhang zwischen der verzögerten abhängigen Variable und dem Störterm wesentlich überschaubarer ist und aus weniger Teilbeziehungen besteht. Die Korrelation wird jetzt nur noch durch den Zusammenhang zwischen $y_{i,t-1}$ in $\Delta y_{i,t-1} = y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ und $u_{i,t-1}$ in $\Delta u_{i,t} = u_{it} - u_{i,t-1}$ hervorgerufen.

Anderson u. Hsiao (1982) schlagen vor, diese Abhängigkeit dadurch in den Griff zu bekommen, dass Instrumente für die erste Differenz $\Delta y_{i,t-1} = y_{i,t-1} - y_{i,t-2}$ der verzögerten Variable gefunden werden. Aus dem Datensatz bieten sich dazu die um eine weitere Periode verzögerte Differenz $\Delta y_{i,t-2} = y_{i,t-2} - y_{i,t-3}$ oder die um zwei Perioden verzögerte abhängige Variable $y_{i,t-2}$ selbst an, die mit der ersten Differenz, jedoch nicht mit den Störgrößen korreliert sind, solange letztere nicht seriell korreliert sind. Im Allgemeinen werden die Niveaugrößen als Instrumente verwendet, da so eine Periode mehr zur Schätzung eines Instrumentalvariablenschätzers benutzt werden kann.

Betrachten wir zunächst ein autoregressives Panelmodell ohne weitere erklärende Variablen

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + c_i + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T$$

Die First-Difference-Transformation ergibt

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 3, \dots, T \quad (3.7)$$

Sind die Störgrößen u_{it} nicht seriell korreliert, so sind die Niveaugrößen $y_{i,t-2}$ nicht korreliert mit dem Fehlerterm Δu_{it} des transformierten Modells und können als Instrumente für die ersten Differenzen der verzögerten abhängigen Variable in einem 2SLS-Verfahren verwendet werden. Die Instrumente werden in diesem Fall in einem einzigen Vektor zusammengefasst:

$$\mathbf{Z}_i = \begin{bmatrix} \cdot \\ y_{i1} \\ \vdots \\ y_{i,T-2} \end{bmatrix}$$

d.h. es gibt für jede Beobachtung ein Instrument. Doch warum sollten nicht mehr verzögerte Werte als Instrument verwendet werden? Das 2SLS-Verfahren hat den

Nachteil, dass für alle Beobachtungen der gleiche Instrumentenvektor verwendet wird. Werden also mehr verzögerte Werte verwendet, verringert sich dadurch die Anzahl der zur Schätzung verfügbaren Beobachtungen, da weitere Perioden nicht genutzt werden können. Holtz-Eakin u. a. (1988) bilden eine Instrumentenmatrix mit diesen um 2 Perioden verzögerten Niveaus, eine pro Zeitperiode, und füllen diese Matrix mit Nullen auf

$$\mathbf{Z}_i = \begin{bmatrix} 0 & 0 & \dots & 0 \\ y_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & y_{i,T-2} \end{bmatrix}$$

Die Methode der *Generalized Method of Moments* (GMM) nutzt die Momente, die sich aus der Annahme ergeben, dass die Instrumente unkorreliert mit den Störgrößen sind, um einen Schätzer für die Parameter zu ermitteln:

$$E(\mathbf{Z}_i' \Delta \mathbf{u}_i) = \mathbf{0} \quad \text{für } i = 1, \dots, N$$

mit $\Delta \mathbf{u}_i = (\Delta u_{i3}, \dots, \Delta u_{iT})'$ Es ergeben sich daraus entsprechend $T - 3$ Momentbedingungen:

$$\sum_i y_{i,t-2} \Delta u_{it} = 0 \quad t = 3, \dots, T;$$

Bei Verwendung eines einzigen Instrumentenvektors wie im 2SLS-Fall ergibt sich nur eine Momentbedingung:

$$\sum_{i,t} y_{i,t-2} \Delta u_{it} = 0$$

Der 2SLS-Schätzer ist konsistent für wachsende Stichprobengröße N und fixes T . Andererseits ist er jedoch nicht asymptotisch effizient, da dieses Verfahren von nicht seriell korrelierten Störgrößen ausgeht, während die ersten Differenzen der Störgrößen Δu_{it} im Modell 3.7 es jedoch sind.

Um weitere Instrumente zu nutzen kann die Matrix mit weiteren verzögerten Niveaus der abhängigen Variable erweitert werden. *Difference* GMM (Vgl. Holtz-Eakin u. a. (1988) und Arellano u. Bond (1991)) verwendet alle in der jeweiligen Periode verfügbaren Lags:

$$\mathbf{Z}_i = \begin{bmatrix} y_{i1} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1} & y_{i2} & \dots & 0 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1} & \dots & y_{i,T-2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_{i1} & \mathbf{0} & \dots & \mathbf{0} \\ 0 & [y_{i1}, y_{i2}] & \dots & \mathbf{0} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \mathbf{0} & \dots & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}] \end{bmatrix}$$

Demnach stehen in jeder Periode t genau $t - 2$ Instrumente zur Verfügung. Während es bei 2SLS eine Gleichung mit einer Unbekannten und damit eine eindeutige

Lösung gibt, ist dieses Modell überidentifiziert. Der GMM-Schätzer auf Basis der entsprechenden Momentannahmen minimiert die Kriteriumsfunktion

$$J_N = \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta \mathbf{u}_i' \mathbf{Z}_i \right) \mathbf{W}_N \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \mathbf{Z}_i' \Delta \mathbf{u}_i \right)$$

und ist asymptotisch effizient. Für die Gewichtungsmatrix gibt es verschiedene Möglichkeiten. Eine ist

$$\mathbf{W}_N = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\mathbf{Z}_i' \widehat{\Delta \mathbf{u}}_i \widehat{\Delta \mathbf{u}}_i' \mathbf{Z}_i \right) \right]^{-1}$$

wobei $\widehat{\Delta \mathbf{u}}_i$ konsistente Schätzungen der Residuen im Modell 3.7 darstellen, die in einem ersten Schritt ermittelt werden müssen. Daher ist der Schätzer mit dieser Gewichtungsmatrix auch als *two-step* GMM bekannt.

Unter der Annahme homoskedastischer Störterme u_{it} ergibt die Struktur des transformierten Modells die Gewichtungsmatrix

$$\mathbf{W}_{1N} = \left[\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left(\mathbf{Z}_i' \mathbf{H} \mathbf{Z}_i \right) \right]^{-1} \quad \text{mit}$$

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} 2 & -1 & & & \\ -1 & 2 & -1 & & \\ & -1 & 2 & -1 & \\ & & \ddots & \ddots & \ddots \end{bmatrix}$$

Diese Matrix ist unabhängig von geschätzten Parametern und der daraus resultierende Schätzer wird daher als *one-step* GMM Schätzer bezeichnet. Für das GMM-Verfahren stehen einige Testverfahren zur Verfügung, die über die Plausibilität der getroffenen Annahmen Auskunft geben. Die wichtigste Annahme ist wohl die fehlende Autokorrelation in den Störgrößen u_{it} . Sollte diese nicht gegeben sein, so wäre $y_{i,t-2}$ kein zulässiges Instrument im differenzierten Modell. Arellano u. Bond (1991) entwickelten dazu einen Test auf Autokorrelation zweiter Ordnung für die Störgrößen u_{it} .

Die Erweiterung dieses AR(1)-Modells um weitere erklärende Variablen ist sehr einfach:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}' \boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it}$$

Sind die zusätzlichen Regressoren in \mathbf{x}_{it} strikt exogen, d.h. sie sind nicht korreliert mit den Störgrößen, weder mit der in der entsprechenden noch mit denen in anderen Perioden, so ergeben sich daraus weitere Momente:

$$\mathbf{E}(\mathbf{x}_{is} \Delta u_{it}) = \mathbf{0} \quad \text{für alle } s, t = 2, \dots, T$$

Somit könnten die Niveaus x_{i2}, \dots, x_{iT} ebenfalls als Instrumente verwendet werden. Da die Instrumentenmatrix in diesem Falle sehr groß werden würde, verwendet man im Allgemeinen die ersten Differenzen als ihre eigenen Instrumente, denn aus der obigen Annahme folgt

$$E(\Delta \mathbf{x}_{it} \Delta u_{it}) = \mathbf{0} \quad \text{für } t = 3, \dots, T$$

Die Instrumentenmatrix ergibt sich in diesem Falle als

$$\mathbf{Z}_i = \begin{pmatrix} [y_{i1}, \Delta \mathbf{x}'_{i3}] & 0 & \dots & 0 \\ 0 & [y_{i1}, y_{i2}, \Delta \mathbf{x}'_{i4}] & & 0 \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & \dots & 0 & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}, \Delta \mathbf{x}'_{iT}] \end{pmatrix}$$

In der Praxis werden oft Fälle auftreten, in denen einige erklärende Variablen nicht strikt exogen sind. Feedbacks von der abhängigen Variable y_{it} auf die zukünftigen Werte der Regressoren führen beispielsweise zu der Momentannahme

$$E(\mathbf{x}_{it} u_{is}) = 0 \quad \text{für } s \geq t$$

d.h. die erklärende Variable kann durchaus mit vergangenen Schocks korreliert sein. Die ersten Differenzen solch einer erklärenden Variable sind dann keine zulässigen Instrumente mehr, da sie mit \mathbf{x}_{it} und $u_{i,t-1}$ zwei korrelierte Elemente enthalten. Doch genau wie bei der verzögerten abhängigen Variable können auch hier verzögerte Niveaus bzw. erste Differenzen als Instrumente benutzt werden.

Mit dem GMM-Verfahren gibt es also ein wirkungsvolles Werkzeug zur Schätzung dynamischer Panelmodelle unter Berücksichtigung unbeobachteter Effekte. In den letzten Jahren sind viele Erweiterungen entwickelt worden, die eine effizientere Schätzung unter Nutzung weiterer Momentannahmen ermöglicht. Windmeijer (2000) ergänzt den two-step Schätzer um eine Korrektur der asymptotischen Varianz in endlichen Stichproben, da die beobachteten Schätzer in Simulationsstudien oft zu klein ausfielen. Diese Korrektur wird auch in der hier vorliegenden Analyse verwendet.

3.2 Nichtlineare Ansätze

Zur Schätzung eines binären Entscheidungsmodells werden im Allgemeinen eher Probit- oder Logit-Modelle verwendet. Allerdings ist es bei diesen Modellen durch ihre nichtlineare Struktur sehr viel schwieriger auf unbeobachtete Effekte zu kontrollieren. Das lineare Wahrscheinlichkeitsmodell ermöglicht dies zwar, im Gegenzug treten jedoch andere Probleme auf. So können in diesem Fall die vorhergesagten Wahrscheinlichkeiten durchaus negativ oder größer als Eins sein. Zudem ist es fraglich, ob sich Änderungen einer Einflussgröße immer gleich stark auf die Erfolgswahrscheinlichkeit auswirken, unabhängig vom Ausgangsniveau, wie es ein lineares Modell unterstellt. Daher werden die Ergebnisse des Linearen Wahrscheinlichkeitsmodells mit einer Reihe von Probit-Schätzungen verglichen.

3.2.1 Probitmodell ohne unbeobachtete Effekte: Pooled Probit

Zunächst wird ein einfaches statisches Probit-Modell für den gepoolten Datensatz geschätzt:

$$P(y_{it}|y_{i,t-1}, \mathbf{x}_{i,t}) = \Phi(\alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t}\boldsymbol{\beta}), \quad t = 2, \dots, T \quad (3.8)$$

$\Phi(\cdot)$ ist die Verteilungsfunktion der Standardnormalverteilung und sorgt dafür, dass die geschätzten Wahrscheinlichkeiten stets im notwendigen Bereich zwischen Null und Eins liegen.

Ist Modell 3.8 korrekt spezifiziert, d.h. es gibt keine weiteren erklärenden Variablen, insbesondere keine verzögerten Variablen (dynamically completeness, siehe Wooldridge (2002, S.482 f.)), die einen Einfluss auf die Exportwahrscheinlichkeit ausüben, so liefert es verlässliche Schätzungen. Bereits beim linearen Wahrscheinlichkeitsmodell wurde jedoch gesagt, dass es sehr wahrscheinlich unbeobachtete Betriebseffekte gibt, die sich auf die Exportwahrscheinlichkeiten auswirken können. Werden sie nicht berücksichtigt, so werden sie im Fehlerterm mit anderen nicht beobachteten Einflüssen zusammengefasst und verursachen Probleme durch seriell korrelierte Störgrößen und mögliche Korrelationen der erklärenden Variablen mit dem Fehlerterm.

3.2.2 Probitmodell mit unbeobachteten Effekten: RE Probit

Ein Probitmodell für Paneldaten mit unbeobachteten Effekten (siehe Wooldridge (2002, S.483 ff.)) ist wesentlich schwieriger zu schätzen. Die grundlegende Annahme in einem solchen Modell ist:

$$P(y_{it}|\mathbf{x}_i, c_i) = P(y_{it}|\mathbf{x}_{it}, c_i) = \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i), \quad t = 1, \dots, T \quad (3.9)$$

mit den unbeobachteten Effekten c_i . \mathbf{x}_{it} ist der Vektor aller erklärenden Variablen in t , die wiederum in \mathbf{x}_i über t zusammengefasst werden. Die erste Gleichung besagt, dass unter Bedingung auf c_i in \mathbf{x}_{it} alle relevanten Einflussfaktoren enthalten sind. Diese notwendige strikte Exogenität der erklärenden Variablen bedeutet jedoch, dass hier keine verzögerten abhängigen Variablen enthalten sein dürfen, weshalb die Ergebnisse in einem dynamischen Modell nicht sehr zuverlässig sind, jedoch zu Vergleichszwecken ebenfalls ermittelt werden. Dieses Modell berücksichtigt dementsprechend die serielle Korrelation der Fehlerterme, jedoch nicht die mögliche Korrelation zwischen ihnen und den erklärenden Variablen.

Der zweite Teil in Gleichung 3.9 beschreibt wiederum die funktionale Form der Abhängigkeit. Damit geht c_i additiv in die lineare Funktion ein. Zusätzlich muss angenommen werden, dass die einzelnen Ausprägungen y_{i1}, \dots, y_{iT} unabhängig voneinander sind, nachdem auf (\mathbf{x}_i, c_i) kontrolliert wurde. In diesem Fall kann die bedingte Dichte von (y_{i1}, \dots, y_{iT}) ausgedrückt werden als

$$f(y_1, \dots, y_T|\mathbf{x}_i, c_i; \boldsymbol{\beta}) = \prod_{t=1}^T f(y_t|\mathbf{x}_{it}, c_i; \boldsymbol{\beta}) \quad (3.10)$$

mit

$$f(y_t | \mathbf{x}_{it}, c_i, \boldsymbol{\beta}) = \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i)^{y_{it}} [1 - \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i)]^{1-y_{it}}$$

Im linearen Fixed-Effects-Modell konnten die unbeobachteten Effekte c_i durch Subtraktion des zeitlichen Mittelwertes eliminiert werden. Dies ist in diesem Falle nicht möglich. Soll die Beziehung zwischen den unbeobachteten Effekten und den erklärenden Variablen nicht eingeschränkt werden, so ist die Annahme einer Verteilung von c_i bei gegebenem \mathbf{x}_i notwendig. Dadurch verkompliziert sich die Maximum Likelihood Schätzung jedoch enorm und durch die zusätzlich zu schätzenden Parameter wird der Schätzer für $\boldsymbol{\beta}$ inkonsistent bei festem T und wachsender Stichprobengröße N^2 . In diesem Fall kann demnach kein Fixed-Effects-Probit-Modell geschätzt werden.

Um in solch einem Panelmodell unbeobachtete Effekte trotzdem berücksichtigen zu können, bietet sich das Random Effects Probitmodell an. Im Gegensatz zum Fixed Effects Modell muss hier jedoch die sehr starke Annahme getroffen werden, dass die individuellen Effekte c_i bei gegebenem \mathbf{x}_i einer Normalverteilung mit dem Erwartungswert Null und einer Varianz σ_c^2 folgen. Zur Schätzung dieses Modells wird ein bedingtes Maximum Likelihood Verfahren verwendet. Da c_i einer Normalverteilung unterliegt, lassen sich die individuellen Effekte aus der bedingten Dichtefunktion herausintegrieren:

$$f(y_1, \dots, y_T | \mathbf{x}_i; \boldsymbol{\vartheta}) = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\prod_{t=1}^T f(y_t | \mathbf{x}_{it}, c_i; \boldsymbol{\beta}) \right] (1/\sigma_c) \phi(c_i/\sigma_c) dc_i \quad (3.11)$$

mit

$$f(y_t | \mathbf{x}_{it}, c_i, \boldsymbol{\beta}) = \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i)^{y_{it}} [1 - \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i)]^{1-y_{it}}$$

und $\boldsymbol{\vartheta}$ enthält $\boldsymbol{\beta}$ und σ_c^2 . Butler u. Moffitt (1982) beschreiben ein Verfahren, mit dem das Integral in Gleichung (3.11) approximiert und somit konsistente Schätzer für $\boldsymbol{\beta}$ und σ_c^2 ermittelt werden können.

Mit diesem Random-Effects-Probitmodell können also auch individuelle Betriebs-effekte berücksichtigt werden, jedoch muss dazu angenommen werden, dass diese Effekte nicht mit den anderen erklärenden Variablen korreliert sind.

3.2.3 Probitmodell mit korrelierten unbeobachteten Effekten: Chamberlains RE Probit

Um diese Annahme zu lockern wird ein von Chamberlain (1980) vorgeschlagenes Modell (im folgenden als C-RE Probit bezeichnet) verwendet. Dazu wird angenommen, dass der Erwartungswert von c_i nicht mehr Null, sondern linear abhängig von

²Da bei wachsendem Stichprobenumfang auch die Zahl der zu schätzenden Parameter in gleichem Maße wächst, kommt es hier zum so genannten „incidental parameters problem“. Vergleich dazu Cameron u. Trivedi (2005, S.781 f.).

\mathbf{x}_i ist. Hier wird eine Vereinfachte Version dieser Annahme nach Mundlak (1978) verwendet, die wesentlich weniger zu schätzende Parameter benötigt:

$$c_i|\mathbf{x}_i \sim N(\psi + \bar{\mathbf{x}}_i\xi, \sigma_a^2) \quad (3.12)$$

dass heißt, der Erwartungswert des unbeobachteten Effekts c_i ist abhängig vom zeitlichen Mittelwert der erklärenden Variablen in \mathbf{x}_{it} . σ_a^2 ist die Varianz von a_i in $c_i = \psi + \bar{\mathbf{x}}_i\xi + a_i$, also die bedingte Varianz von c_i , welche nicht von \mathbf{x}_i abhängt. Diese Annahme ist weniger restriktiv als die Annahme eines Erwartungswertes von Null, da in diesem Fall durchaus ein Zusammenhang, wenn auch nur in linearer Form, zwischen den unbeobachteten Effekten und den erklärenden Variablen bestehen kann. Diese Annahme ist nur eine Möglichkeit und kann fast beliebig abgeändert werden.

Die Schätzung des Modells unter diesen Annahmen ist recht einfach. Formulieren wir unser Entscheidungsmodell als Modell mit einer latenten Variable y_{it}^* , so erhalten wir:

$$y_{it}^* = \mathbf{x}_{it}\beta + c_i + e_{it} \quad (3.13)$$

mit der beobachteten Entscheidung

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } y_{it}^* > 0, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (3.14)$$

Einsetzen der Annahme 3.12 in die Gleichung 3.13 ergibt

$$y_{it}^* = \psi + \mathbf{x}_{it}\beta + \bar{\mathbf{x}}_i\xi + a_i + e_{it}$$

Da die Störgrößen e_{it} unter den getroffenen Annahmen bei gegebenen (\mathbf{x}_i, a_i) unabhängig und standardnormalverteilt und die a_i bedingt auf \mathbf{x}_i normalverteilt mit Erwartungswert Null und Varianz σ_a^2 sind, werden somit die Annahmen eines normalen Random-Effects-Probitmodells erfüllt. Die Hinzunahme der Zeitdurchschnitte $\bar{\mathbf{x}}_i$ als erklärende Variablen kontrolliert zumindest für einen Teil des möglichen Zusammenhanges der unbeobachteten Effekte und der Regressoren. Ein Test des normalen Probitmodells kann sehr leicht über die Hypothese $H_0 : \xi = \mathbf{0}$ durchgeführt werden.

3.2.4 Dynamisches Probitmodell mit korrelierten unbeobachteten Effekten: Wooldridges RE Probit

In einem dynamischen Panelmodell kommt der Anfangsbeobachtung eine besondere Bedeutung zu. Nehmen wir an, die erste Beobachtung stammt aus Periode $t = 0$, y_{i0} ist also die erste Beobachtung. Ein dynamisches Panelmodell mit unbeobachteten Effekten nach Wooldridge (2005) für die Perioden $t = 1, \dots, T$ ist dann

$$P(y_{it}|y_{i,t-1}, \dots, y_{i0}, \mathbf{x}_i, c_i) = \Phi(\alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\beta + c_i)$$

Damit wird angenommen, dass die Regressoren in \mathbf{x}_{it} strikt exogen sind, da auf der rechten Seite nur noch die Werte der gegenwärtigen Periode auftreten. Weiterhin wird angenommen, dass die Entscheidung in t auch von der Entscheidung in der Vorperiode $t - 1$ und von unbeobachteten Effekten c_i abhängt.

Zur Schätzung der Parameter wird wiederum die bedingte Dichtefunktion der Stichprobe benötigt. Zunächst kann diese geschrieben werden als:

$$\begin{aligned} f(y_1, \dots, y_T | y_0, \mathbf{x}, c, \boldsymbol{\beta}) &= \prod_{t=1}^T f(y_t | y_{t-1}, \dots, y_1, y_0, \mathbf{x}_t, c, \boldsymbol{\beta}) \\ &= \prod_{t=1}^T \Phi(\alpha y_{t-1} + \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + c)^{y_t} [1 - \Phi(\alpha y_{t-1} + \mathbf{x}_t \boldsymbol{\beta} + c)]^{1-y_t} \end{aligned}$$

Sollen nun wie im Random Effects Probitmodell die unbeobachteten Effekte c_i aus der Dichte herausintegriert werden, ergibt sich die Frage, wie die Anfangszustände behandelt werden sollen. Die Annahme nichtzufälliger Startzustände würde die Schätzung sehr vereinfachen, jedoch würde dadurch auch die Unabhängigkeit von c_i und y_{i0} implizieren, was in unserem Fall kaum glaubhaft ist. Warum sollten die unbeobachteten Firmeneigenschaften einen Einfluss auf das Exportverhalten in jeder, nur nicht in der Startperiode haben?

Heckman (1981) versucht dieses Problem dadurch zu lösen, dass verschiedene bedingte Verteilungen, $y_{i0} | \mathbf{x}_i, c_i$ und $c_i | \mathbf{x}$, approximiert werden, was dazu führt, dass c_i aus der Dichtefunktion von $(y_{i0}, y_{i1}, \dots, y_{iT})$ bei gegebenem \mathbf{x}_i herausintegriert werden kann. Wooldridge (im folgenden als W-RE Probit bezeichnet) geht einen etwas anderen Weg und sucht die bedingte Dichte von $(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{iT})$ bei gegebenem (y_{i0}, \mathbf{x}_i) . Dadurch bleibt die Verteilung des Anfangszustandes bedingt auf (\mathbf{x}_i, c_i) völlig beliebig, wohingegen die spezifische Annahme über diese Verteilung in Heckmans Modell häufig zu Problemen führt.

Wie im Probitmodell nach Chamberlain muss auch in diesem Fall eine Annahme über die bedingte Verteilung der unbeobachteten Effekte c_i gemacht werden, die nun jedoch nicht nur auf die Regressoren in \mathbf{x}_i sondern auch auf den Anfangszustand y_{i0} bedingt wird. Und wiederum wird angenommen, dass c_i normalverteilt ist mit einem linearen Erwartungswert in $(y_{i0}, \bar{\mathbf{x}}_i)$:

$$c_i | (y_{i0}, \mathbf{x}_i) \sim N(\psi + \xi_0 y_{i0} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}, \sigma_a^2) \quad (3.15)$$

Das Modell 3.13 für die latente Variable ergibt sich in diesem Fall als

$$y_{it}^* = \psi + \alpha y_{i,t-1} + \xi_0 y_{i0} + \mathbf{x}_{it} \boldsymbol{\beta} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi} + a_i + e_{it}$$

wobei a_i wiederum die Anteile in den unbeobachteten Effekten c_i sind, die nicht mit den erklärenden Variablen und den Anfangszuständen korreliert sind und damit lediglich zu seriell korrelierten Störtermen führen. Dieses Modell entspricht damit

wiederum dem Random Effects Probitmodell 3.11, lediglich der Vektor der erklärenden Variablen wird erweitert um den Anfangszustand y_{i0} und die zeitlichen Durchschnitte der erklärenden Variablen $\bar{\mathbf{x}}_i$.

Die Log-Likelihoodfunktionen der drei Random Effects Probitmodelle wurden unter der Annahme hergeleitet, dass es sich um ein balanciertes Panel³ handelt, dass also alle Betriebe in allen Perioden melden. Dies ist in den vorliegenden Daten natürlich nicht der Fall. Es kommt sowohl zu Panelaustritten durch Umzug oder Betriebschließung als auch zu Eintritten bei Neugründungen und Zuzügen. Wooldridge (2005) zeigt jedoch, dass unter nicht sehr restriktiven Annahmen die Anwendung auf eine Teilstichprobe, die alle für alle Zeitpunkte meldenden Betriebe umfasst, zu konsistenten Ergebnissen führt. Kaiser u. Kongsted (2004) verwenden in ihrer Arbeit ein sogenanntes „net sample“ zur Schätzung dieses Modells, dass jedoch kein balanciertes Panel darstellt. Rein numerisch ist die Schätzung damit möglich, wenn die erste Beobachtung allgemein als y_{i0} definiert wird, da sonst nur noch die zeitgleichen Werte der erklärenden Variablen \mathbf{x}_{it} in der Likelihoodfunktion erscheinen. Um zu überprüfen, ob ein derartiges Vorgehen noch verlässliche Ergebnisse liefert, wird das RE Modell nach Wooldridge sowohl auf den gesamten Datensatz als auch auf eine Teilstichprobe, die ein balanciertes Panel bildet, angewendet.

Bernard und Jensen (1995, 1999) haben gezeigt, dass die Veränderung des Exportstatus auch Änderungen anderer Betriebscharakteristika nach sich zieht und so Simultaneitätsprobleme entstehen könnten. Daher werden in allen Modellen die erklärenden Variablen um eine Periode verzögert, statt x_{it} wird also $x_{i,t-1}$ verwendet.

³Dafür sind die Annahmen über die Verteilung der unbeobachteten Effekte, $c_i|\mathbf{x}_i$, verantwortlich, die sich auf die Werte der Regressoren in allen Perioden bezieht. Die verwendeten zeitlichen Durchschnitte können zwar auch im unbalancierten Panel ermittelt werden, so dass die Berechnungen durchgeführt werden können für die verfügbaren Zeitperioden. Ohne weitere Annahmen über das Verhalten von \mathbf{x}_i , wie z.B. Stationarität, kann diese Annahme aber nicht auf ein unbalanciertes Panel verallgemeinert werden.

4 Datenbasis

Für die Schätzung der im vorherigen Kapitel beschriebenen Ansätze werden Daten aus den „Monatsberichten einschließlich Auftragserhebung für Betriebe im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden“ verwendet, die mir vom Forschungsdatenzentrum der Statistischen Landesämter zur Verfügung gestellt wurden. Der Datensatz umfasst Betriebe aus Brandenburg und Berlin für den Zeitraum von 1995 bis 2005.

Erhebungseinheiten dieser Statistik sind Betriebe, die gemäß den jeweils gültigen Klassifikationen dem Verarbeitenden Gewerbe, dem Bergbau und der Gewinnung von Steinen und Erden zuzurechnen sind. Bis 2002 wurde hierfür die WZ93-Klassifikation verwendet, ab 2003 die WZ2003-Klassifikation. Dabei werden Betriebe mit verschiedenen Tätigkeitsbereichen nach ihrer Haupttätigkeit zugeordnet.

Es handelt sich um eine Totalerhebung mit Abschneidegrenze, d.h. es werden alle im Inland gelegenen Betriebe erfasst, die entweder selbst eine bestimmte Mitarbeiterzahl aufweisen bzw. solche, die zu einem entsprechend großen Unternehmen gehören. Für den mir vorliegenden Zeitraum lag diese Abschneidegrenze bei 20 Mitarbeitern.

Unter einem Betrieb versteht man eine örtlich abgegrenzte Produktionseinheit einschließlich in unmittelbarer Umgebung liegender und von ersterer abhängiger Einheiten. Die Betriebe sind auskunftspflichtig, so dass es nur sehr geringe Probleme mit Antwortausfällen gibt. Die Erhebung erfolgt über Fragebögen, schriftlich oder über das Internet (IDEV-Verfahren), oder über eine automatisierte Schnittstelle (eSTATISTIK.core), die die Daten direkt aus dem betrieblichen Rechnungswesen entnehmen kann. Die Statistischen Landesämter sind für die Erhebung und die anschließende Plausibilitätskontrolle zuständig.

Zu den Erhebungsinhalten gehören unter anderem die Zahl der tätigen Personen zum Monatsende, Umsätze und Auftragseingänge im Berichtsmonat, die nach fachlichen Betriebsteilen erhoben werden. Gesamtumsatz und Auftragseingang werden weiter nach Inland und Ausland unterteilt, wobei beim Auslandsumsatz bzw. bei den Aufträgen aus dem Ausland noch einmal nach Eurozone und Nicht-Eurozone unterschieden wird. Die insgesamt gezahlten Entgelte (Bruttolohn- und -gehaltssumme) sowie die geleisteten Arbeitsstunden (bis 2002 Arbeiterstunden) werden für den gesamten Betrieb erfasst.

Nach §16 Bundesstatistikgesetz sind die erhobenen Einzelangaben grundsätzlich geheim zu halten und dürfen nur in ausdrücklich gesetzlich geregelten Ausnahmefällen an Dritte weitergegeben werden. Absatz 6 desselben Paragraphen gestattet jedoch die Herausgabe von Einzelangaben an Hochschulen oder sonstige Einrichtungen zur

unabhängigen wissenschaftlichen Forschung, sofern diese so anonymisiert sind, dass eine Zuordnung von Befragten nur mit einem unverhältnismäßig großen Aufwand an Zeit, Kosten und Arbeitskraft möglich ist.

Der Betriebsstandort, der im Originalmaterial auf Gemeindeebene vorliegt, wurde auf vier Regionen von Berlin und Brandenburg vergrößert. Dazu gehören in Brandenburg der Engere Verflechtungsraum (EVR), welcher das Umland von Berlin umfasst, und der Äußere Entwicklungsraum (ÄER) und für Berlin die Gebiete Ost- und Westberlin. Für die direkte Arbeit mit den Daten an einem Gastwissenschaftlerarbeitsplatz werden auch die Wirtschaftszweigklassen zu Hauptgruppen zusammengefasst. Zudem gibt es in dem mir vorliegenden Datenmaterial bei den Umsätzen im Ausland keine Unterteilung nach Euro- und Nicht-Eurozone.

Tiefere Gliederungen für den Standort und vor allem für die Wirtschaftszweige sind grundsätzlich nur über die kontrollierte Datenfernverarbeitung verfügbar, so dass die Ergebnisse auf ihr Deanonymisierungspotential überprüft werden können, bevor sie an den Wissenschaftler herausgegeben werden. Daher wurden alle Analysen in dieser Arbeit über diesen Weg durchgeführt.

Neben den Angaben der Monatsmelder lagen auch die Informationen der Jahreserhebung für Kleinbetriebe vor, die für die Analysen jedoch nicht verwendet werden konnten, da der Fragenkatalog dieser Erhebung wesentlich eingeschränkter ist und wichtige Informationen fehlen.

Da die Analysen auf Jahresbasis durchgeführt werden sollten, mussten die monatlichen Angaben auf das jeweilige Jahr hochgerechnet werden. Dies geschah teilweise durch Kumulation (z.B. bei Umsätzen), teilweise durch Mittelwertbildung (z.B. Anzahl der Mitarbeiter). Bei nichtmetrischen Merkmalen, wie dem Standort oder dem Wirtschaftszweig, wurde das Schwerpunktprinzip angewendet, d.h. jedem Betrieb wurde derjenige Wert zugewiesen, der im größten Teil des Jahres zutraf. Als Exporteur im Jahr t gilt ein Betrieb, sobald er in dem betreffenden Jahr einen positiven Auslandsumsatz gemeldet hat.

Die Ergebnisse der Schätzungen werden als Stichprobenergebnisse interpretiert, d.h. es wird angenommen, dass es sich um eine Zufallsstichprobe aus einer größeren Grundgesamtheit handelt, auch wenn die Abgrenzung der zugehörigen Grundgesamtheit schwierig ist. Für das Verarbeitende Gewerbe in Berlin und Brandenburg handelt es sich um eine Totalerhebung mit Abschneidegrenze, d.h. würden die Ergebnisse nur für diese Betriebe¹ interpretiert werden, müssten die Ergebnisse als wahre Parameter angesehen werden. Der untersuchte Zusammenhang soll aber nicht nur für diese Gruppe sondern allgemeiner, z.B. für alle Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes in (Ost-)Deutschland, untersucht werden.

¹Also nur Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes einschließlich Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden in Berlin und Brandenburg mit mehr als 20 Mitarbeitern bzw. solche Betriebe, die zu einem Unternehmen gehören, das insgesamt mehr als 20 Mitarbeiter hat. Diese Abgrenzung wird weiter erschwert, da es sich hier jedoch um eine Erhebung über mehrere Jahre mit Zu- und Abgängen handelt.

Dem könnte entgegengehalten werden, dass es sich hier keinesfalls um eine rein zufällige Auswahl handelt. Wooldridge (2002) nennt Möglichkeiten der nichtzufälligen Stichprobenauswahl, die zu konsistenten Ergebnissen führen. Angenommen, man möchte ein einfaches lineares Regressionsmodell² mit der abhängigen Variable y und den exogenen Variablen \mathbf{x} schätzen. Die grundlegende Bedingung für die Validität der Ergebnisse ist

$$E(u|\mathbf{x}, s) = 0$$

mit der Störgröße u und dem Selektionsindikator s , der den Wert 1 annimmt, wenn das zugehörige Element der Grundgesamtheit zur Schätzung benutzt wird und sonst den Wert 0, wenn, aus welchem Grund auch immer, mindestens eines der Elemente in (\mathbf{x}, y) nicht beobachtet wird. In diesem Fall gibt es zwei Möglichkeiten, unter denen diese Bedingung erfüllt ist:

1. s ist eine deterministische Funktion von \mathbf{x} , denn dann gilt $E(u|\mathbf{x}, s) = E(u|\mathbf{x})$, was die grundlegende Annahme des Regressionsmodells ist.
2. Ist die Selektion unabhängig von (\mathbf{x}, y) , so gilt ebenfalls $E(u|\mathbf{x}, s) = E(u|\mathbf{x})$.

Die Selektion nach der Betriebsgröße und der Zugehörigkeit zu einem Mehrbetriebsunternehmen unterliegt dem ersten Fall, denn in den Regressionen treten die Betriebsgröße und ein Indikator für Mehrbetriebsunternehmen als erklärende Variablen auf.

Die regionale Auswahl stellt hier eine Selektion zweiter Art dar, da die Auswahl anhand des exogenen Merkmals „Bundesland“ unabhängig von den betrachteten Merkmalen der Betriebe erfolgt. Diese Bedingung besagt nicht, dass sich die Betriebe in Brandenburg und Berlin nicht von denen in anderen Bundesländern unterscheiden dürfen. Vielmehr wird angenommen, dass der Prozess, wie die erklärenden Variablen die abhängige beeinflussen, überall gleich ist.

Eine weitere Rechtfertigung für dieses Vorgehen liefern Hoover u. Siegler (2005) in ihrer Diskussion von Argumenten von McCloskey, die in einer ganzen Reihe von Veröffentlichungen die Verwendung von Signifikanztest, wie sie in der ökonomischen Forschung verwendet werden, in Frage stellte. Eines dieser Argumente war, dass in vielen Fällen Signifikanztests nicht an Stichproben, sondern an Grundgesamtheiten vorgenommen werden, was in diesem Falle vor allem auf die Analyse von Zeitreihen abzielte:

The other five papers use time-series. One can only ask quietly and pass on: from what universe is a time-series a random sample, and if there is such a universe, is it one we wish to know about? (McCloskey, 1985, S. 204)

²Ähnliche Bedingungen lassen sich auch für andere Verfahren, wie beispielsweise für die Maximum Likelihood Schätzung formulieren.

Hoover und Siegler argumentieren dagegen, dass man Fragen im allgemeinen für größere Gesamtheiten beantworten möchte. Wenn man beim Zeitreihenproblem bleibt, so möchte man i.A. nicht nur etwas über die gegebene Zeit wissen. Bleibt der Daten generierende Prozess erhalten, so können Vorhersagen für die folgenden Jahre getroffen werden. Aber auch bei Querschnitten kann auf ähnliche Art argumentiert werden. Im Beispiel der Autoren soll untersucht werden, ob die geschlechtsspezifischen Unterschiede in der Bezahlung der Angestellten einer Universität durch personenbezogene Eigenschaften erklärt werden können oder ob sie auf Geschlechterdiskriminierung zurückzuführen sind. Die Grundgesamtheit ist in diesem Fall eine hypothetische, die aktuelle Kohorte dient als Stichprobe, aus der Schlüsse auf eine andere Kohorte gezogen werden können, die sich nur in ihrer Geschlechtszusammensetzung von der aktuellen unterscheidet:

But the scientific question is not generally, „what happened?“ but „what lies behind whatever happened?“ The policy question is generally, „what will happen if. . .?“ Answers to either sort of question contemplate mechanisms that are capable of realizing outcomes other than, and additional to, those already observed. The observed are, then, part of a sample, and the measures of the precision of estimates of key features of the underlying mechanism - expressed, for example, in standard errors, confidence intervals, and significance tests - are of great utility. (Hoover u. Siegler, 2005, S. 22)

Für Rutsch (1987) ist die erste Frage, die man stellen sollte, ob ein Wahrscheinlichkeitstheoretisch gefasstes Modell auf die Entstehungsweise der Daten passt, ob ihre Entstehung also zumindest teilweise als Zufallsprozess aufgefasst werden kann. Demnach ist es

... ein kühner Schritt von der Empirie - der bloßen Aufzeichnung realer Geschehnisse - zwecks Erklärung des Geschehenen zu einem mathematischen Gebilde überzugehen, wie es das Wahrscheinlichkeitsmodell nun einmal ist. Dieser Schritt setzt die Überzeugung voraus, dass man das Geschehene auffassen kann als Ergebnis eines Vorganges, der im gleichen (oder modifizierten) Milieu allgemeiner Entstehungsbedingungen mit denselben (oder entsprechend modifizierten) Wahrscheinlichkeiten ein zweites, drittes usw. Mal ablaufen könnte. (Rutsch, 1987, S. 139)

Soll also ein statistischer Induktionsschluss vom Aufgezeichneten zum allgemeinen Sachverhalt, in diesem Fall dem ökonomischen Zusammenhang, der dem Geschehen zugrunde liegt, erfolgen, so muss das Beobachtete als Ergebnis eines zumindest im Prinzip wiederholbaren Zufallsgeschehens oder als Zufallsstichprobe aus einer Population gleichartiger Fälle aufgefasst werden können.

Eine Zeitreihe kann beispielsweise durchaus als Stichprobe einer Grundgesamtheit angesehen werden, die, würde der Prozess ein zweites mal ablaufen, andere Werte aufweisen würde. Es gibt nur einen beobachteten Pfad, aber es gibt viele mögliche. Standardfehler, Konfidenzintervalle und Signifikanztests können uns dabei helfen zu

erkennen, wie aussagekräftig der beobachtete Pfad ist oder wie weit davon sich Pfade entfernen können, die zwar nicht realisiert wurden, es aber ohne Änderung des Daten generierenden Prozesses, der ja ein Zufallsprozess ist, durchaus könnten. Weiterhin argumentieren die Autoren, dass eine Zeitreihe, hier die Preisniveaus in den USA und im Vereinigten Königreich zwischen 1880 und 1940, auch als Stichprobe nicht nur einer Population angesehen werden kann, die sich in die Vergangenheit und die Zukunft, sondern auch einer, die sich über andere Länder hinweg erstreckt.

Die Verwendung von Standardfehlern und Signifikanztests kann also auch im vorliegenden Fall gerechtfertigt werden. Auch wenn noch Vorbehalte gegenüber einer Verallgemeinerung bestehen sollten, geben Vergleiche der Ergebnisse mit anderen Studien dem Vorgehen recht. Einen viel gravierenderen Einfluss auf die Güte der geschätzten Effekte als die Stichprobe sollte die korrekte Spezifikation der Modelle besitzen. Dies wird beispielsweise bei der Untersuchung der Persistenz des Exportverhaltens deutlich in den großen Unterschieden zwischen den Ergebnissen der verschiedenen Verfahren, wohingegen sich die geschätzten Effekte der gleichen Verfahren bei Verwendung verschiedener Datengrundlagen nur wenig unterscheiden.

5 Ergebnisse

5.1 Lineare Modelle

Um zu entscheiden, ob das Exportverhalten tatsächlich zustandsabhängig ist, werden die vorgestellten Verfahren auf zwei Datensätze für das Verarbeitende Gewerbe einschließlich Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden in Brandenburg und Berlin angewendet. Dabei handelt es sich um den gesamten Datensatz, der in diesem Sinne eine Totalerhebung mit Abschneidegrenze darstellt, und einen Teildatensatz, der alle Betriebe umfasst, die über den gesamten Zeitraum 1995 bis 2005 meldeten. Der zweite Datensatz ist wiederum auch keine Zufallsstichprobe im eigentlichen Sinne, so dass bei der Interpretation der Ergebnisse eine Signifikanzaussage nur unter Einschränkungen möglich ist.

Das Signifikanzniveau besagt etwas über die Sicherheit einer Schlussfolgerung aus einer Zufallsstichprobe auf die zugrunde liegende Gesamtheit. Da der gesamte Datensatz eine Vollerhebung darstellt, erfolgt hier kein eigentlicher Schluss aus einer Stichprobe auf die Grundgesamtheit und die gefundenen Koeffizienten der Regressoren sind keine Schätzer, sondern die „wahren“ Werte. Eine Verallgemeinerung auf „alle Betriebe“ ist schwierig, da nicht klar ist, was „alle“ in diesem Fall bedeutet. Alle Betriebe in Berlin und Brandenburg oder alle Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe in Deutschland, einschließlich der nicht erfassten Kleinbetriebe?

Auch die zweite Stichprobe, denn hier handelt es sich wirklich um eine solche, ist keine zufällige Stichprobe. Die angegebenen Signifikanzniveaus sind nur dann gültig, wenn die Auswahl der Stichprobenelemente nicht mit den erklärenden Variablen korreliert ist. Daher ist auch hier Vorsicht bei der Interpretation der Ergebnisse geboten.

Weiterhin muss bei den verschiedenen Verfahren beachtet werden, ob die jeweiligen Voraussetzungen erfüllt sind. Wie bereits gesagt wurde, ist beispielsweise zu erwarten, dass aufgrund von Verletzungen solcher Voraussetzungen die Ergebnisse des einfachen Pooled OLS den wahren Effekt überschätzen und die des Fixed Effects Modells ihn unterschätzen. Diese Ergebnisse sind dennoch von Interesse, da sie zur Kontrolle der Ergebnisse z.B. des GMM-Verfahren herangezogen werden können.

Tabelle 5.1: Ergebnisse der linearen Modelle im gesamten Datensatz

	Pooled OLS	Fixed Effects	GMM
Export in t-1	0,826*** (0,007)	0,332*** (0,021)	0,488*** (0,051)
Export letztmalig in t-2	0,181*** (0,024)	0,009 (0,026)	0,110*** (0,040)
Beschäftigte	0,013*** (0,002)	0,032*** (0,009)	-0,005 (0,014)
Lohn, Ost	0,004 (0,009)	0,012 (0,021)	-0,016 (0,025)
Lohn, West	0,014 (0,011)	0,029 (0,027)	-0,062* (0,032)
Anteil Arbeiter	-0,041*** (0,009)	-0,041 (0,027)	-0,006 (0,036)
Produktwechsel	0,004 (0,014)	0,002 (0,015)	-0,018 (0,012)
Anteil Exporteure in WZ2	-0,020** (0,011)	0,009 (0,012)	0,014 (0,009)
Anteil Export am WZ2-Umsatz	-0,047*** (0,017)	0,069*** (0,018)	0,056*** (0,020)
Arbeitsproduktivität	0,020*** (0,003)	0,018** (0,007)	-0,007 (0,010)
Mehrbetriebsunternehmen	-0,012*** (0,004)	-0,007 (0,009)	0,008 (0,010)
Jahresdummies	ja	ja	ja
Regionaldummies	ja	ja	ja
WZ4-Dummies	ja	nein	nein
Beobachtungen	15272	15272	11230
Betriebe	2685	2685	2243

***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau. Autokorrelation zweiter Ordnung konnte im GMM auf dem 5%-Niveau abgelehnt werden. Alle Standardfehler sind Heteroskedastie-konsistent.

Lineare Modelle

Die Ergebnisse (siehe Tabelle 5.1) im gesamten Datensatz belegen deutlich die Existenz von Persistenz im Exportverhalten, die Koeffizienten des Exportverhaltens im Vorjahr sind in allen drei Modellen deutlich größer als Null. Das Ergebnis der GMM-Schätzung liegt zwischen den Schätzern von Fixed Effects und Pooled OLS, so wie es zu erwarten war. Auch der Koeffizient für den Indikator für den letztmaligen Export in $t - 2$, der im GMM-Modell ebenfalls instrumentiert wurde, da auch er $y_{i,t-1}$ enthält und so mit der ersten Differenz der Störterme korreliert sein sollte, ist in Pooled OLS und GMM signifikant auf jedem sinnvollen Niveau und positiv. Die Markteintrittskosten scheinen also nicht sofort versunken zu sein, sondern werden über einen längeren Zeitraum hinweg „abgeschrieben“.

Die Ergebnisse sind etwas größer als die von Bernard u. Jensen (2004) ermittelten Werte. Da sie jedoch mit einem balancierten Panel arbeiten, ist ihre Datengrundlage nicht repräsentativ für die Gesamtheit, die enthaltenen Betriebe sind im Schnitt deutlich größer und exportierende Betriebe sind deutlich überrepräsentiert. Um zu überprüfen, ob eine derartige Art der Stichprobenerstellung zu verzerrten Schätzern führt, werden auch die hier vorgestellten Methoden auf eine balancierte Teilstichprobe angewendet.

Die Ergebnisse von Fixed Effects und GMM sind etwas größer durch die Beschränkung auf Betriebe, die über den gesamten Zeitraum meldeten, der Pooled OLS Schätzer ist ein wenig kleiner geworden, doch grundlegende Veränderung sind kaum zu beobachten. Die Befürchtung, dass durch die Beschränkung auf durchgehend meldende Betriebe eine starke Verzerrung der Ergebnisse erfolgt, scheint nicht begründet zu sein.

5.2 Nichtlineare Modelle

Die nichtlinearen Wahrscheinlichkeitsmodelle bestätigen die Ergebnisse der linearen Modelle. In allen Modellen hat die Exporttätigkeit in der Vorperiode einen signifikanten positiven Einfluss auf die Exportwahrscheinlichkeit. Die ersten drei (statischen) Modelle ergeben sehr ähnliche Ergebnisse, die jedoch durch die Vernachlässigung der Anfangszustände aufwärts¹ verzerrt sind. Die Berücksichtigung dieser *initial conditions* im Probitmodell nach Wooldridge führt zu einer deutlichen Verringerung des geschätzten Einflusses. Dies wird auch deutlich in der Signifikanz des Anfangszustandes.

¹Der Exportstatus in $t - 1$ ist positiv mit dem Anfangszustand in $t = 0$ korreliert, wenn das Verhalten eine Zustandsabhängigkeit aufweist. Damit ist die Überschätzung in den drei Modellen zu erklären, da durch Vernachlässigung der Anfangszustände eine positive Korrelation zwischen verzögerter abhängiger Variable und Fehlertermen entsteht.

Tabelle 5.2: Ergebnisse der linearen Modelle im balancierten Teildatensatz

	Pooled OLS	Fixed Effects	GMM
Export in t-1	0,807*** (0,011)	0,443*** (0,028)	0,515*** (0,053)
Export letztmalig in t-2	0,164*** (0,037)	0,035 (0,037)	0,114** (0,045)
Beschäftigte	0,014*** (0,004)	0,036*** (0,013)	-0,053** (0,027)
Lohn, Ost	0,020 (0,020)	0,054 (0,037)	0,000 (0,028)
Lohn, West	0,019 (0,018)	0,037 (0,034)	-0,055 (0,040)
Anteil Arbeiter	-0,088*** (0,018)	-0,077* (0,045)	-0,005 (0,058)
Produktwechsel	0,013 (0,021)	0,008 (0,021)	-0,008 (0,017)
Anteil Exporteure in WZ2	-0,026 (0,018)	0,019 (0,017)	0,005 (0,011)
Anteil Export am WZ2-Umsatz	-0,055*** (0,021)	0,047** (0,020)	0,026 (0,024)
Arbeitsproduktivität	0,018*** (0,005)	0,004 (0,012)	-0,036*** (0,013)
Mehrbetriebsunternehmen	-0,024*** (0,007)	-0,009 (0,012)	0,006 (0,017)
Jahresdummies	ja	ja	ja
Regionaldummies	ja	ja	ja
WZ4-Dummies	ja	nein	nein
Beobachtungen	6300	6300	5040
Betriebe	630	630	630

***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau. Autokorrelation zweiter Ordnung konnte im GMM auf dem 5%-Niveau abgelehnt werden. Alle Standardfehler sind Heteroskedastie-konsistent.

Tabelle 5.3: Ergebnisse der nichtlinearen Modelle im gesamten Datensatz

	Pooled Probit	RE Probit	C-RE Probit	W-RE Probit
Export in t-1	3,064*** (0,038)	3,058*** (0,039)	3,036*** (0,039)	2,364*** (0,066)
Export letztmalig in t-2	0,917*** (0,078)	0,933*** (0,079)	0,923*** (0,079)	0,538*** (0,096)
Beschäftigte	0,115*** (0,018)	0,124*** (0,019)	-0,020 (0,090)	0,100 (0,112)
Lohn, Ost	0,118 (0,084)	0,121 (0,087)	-0,386* (0,206)	-0,346 (0,246)
Lohn, West	0,317*** (0,115)	0,328*** (0,119)	-0,200 (0,220)	-0,237 (0,271)
Anteil Arbeiter	-0,128 (0,086)	-0,144 (0,090)	-0,062 (0,378)	-0,395 (0,460)
Produktwechsel	0,068 (0,137)	0,071 (0,139)	0,116 (0,146)	0,005 (0,172)
Anteil Exporteure in WZ2	0,047 (0,095)	0,055 (0,098)	0,012 (0,162)	-0,004 (0,209)
Anteil Export am WZ2-Umsatz	0,798*** (0,074)	0,838*** (0,077)	0,268* (0,149)	0,382** (0,180)
Arbeitsproduktivität	0,128*** (0,026)	0,135*** (0,027)	0,003 (0,060)	0,092 (0,071)
Mehrbetriebs- unternehmen	-0,172*** (0,041)	-0,180*** (0,042)	-0,004 (0,104)	-0,030 (0,126)
Export in $t = 0$	-	-	-	1,275*** (0,097)
Jahresdummies	ja	ja	ja	ja
Regionaldummies	ja	ja	ja	ja
WZ4-Dummies	nein	nein	nein	nein
Beobachtungen	15272	15272	15272	13874
Betriebe	2685	2685	2685	2565

***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau.

Auch hier scheinen die Markteintrittskosten nicht sofort zu versinken, denn der entsprechende Indikator für letztmalige Exporttätigkeit zwei Jahre zuvor hat ebenfalls in allen Modellen einen signifikanten positiven Koeffizienten. Als einzige weitere Größe, die in allen Modellen zumindest schwach signifikant ist, ist der Exportanteil am Gesamtumsatz einer Branche. Die Exportneigung einer Branche scheint demnach den Zugang zu fremden Märkten zu vereinfachen.

Im Pooled Probit und im Random Effects Probit gibt es noch einige signifikante Einflussgrößen, die in den beiden anderen Modellen jedoch keine Signifikanz aufweisen. Der Grund dafür könnte sein, dass sie mit den unbeobachteten Effekten korreliert sind und ihr Einfluss daher bei Vernachlässigung dieser Effekte überschätzt wird.

Die Beschränkung des Datensatzes auf durchgehend meldende Betriebe führt im Falle der nichtlinearen Modelle zu einigen Veränderungen in den Schätzergebnissen. Beispielsweise sind die Koeffizienten für den Exportanteil in der Branche in diesem Fall für die beiden Probitmodelle nach Chamberlain und Wooldridge deutlich kleiner und nicht mehr signifikant. Ob diese Änderung an der unzulässigen Anwendung auf ein unbalanciertes Panel entstehen oder auf die drastische Verringerung der Datengrundlage zurückzuführen ist, kann hier nicht entschieden werden. Möglich wäre allerdings auch, dass die Annahmen, unter denen die Verwendung einer balancierten Teilstichprobe zu konsistenten Ergebnissen führt, nicht erfüllt wird. Für die Effekte des Verhaltens in der Vergangenheit zeigen sich dadurch jedoch keine wesentlichen Änderungen, so dass gehofft werden kann, dass diese Ergebnisse verlässlich sind.

5.3 Wahrscheinlichkeitseffekte

Da die geschätzten Koeffizienten der nichtlinearen Modelle selbst kaum einen Anhaltspunkt über die Wahrscheinlichkeitseffekte geben, sollen diese im folgenden noch einmal genauer dargestellt werden. Der Wahrscheinlichkeitseffekt des Exports in der Vorperiode ist die Differenz zwischen der Wahrscheinlichkeit in der entsprechenden Periode zu exportieren und derjenigen, nicht zu exportieren, während alle anderen erklärenden Variablen konstant gehalten werden.

Im linearen Wahrscheinlichkeitsmodell entsprechen die Koeffizienten den Wahrscheinlichkeitseffekten für eine Veränderung in der erklärenden Variablen um eine Einheit. In nichtlinearen Modellen sind die Effekte abhängig von den Ausprägungen aller erklärenden Variablen, sie unterscheiden sich also von Betrieb zu Betrieb. Um einen Anhaltspunkt für die durchschnittliche Größe des Wahrscheinlichkeitseffektes zu bekommen, wird dieser Effekt für einen Betrieb berechnet, der bei den restlichen erklärenden Variablen den jeweiligen Stichprobendurchschnitt aufweist.

Die GMM-Modelle schätzen, dass eine Wahrscheinlichkeit einer Exporttätigkeit für einen Betrieb, der in der Vorperiode exportierte, um etwa 50 Prozentpunkte über der entsprechenden Wahrscheinlichkeit für einen identischen Betrieb liegt, der in der Vorperiode jedoch nicht exportierte.

Tabelle 5.4: Ergebnisse der nichtlinearen Modelle im balancierten Teildatensatz

	Pooled Probit	RE Probit	C-RE Probit	W-RE Probit
Export in t-1	3,159*** (0,058)	3,182*** (0,058)	3,140*** (0,060)	2,341*** (0,102)
Export letztmalig in t-2	0,875*** (0,124)	0,889*** (0,125)	0,883*** (0,126)	0,515*** (0,153)
Beschäftigte	0,084*** (0,028)	0,090*** (0,028)	0,107 (0,142)	0,334* (0,183)
Lohn, Ost	-0,025 (0,146)	-0,018 (0,147)	-0,306 (0,340)	-0,370 (0,429)
Lohn, West	0,447*** (0,165)	0,468*** (0,166)	0,140 (0,343)	0,134 (0,442)
Anteil Arbeiter	-0,510*** (0,171)	-0,540*** (0,173)	-0,574 (0,642)	-0,912 (0,815)
Produktwechsel	0,183 (0,263)	0,190 (0,263)	0,100 (0,282)	0,132 (0,313)
Anteil Exporteure in WZ2	0,072 (0,155)	0,082 (0,156)	0,247 (0,294)	0,305 (0,386)
Anteil Export am WZ2-Umsatz	0,658*** (0,112)	0,693*** (0,113)	0,099 (0,203)	0,241 (0,245)
Arbeitsproduktivität	0,088** (0,043)	0,089** (0,043)	-0,122 (0,099)	-0,038 (0,124)
Mehrbetriebs- unternehmen	-0,229*** (0,065)	-0,244*** (0,066)	-0,024 (0,146)	-0,078 (0,184)
Export in $t = 0$	-	-	-	1,462*** (0,152)
Jahresdummies	ja	ja	ja	ja
Regionaldummies	ja	ja	ja	ja
WZ4-Dummies	nein	nein	nein	nein
Beobachtungen	6300	6300	6300	5670
Betriebe	630	630	630	630

***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau.

Tabelle 5.5: Wahrscheinlichkeitseffekt des Exportverhaltens in der Vergangenheit - Schätzergebnisse verschiedener Ansätze

	Gesamtdatensatz	balancierter Teildatensatz
Lineare Modelle		
Pooled OLS	0,826***	0,807***
Fixed Effects	0,332***	0,443***
GMM	0,488***	0,515***
Probitmodelle		
ohne Betriebseffekte	0,873***	0,884***
Random Effects	0,872***	0,886***
Chamberlain-RE	0,869***	0,882***
Wooldridge-RE	0,753***	0,746***

***, **, *: Signifikanz auf 1%, 5% und 10% Niveau.

Wahrscheinlichkeitseffekte der Nichtlinearen Modelle für Durchschnitte der anderen Regressoren.

Der geschätzte Effekt im dynamischen Panelmodell ist mit etwa 75 Prozentpunkten noch etwas größer, wobei jedoch zu beachten ist, dass dieser Effekt nur ein Anhaltspunkt für die durchschnittliche Größe ist, die einzelnen Effekte sich jedoch stark unterscheiden können.

Der Vergleich mit anderen Untersuchungen scheint die hier vorliegenden Ergebnisse zu bestätigen. Bernard u. Jensen (2004) erhalten für Industriebetriebe in den USA in den 80er Jahren als GMM-Effekt einen Wert von 0.39, der nur wenig kleiner ist als der hier gefundene Wert. Auch sie schätzen ein Random Effects Probitmodell, welches jedoch auf eine andere Modellierung der Anfangszustände zurückgreift, und erhalten einen geschätzten Wahrscheinlichkeitseffekt bei einem „durchschnittlichen“ Betrieb von 53 Prozentpunkten. Auch dieser ist etwas kleiner als der in dieser Untersuchung gefundene Wert. Das Muster, dass der Effekt im nichtlinearen Modell größer zu sein scheint als der im linearen Modell, bestätigt sich auch bei ihnen.

Kaiser u. Kongsted (2004) schätzen einige nichtlineare Modelle anhand von Daten des Mannheimer Innovationspanels. Für das Random Effects Modell nach Wooldridge, welches auf die Anfangszustände und mögliche lineare Korrelationen zwischen den erklärenden Variablen und den unbeobachteten Effekten kontrolliert, erhalten sie einen geschätzten Koeffizienten von 2.772, der etwas größer ist als die beiden in dieser Analyse gefundenen Werte. Dabei benutzten die Autoren jedoch ausschließlich Daten westdeutscher Betriebe. Es ist durchaus plausibel, dass in den alten Bundesländern die Betriebsstruktur wesentlich gefestigter ist als im Osten Deutschlands und so das vergangene Verhalten einen noch stärkeren Einfluss besitzt. Dieser Unterschied könnte noch größer sein, da der Effekt unterschätzt² wird, wenn die Markteintrittskosten

²Der Indikator für letztmaligen Export in $t-2$, den Kaiser und Kongsted in ihrer Arbeit nicht berücksichtigen.

nicht sofort versinken.

Damit wären wir bei der zweiten interessanten Frage, nämlich ob die Markteintrittskosten sofort versinken wenn ein Betrieb in einem Jahr nicht exportiert. Der Effekt im GMM Modell von c.p. einer um etwa 11 Prozentpunkten höheren Wahrscheinlichkeit für Betriebe, die letztmalig zwei Perioden zuvor exportierten gegenüber Betrieben, die in beiden Perioden nicht exportierten, deckt sich sehr gut mit den Ergebnissen von Bernard u. Jensen (2004). In den nichtlinearen Modellen sind die geschätzten Effekte ebenfalls größer, wie es schon beim Effekt der verzögerten abhängigen Variable der Fall war. Im RE Probitmodell nach Wooldridge erhöht sich die Wahrscheinlichkeit zu exportieren um 21 (für das unbalancierte Panel) bzw. 18 Prozentpunkte (für das balancierte Panel) für Betriebe, die zwei Jahre zuvor noch exportierten. Die Ergebnisse der anderen Modelle sind entsprechend etwas größer, aber weit weniger zuverlässig. Da es sich jedoch um nichtlineare Modelle handelt, können diese Werte auch nur als Anhaltspunkte gesehen werden und sind nicht direkt mit den Effekten in linearen Modellen zu vergleichen.

sichtigen, kann ausgedrückt werden als $y_{i,t-2}(1 - y_{i,t-1})$, woraus dieser negative Zusammenhang mit der verzögerten abhängigen Variable deutlich erkennbar ist. Durch Vernachlässigung entsteht eine negative Korrelation zwischen $y_{i,t-1}$ und dem Fehlerterm und der Effekt wird unterschätzt.

6 Fazit

Hauptanliegen der vorliegenden Untersuchung war es, zu analysieren, ob sich die hohe beobachtete Persistenz des Exportverhaltens auf wahre „state dependence“ zurückzuführen lässt, oder ob dafür lediglich unbeobachtete Firmeneigenschaften, die das Exportverhalten beeinflussen, verantwortlich sind. Die Ergebnisse zeigen deutlich, dass das vergangene Exportverhalten durchaus einen sehr entscheidenden Einfluss auf die Exportentscheidung eines Betriebes haben. Eine plausible Erklärung für diesen Befund liefert die Annahme von Markteintrittskosten bei der Aufnahme von Exportgeschäften.

Eine weitere Erkenntnis ist, dass die Markteintrittskosten nicht sofort „versinken“, wenn ein Betrieb in einem Jahr nicht exportiert. Der Koeffizient für den letztmaligen Export 2 Jahre zuvor ist jedoch in allen Modellen deutlich kleiner als der des Exportkoeffizienten im vergangenen Jahr, so dass diese Markteintrittskosten mit zunehmender Zeitdauer des Nichtexports abgeschrieben werden.

Diese Ergebnisse haben direkte Implikationen für die Wirtschaftspolitik. Ein Förderprogramm, das nichtexportierenden Firmen dabei hilft, den Einstieg auf fremden Märkten zu schaffen, hat damit langfristige Auswirkungen auf das Verhalten des Betriebes. Haben Exporte also positive Effekte auf die Entwicklung eines Betriebes, so kann die Förderung von Auslandsaktivitäten langfristig positive Auswirkungen auf die wirtschaftliche Entwicklung haben.

Zur Förderung besonders geeignet scheinen Betriebe zu sein, die in der Vergangenheit bereits Exporterfahrung gesammelt haben, denn ihre dabei gesammelten Erfahrungen und geknüpften Beziehungen könnten den Wiedereinstieg in das Exportgeschäft vereinfachen.

Literaturverzeichnis

- AITKEN, Brian; HANSON, Gordon; HARRISON, Ann (1997). Spillovers, Foreign Investment, and Export Behavior. In: *Journal of International Economics* 43:1-2, S. 103–132
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, Cheng (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. In: *Journal of Econometrics* 18, Nr. 1, S. 47–82
- 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
- BALDWIN, Richard; KRUGMAN, Paul (1989). Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks. In: *The Quarterly Journal of Economics* 104, Nr. 4, S. 635–654
- 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. (1999). Exceptional exporter performance: cause, effect, or both? In: *Journal of International Economics* 47, S. 1–25
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B. (2004). Why some firms export. In: *The Review of Economics and Statistics* 86(2), S. 561–569
- BUTLER, J. S.; MOFFITT, Robert (1982). A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One-Factor Multinomial Probit Model. In: *Econometrica* 50, Nr. 3, S. 761–764
- CAMERON, Colin A.; TRIVEDI, Pravin K. (2005). *Microeconometrics : Methods and Applications*. Cambridge University Press
- CHAMBERLAIN, Gary (1980). Analysis of Covariance with Qualitative Data. In: *The Review of Economic Studies* 47, Nr. 1, S. 225–238
- DIXIT, Avinash (1989). Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through. In: *The Quarterly Journal of Economics* 104, Nr. 2, S. 205–228
- HECKMAN, James J.: The incidental parameters problem and the problem of initial conditions in estimating a discrete time-discrete data stochastic process. In: MANSKI, C.F. (Hrsg.); MCFADDEN, D. (Hrsg.): *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*. MIT Press: Cambridge, MA, S. 179–195

- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H.S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data. In: *Econometrica* 56, S. 53–78
- HOOVER, Kevin D.; SIEGLER, Mark V. (2005). *Sound and Fury: McCloskey and Significance Testing in Economics*. *Econometrics*, 27. Nov, Nr. 0511018. EconWPA
- KAISER, Ulrich; KONGSTED, Hans C. (2004). *True versus spurious state dependence in firm performance: the case of West German exports*. Discussion Paper, No. 04-81. ZEW
- MCCLOSKEY, Donald N. (1985). The Loss Function Has Been Mislaid: The Rhetoric of Significance Tests. In: *The American Economic Review* 75, Nr. 2, S. 201–205
- MUNDLAK, Yair (1978). On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. In: *Econometrica* 46, Nr. 1, S. 69–85
- 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
- RUTSCH, Martin (1987). *Birkhäuser Skripten*. Bd. 5: *Statistik 2 - Daten modellieren*. Birkhäuser Verlag Basel
- WINDMEIJER, Frank (2000). *A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-Step GMM Estimators*. Working Paper Series, WP 00/19. Institute for Fiscal Studies
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2002). *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press: Cambridge, MA
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M. (2005). Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved heterogeneity. In: *Journal of Applied Econometrics* 20, Nr. 1, S. 39–54

UNIVERSITÄT POTSDAM
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Herausgeber: Hans Gerhard Strohe
ISSN 0949-068X

- Nr. 1 1995 Strohe, Hans Gerhard: Dynamic Latent Variables Path Models
- An Alternative PLS Estimation -
- Nr. 2 1996 Kempe, Wolfram. Das Arbeitsangebot verheirateter Frauen in den neuen und
alten Bundesländern
- Eine semiparametrische Regressionsanalyse -
- Nr. 3 1996 Strohe, Hans Gerhard: Statistik im DDR-Wirtschaftsstudium zwischen
Ideologie und Wissenschaft
- Nr. 4 1996 Berger, Ursula: Die Landwirtschaft in den drei neuen EU-Mitgliedsstaaten
Finnland, Schweden und Österreich
- Ein statistischer Überblick -
- Nr. 5 1996 Betzin, Jörg: Ein korrespondenzanalytischer Ansatz für Pfadmodelle mit
kategorialen Daten
- Nr. 6 1996 Berger, Ursula: Die Methoden der EU zur Messung der Einkommens-situation
in der Landwirtschaft
- Am Beispiel der Bundesrepublik Deutschland -
- Nr. 7 1997 Strohe, Hans Gerhard / Geppert, Frank: Algorithmus und Computer-programm
für dynamische Partial Least Squares Modelle
- Nr. 8 1997 Rambert, Laurence / Strohe, Hans Gerhard: Statistische Darstellung
transformationsbedingter Veränderungen der Wirtschafts- und Be-
schäftigungsstruktur in Ostdeutschland
- Nr. 9 1997 Faber, Cathleen: Die Statistik der Verbraucherpreise in Rußland
- Am Beispiel der Erhebung für die Stadt St. Petersburg -
- Nr. 10 1998 Nosova, Olga: The Attractiveness of Foreign Direct Investment in Russia and
Ukraine - A Statistical Analysis
- Nr. 11 1999 Gelaschwili, Simon: Anwendung der Spieltheorie bei der Prognose von
Marktprozessen
- Nr. 12 1999 Strohe, Hans Gerhard / Faber, Cathleen: Statistik der Transformation -
Transformation der Statistik. Preisstatistik in Ostdeutschland und
Rußland
- Nr. 13 1999 Müller, Claus: Kleine und mittelgroße Unternehmen in einer hoch
konzentrierten Branche am Beispiel der Elektrotechnik. Eine statistische
Langzeitanalyse der Gewerbezählungen seit 1882
- Nr. 14 1999 Faber, Cathleen: The Measurement and Development of Georgian Consumer
Prices
- Nr. 15 1999 Geppert, Frank / Hübner, Roland: Korrelation oder Kointegration –
Eignung für Portfoliostrategien am Beispiel verbrieftter
Immobilienanlagen -
- Nr. 16 2000 Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Statistischer Überblick über die
indonesische Wirtschaft
- Nr. 17 2000 Bartels, Knut: Testen der Spezifikation von multinomialen Logit-Modellen
- Nr. 18 2002 Achsani, Noer Azam / Strohe, Hans Gerhard: Dynamische Zusammenhänge
zwischen den Kapitalmärkten der Region Pazifisches Becken vor und
nach der Asiatischen Krise 1997
- Nr. 19 2002 Nosova, Olga: Modellierung der ausländischen Investitionstätigkeit in der
Ukraine

UNIVERSITÄT POTSDAM
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftliche Fakultät

STATISTISCHE DISKUSSIONSBEITRÄGE

Herausgeber: Hans Gerhard Strohe
ISSN 0949-068X

- Nr. 20 2003 Gelaschwili, Simon / Kurtanidse, Zurab: Statistische Analyse des Handels zwischen Georgien und Deutschland
- Nr. 21 2004 Nastansky, Andreas: Kurz- und langfristiger statistischer Zusammenhang zwischen Geldmengen- und Preisentwicklung: Analyse einer kointegrierenden Beziehung
- Nr. 22 2006 Kauffmann, Albrecht / Nastansky, Andreas: Ein kubischer Spline zur temporalen Disaggregation von Stromgrößen und seine Anwendbarkeit auf Immobilienindizes
- Nr. 23 2006 Mangelsdorf, Stefan: Empirische Analyse der Investitions- und Exportentwicklung des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg
- Nr. 24 2006 Reilich, Julia: Return to Schooling in Germany
- Nr. 25 2006 Nosova, Olga / Bartels, Knut: Statistical Analysis of the Corporate Governance System in the Ukraine: Problems and Development Perspectives
- Nr. 26 2007 Gelaschwili, Simon: Einführung in die Statistische Modellierung und Prognose
- Nr. 27 2007 Nastansky, Andreas: Modellierung und Schätzung von Vermögens-effekten im Konsum
- Nr. 28 2008 Nastansky, Andreas: Schätzung vermögenspreisinduzierter Investitions-effekte in Deutschland
- Nr. 29 2008 Ruge, Marcus /Strohe, Hans Gerhard: Analyse von Erwartungen in der Volkswirtschaft mit Partial-Least-Squares-Modellen
- Nr. 30 2009 Newiak, Monique: Prüfungsurteile mit Dollar Unit Sampling – Ein Vergleich von Fehlerschätzmethoden für Zwecke der Wirtschaftsprüfung:Praxis, Theorie, Simulation –
- Nr. 31 2009 Ruge, Marcus: Modellierung von Stimmungen und Erwartungen in der deutschen Wirtschaft
- Nr. 32 2009 Nosova, Olga: Statistical Analysis of Regional Integration Effects
- Nr. 33 2009 Mangelsdorf, Stefan: Persistenz im Exportverhalten – Kann punktuelle Exportförderung langfristige Auswirkungen haben?

Bezugsquelle : Universität Potsdam
Lehrstuhl für Statistik und Ökonometrie der
Wirtschafts- und Sozialwissenschaftlichen Fakultät
Postfach 90 03 27, D-15539 Potsdam
Tel. (+49 331) 977-32 25
Fax. (+49 331) 977-32 10