



Munich Personal RePEc Archive

The transition of the manufacturing industry in Berlin/Brandenburg paying particular consideration to exports : an empirical analyze with official micro data

Mangelsdorf, Stefan

Universität Potsdam

2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/39304/>
MPRA Paper No. 39304, posted 07 Jun 2012 13:18 UTC



Universität Potsdam

Stefan Mangelsdorf

Die Transformation des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin/ Brandenburg unter Berücksichtigung der Exporte

Eine empirische Analyse mit amtlichen
Mikrodaten

Universitätsverlag Potsdam

Stefan Mangelsdorf

Die Transformation des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin/Brandenburg
unter Berücksichtigung der Exporte

Stefan Mangelsdorf

**Die Transformation des Verarbeitenden
Gewerbes in Berlin/Brandenburg
unter Berücksichtigung der Exporte**

Eine empirische Analyse mit amtlichen Mikrodaten

Universitätsverlag Potsdam

Bibliografische Information der Deutschen Nationalbibliothek

Die Deutsche Nationalbibliothek verzeichnet diese Publikation in der Deutschen Nationalbibliografie; detaillierte bibliografische Daten sind im Internet über <http://dnb.d-nb.de> abrufbar.

Universitätsverlag Potsdam 2010

<http://info.ub.uni-potsdam.de/verlag.htm>

Am Neuen Palais 10, 14469 Potsdam
Tel.: +49 (0)331 977 4623 / Fax: 3474
E-Mail: verlag@uni-potsdam.de

Zugl.: Potsdam, Univ., Diss., 2009

Gutachter:

Prof. Dr. Hans Gerhard Strohe

Prof. Axel Werwatz, Ph.D.

Dieses Werk ist unter einem Creative Commons Lizenzvertrag lizenziert:
Namensnennung - Keine kommerzielle Nutzung - Weitergabe unter
gleichen Bedingungen 3.0 Deutschland

Um die Bedingungen der Lizenz einzusehen, folgen Sie bitte dem
Hyperlink:

<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/3.0/de/>

Online veröffentlicht auf dem Publikationsserver der Universität
Potsdam

URL <http://pub.ub.uni-potsdam.de/volltexte/2010/4441/>

URN <urn:nbn:de:kobv:517-opus-44414>

<http://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:kobv:517-opus-44414>

Zugleich gedruckt erschienen im Universitätsverlag Potsdam
ISBN 978-3-86956-068-7

Vorwort

Der Lehrstuhl Statistik und Ökonometrie der Universität Potsdam pflegt schon seit vielen Jahren eine enge Kooperation mit dem ehemaligen Landesbetrieb für Datenverarbeitung und Statistik des Landes Brandenburg (LDS), so dass Mitarbeiter des Lehrstuhls bereits seit Beginn des neuen Jahrtausends die Möglichkeit haben, amtliche Mikrodaten für eigene Analysen zu verwenden. Mit Einführung der Forschungsdatenzentren ist der Zugriff auf diese Daten erleichtert und das Datenangebot für die Wissenschaft stark vergrößert worden.

Diese empirisch angelegte Forschungsarbeit ist die Weiterführung der Kooperation und schließt an die Untersuchungen der Beschäftigungsentwicklung in der brandenburgischen Industrie von Rambert (2004) an, jedoch unter einer anderen Schwerpunktsetzung. Besonderes Interesse wird auf die Bedeutung von Exporten für die betriebliche Entwicklung gelegt.

An dieser Stelle möchte ich mich bei all den Menschen ganz herzlich bedanken, die mich bei der Erstellung dieser Arbeit tatkräftig unterstützt haben. Allen voran ist hier natürlich mein Doktorvater Prof. Dr. Hans Gerhard Strohe zu nennen. Er hatte mit seiner Kooperation bereits den Grundstein gelegt und unterstützte mich während der gesamten Zeit stets mit Rat und Tat. Besonderer Dank gilt auch den anderen Mitgliedern des Lehrstuhls, als da wären Dr. Knut Bartels, der mit seinen enormen Ökonometrie- und Mathematikkenntnissen stets Ansprechpartner bei akuten Problemen war, sowie Andreas Nastansky und Irina Dietrich. Nicht zu vergessen sind Viola Schölzel, die „gute Seele“ des Lehrstuhls, und unsere studentischen Hilfskräfte.

Großer Dank gilt ebenfalls Prof. Axel Werwatz, Ph.D. von der Technischen Universität Berlin, der mir eine neue berufliche Perspektive eröff-

nete. Zudem habe ich durch meine Tätigkeit für ihn Zugang zu neuen Methoden und Verfahren erhielt, die ich für diese Arbeit nutzen konnte. Doch nicht nur er war stets mit Rat und Tat für mich da, sondern auch die anderen Mitarbeiter, allen voran Stephanie Schneider.

Nicht vergessen werden darf an dieser Stelle meine Lebensgefährtin Steffi Müggenburg. Sie hielt mir in der kritischen Endphase nicht nur im Haushalt und mit unserer kleinen Tochter den Rücken frei, sondern korrigierte auch noch meinen Ausdruck und die Rechtschreibung in den Entwürfen. Eventuell verbliebene Fehler liegen natürlich vollständig in der Verantwortung des Autors.

Auf Seiten der amtlichen Statistik und des Forschungsdatenzentrums geht besonderer Dank an Dr. Heide Wilsdorf-Köhler, Torsten Haseloff und Cathleen Faber, die mich bei der Arbeit vor Ort in Potsdam immer nach besten Kräften unterstützt und bereitwillig meine Fragen beantwortet haben. Weiterer großer Dank gilt Ramona Voshage, meine Ansprechpartnerin in Sachen kontrollierte Datenfernverarbeitung vom Forschungsdatenzentrum Berlin, sowie den anderen Mitarbeitern für die schnelle Bearbeitung meiner Anfragen.

Inhaltsverzeichnis

Abbildungsverzeichnis	VII
Tabellenverzeichnis	IX
Abkürzungsverzeichnis	XI
1. Einleitung	1
2. Der schwere Weg zur Marktwirtschaft	7
2.1. Transformation – von der Plan- zur Marktwirtschaft . . .	7
2.1.1. Der Transformationsprozess in der Theorie	7
2.1.2. Der Transformationsprozess in der Praxis	10
2.2. Die Entwicklung der neuen Bundesländer	13
2.2.1. Die DDR am Vorabend der Wiedervereinigung .	13
2.2.2. Der Zusammenbruch in den neuen Bundesländern	16
2.2.3. Die Entwicklung in Berlin und Brandenburg . . .	29
2.2.4. Die Rolle der Wirtschaftspolitik	32
2.3. Fazit	35
3. Datenzugang und Datenbasis	37
3.1. Die neue informationelle Infrastruktur	37
3.1.1. Ziele und Aufgaben der Forschungsdatenzentren .	39
3.1.2. Datennutzungswege	40
3.2. Die Forschungsdatenzentren	42
3.2.1. Die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder	42
3.2.2. Forschungsdatenzentrum der BA am IAB	44
3.2.3. Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung	47
3.2.4. Das FDZ am Institut zur Qualitätsentwicklung im Bildungswesen	50
	III

3.2.5.	Weitere Anbieter von Mikrodaten	51
3.3.	Datenbasis	52
3.3.1.	Monatsbericht	52
3.3.2.	Investitionserhebung	54
3.3.3.	Jahreserhebung für Kleinstbetriebe	55
3.3.4.	Anonymisierungsmaßnahmen	55
3.3.5.	Datenaufbereitung	57
3.4.	Zur Interpretation der Ergebnisse	59
3.5.	Aktuelle Entwicklungen in der amtlichen Statistik	64
4.	Entwicklung des Verarbeitenden Gewerbes	67
4.1.	Der Transformationsprozess als Forschungsgegenstand	68
4.2.	Die Entwicklung in Berlin und Brandenburg	70
4.2.1.	Betriebs- und Beschäftigungsstruktur	70
4.2.2.	Umsätze	87
4.2.3.	Exporte	91
4.2.4.	Investitionen	94
4.2.5.	Löhne und Gehälter	100
4.3.	Beschäftigungsdynamik im Transformationsprozess	101
4.3.1.	Die Job-Turnover-Analyse	101
4.3.2.	Betriebsdynamik	106
4.3.3.	Beschäftigungsdynamik	112
4.4.	Holt der Osten auf?	120
4.5.	Fazit	126
5.	Exporte und ihre Bedeutung für die betriebliche Entwicklung	129
5.1.	Die Bedeutung der Exporte für die wirtschaftliche Entwicklung	130
5.2.	Wer exportiert?	132
5.3.	Betriebsentwicklung und Exporte	135
5.3.1.	Niveauunterschiede	135
5.3.2.	Unterschiede in der Dynamik	140
5.3.3.	Überlebenswahrscheinlichkeit	144
5.3.4.	Fazit	146

5.4. Gibt es Lerneffekte durch Exporte?	147
5.4.1. Standardansätze	149
5.4.2. Neue Ansätze	152
5.4.3. Ergebnisse	155
5.4.4. Fazit	166
5.5. Persistenz des Exportverhaltens	168
5.5.1. Ein Modell mit Markteintrittskosten	172
5.5.2. Schätzung des Modells	174
5.5.3. Ergebnisse	191
5.5.4. Fazit	201
6. Zusammenfassung und Ausblick	203
A. Mikrodatenangebot der FDZ der SÄ des Bundes und der Länder	209
B. Ergebnisse	217
B.1. Entwicklung der Betriebszahlen	219
B.2. Entwicklung der Beschäftigung	221
B.3. Entwicklung der Umsätze	223
B.4. Investitionen der Monatsmelder	225
B.5. Betriebsdynamik	227
B.6. Beschäftigungsdynamik	229
Literaturverzeichnis	231

Abbildungsverzeichnis

2.1. Kernelemente der Systemtransformation	9
2.2. Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes und der Bruttowertschöpfung ausgewählter Bereiche.	19
2.3. Entwicklung der Erwerbstätigenzahlen	20
2.4. Arbeitslosigkeit	21
2.5. Erwerbstätige nach Branchen	21
2.6. Gründungsgeschehen	22
2.7. Bruttowertschöpfung und Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer	23
2.8. Kapitalintensität	25
2.9. Bereinigte Lohnstückkosten der neuen Bundesländer ohne Berlin	26
2.10. Außenhandel der neuen Länder	28
2.11. Gründungsgeschehen in Berlin und Brandenburg	30
2.12. Anteil der Selbständigen an den Erwerbstätigen	30
2.13. Erwerbstätige in Brandenburg und Ostberlin	31
2.14. Bruttowertschöpfung je Erwerbstätigen	32
4.1. Entwicklung der Betriebszahlen	71
4.2. Anteil der Jahresmelder an allen Betrieben	73
4.3. Entwicklung der Beschäftigung	74
4.4. Anteil der Beschäftigten in Jahresmeldern	75
4.5. Entwicklung der durchschnittlichen Betriebsgröße	76
4.6. Entwicklung der Betriebsgrößenstruktur im Engeren Verflechtungsraum	77
4.7. Entwicklung der Betriebsgrößenstruktur	78
4.8. Entwicklung der Beschäftigungsstruktur im EVR	80
4.9. Entwicklung der Beschäftigungsstruktur	81
4.10. Verteilung der Betriebe nach Betriebsgröße	83

4.11. Verteilung der Betriebsgrößen im Jahr 2002	85
4.12. Verteilung der Beschäftigten auf die Betriebsgrößenklas- sen 2002	87
4.13. Entwicklung der Umsätze	88
4.14. Entwicklung der Umsatzstruktur im EVR	89
4.15. Entwicklung der Umsatzstruktur im Westberlin	90
4.16. Verteilung der Umsätze 2002	91
4.17. Entwicklung der Exporte	92
4.18. Anteil exportierender Betriebe	93
4.19. Anteil der Exporte am Gesamtumsatz	94
4.20. Bruttoinvestitionen	96
4.21. Entwicklung der Monatsmelder	97
4.22. Bruttoinvestitionen je Beschäftigten	98
4.23. Verhältnis von Bruttoinvestitionen und Umsatz	98
4.24. Entwicklung der Durchschnittslöhne und -gehälter	100
4.25. Job-Turnover-Analyse	102
4.26. Gründungs- und Schließungsraten in den Regionen	107
4.27. Altersstruktur	108
4.28. Regionale Turbulenzen im Betriebsbestand	109
4.29. Anteile der Neubetriebe am Betriebsbestand	111
4.30. Verteilung beschäftigungswirksamer Betriebe	112
4.31. Beschäftigungsveränderung nach Betriebstypen	113
4.32. Beschäftigte in Alt- und Neubetrieben	116
4.33. Beschäftigung in den Betriebskohorten	118
4.34. Arbeitsproduktivität	121
4.35. Produktivitätsrückstand der Ostregionen	122
4.36. Regionalkoeffizienten im zeitlichen Verlauf	125
5.1. Vergleich der Überlebenswahrscheinlichkeiten	145
5.2. Exportvorteil bei Produktivitätswachstum	148
5.3. Exportverhalten	170

Tabellenverzeichnis

2.1. Innerdeutsche Wanderungen	17
2.2. Erwerbstätige in den neuen Bundesländern	18
3.1. Standorte der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder	43
3.2. Daten zur Alterssicherung	48
3.3. Datensatzbeschreibung	59
4.1. Vergleich der mittleren Betriebsgrößen	84
5.1. Vergleich exportierender und nichtexportierender Betriebe	133
5.2. Exportprämien (Querschnitt)	137
5.3. Exportprämien (Panel)	139
5.4. Exportprämien bei Wachstumsraten(Querschnitt)	142
5.5. Exportprämien bei Wachstumsraten (Panel)	143
5.6. Unterschiede in der Arbeitsproduktivität	156
5.7. Unterschiede im Produktivitätswachstum	158
5.8. Arbeitsproduktivität bei Exportstartern und -stoppem .	159
5.9. Exportprämien bei der Arbeitsproduktivität (Panel) . .	161
5.10. Exportprämien bei der Entwicklung der Arbeitsproduk- tivität (Panel)	162
5.11. Entwicklung der Arbeitsproduktivität bei Exportstartern und -stoppem	163
5.12. Modelle mit Berücksichtigung von Anpassungen	165
5.13. Ergebnisse der linearen Modelle im gesamten Datensatz	193
5.14. Ergebnisse der linearen Modelle im balancierten Teilda- tensatz	195
5.15. Ergebnisse der nichtlinearen Modelle im gesamten Daten- satz	197

5.16. Ergebnisse der nichtlinearen Modelle im balancierten Teildatensatz	198
5.17. Wahrscheinlichkeitseffekt des Exportverhaltens in der Vergangenheit - Schätzergebnisse verschiedener Ansätze	199
A.1. Mikrodatenangebot der FDZ der SÄ des Bundes und der Länder	211
B.1. Entwicklung der Betriebe	219
B.2. Entwicklung der Beschäftigung nach Regionen	221
B.3. Entwicklung der Umsätze nach Regionen	223
B.4. Entwicklung der Investitionen nach Regionen	225
B.5. Betriebsdynamik	227
B.6. Beschäftigungsdynamik	229

Abkürzungsverzeichnis

ABL	Alte Bundesländer
ÄER	Äußerer Entwicklungsraum, periphere Regionen Brandenburgs
AFiD	Amtliche Firmendaten für Deutschland
ANEG	Arbeitnehmerentgelt
ASID	Alterssicherung in Deutschland
ASM	Annual Survey of Manufacturing
AVID	Altersvorsorge in Deutschland
BA	Bundesagentur für Arbeit
BAP	Beschäftigtenpanel der BA
BHP	Betriebs-Historik-Panel
BIP	Bruttoinlandsprodukt
BMBF	Bundesministerium für Bildung und Forschung
BWS	Bruttowertschöpfung
DESI	Deutsch-Englisch-Schülerleistungen International
DIW	Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung
DM	Deutsche Mark
EVR	Engerer Verflechtungsraum, Brandenburgische Region um Berlin
EVS	Einkommens- und Verbrauchsstichprobe
FDZ	Forschungsdatenzentrum, Forschungsdatenzentren
FDZ-RV	Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung
FE	Fixed Effects, Modell für Paneldaten
FiDASt	Firmendaten aus der amtlichen Statistik
FNA	Forschungsnetzwerk Alterssicherung
GESIS	Gesellschaft Sozialwissenschaftlicher Infrastruktureinrichtungen

GG	Gebrauchsgüterproduzenten (nach WZ-Klassifikation)
GMM	General Method of Moments
GRV	Gesetzliche Rentenversicherung
HauptG	Grundstoff- und Produktionsgütergewerbe (nach SYPRO)
HauptI	Investitionsgüter produzierendes Gewerbe (nach SYPRO)
HauptV	Verbrauchsgüter produzierendes Gewerbe (nach SYPRO)
HauptN	Nahrungs- und Genussmittel (nach SYPRO)
IAB	Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit
IABB	Betriebspanel des IAB
IABS	Beschäftigtenstichproben des IAB
IEBS	Stichprobe der Integrierten Erwerbsbiografien des IAB
IG	Investitionsgüterproduzenten (nach WZ-Klassifikation)
IGLU	Internationale Grundschul-Lese-Untersuchung
IQB	Institut zur Qualitätsentwicklung im Bildungswesen
IWH	Institut für Wirtschaftsforschung Halle
IZA	Institut zur Zukunft der Arbeit
JM	Jahresmelder, Betriebe der Kleinbetriebserhebung
KMK	Kultusministerkonferenz
KombiFiD	Kombinierte Firmendaten für Deutschland
KVI	Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und amtlicher Statistik
LAU	Hamburger Studie zu Aspekten der Lernausgangslage und der Lernentwicklung
LDS	Landesbetrieb für Datenverarbeitung und Statistik Brandenburg
LIAB	Linked-Employer-Employee-Daten des IAB

MARKUS	Mathematik-Gesamterhebung Rheinland-Pfalz: Kompetenzen, Unterrichtsmerkmale, Schulkontext
MM	Monatsmelder, Betriebe der Monatershebung
NBL	Neue Bundesländer
NSW	Nichtsozialistisches Wirtschaftsgebiet
OLS	Ordinary Least Squares, auch Methode der kleinsten Quadrate
PIRLS	Progress in International Reading Literacy Study
PISA	Programme for International Student Assessment
POLS	Pooled OLS
PUF	Public Use File
QuaSUM	Qualitätsuntersuchung an Schulen zum Unterricht in Mathematik
RGW	Rat für gegenseitige Wirtschaftshilfe
SÄ	Statistische Ämter
SOEP	Sozioökonomisches Panel
SUF	Scientific Use File
THA	Treuhandanstalt
VDR	Verband Deutscher Rentenversicherungsträger
VG	Verbrauchsgüterproduzenten (nach WZ-Klassifikation)
VL	Vorleistungsgüterproduzenten (nach WZ-Klassifikation)
VM	Verrechnungsmark, 1 VM entspricht dem Wert 1 DM
ZUMA	Zentrum für Umfragen, Methoden und Analysen

Kapitel 1.

Einleitung

20 Jahre sind mittlerweile vergangen seit die Menschen in der Deutschen Demokratischen Republik auf die Straßen gingen um für mehr Demokratie und Freiheit zu demonstrieren. Aus dem anfänglichen Gedanken der Reform des sozialistischen Staates erwuchs recht schnell die Forderung nach einer Wiedervereinigung der beiden deutschen Staaten, die 1990 formal umgesetzt wurde. Doch noch immer sind wir ein zweigeteiltes Land. So gibt es beispielsweise immer noch den Solidaritätszuschlag, der unter anderem zur Finanzierung der deutschen Einheit eingeführt wurde, und es gibt weiterhin Ost- und Westtarife im Öffentlichen Dienst.

Die DDR war 1989 nach der UdSSR die zweitstärkste Volkswirtschaft des RGW (Rat für gegenseitige Wirtschaftshilfe) und gemessen an ihrer Industrieproduktion lag sie weltweit etwa auf Rang 10 (s. Vatthauer, 1990). Lediglich zwei Jahre später lag der Wert der Industrieproduktion nur noch bei etwa einem Drittel des Niveaus aus dem Jahr 1989 und effektiv war fast jeder Dritte arbeitslos¹. Wie konnte es zu diesem dramatischen Zusammenbruch kommen?

Auch wenn die DDR auf den ersten Blick wie eine leistungsfähige Ökonomie wirkte, so lag doch vieles im Argen. Die Arbeitsteilung innerhalb des RGW führte zu einer überproportional vertretenen Industrie, Dienstleistungen wurden entsprechend sozialistischer Sichtweise als „nicht produktiv“ vernachlässigt. Aufgrund knapper Mittel wurden notwendige Investitionen in den Kapitalstock verzögert oder ganz unterlassen und mit

¹Sinn u. Sinn (1992), S.30. Hier sind ABM- und Umschulungsteilnehmer mitgerechnet, Kurzarbeiter wurden in Vollzeitstellen umgerechnet. Die bis Ende 1991 in Vorruhestand gegangenen Personen wurden dabei nicht berücksichtigt.

relativ günstiger menschlicher Arbeitskraft ersetzt. Fehlende Anreize für unternehmerisches Handeln und die Unmöglichkeit, alle Bedürfnisse und Nachfragen planwirtschaftlich mit dem Angebot zu koordinieren, taten ihr übriges zum Niedergang der DDR.

Mit der Währungs-, Wirtschafts- und Sozialunion am 1. Juli 1990 öffnete sich die DDR dem westlichen Wirtschaftssystem. Mit der DM in der Hand konnten die Ostdeutschen plötzlich all die Westprodukte kaufen, die die meisten von ihnen nur aus dem Werbefernsehen kannten. Damit wurden aber auch die maroden Ostbetriebe schockartig der direkten Konkurrenz durch die westdeutschen Unternehmen ausgesetzt. Viele Ostfirmen waren unter diesen Bedingungen nicht mehr lebensfähig. Um die Neuen Bundesländer nicht zu einer großen deindustrialisierten Zone werden zu lassen, waren massive Investitionen und enorme Umstrukturierungen der planwirtschaftlich geprägten Industrielandschaft notwendig. Wo stehen wir heute in diesem Prozess? Ist dem Verarbeitenden Gewerbe der Anschluss gelungen? Dieser Frage soll im Folgenden unter anderem mit Hilfe von amtlichen Mikrodaten des Verarbeitenden Gewerbes einschließlich Bergbau, Steinen und Erden aus Berlin und Brandenburg nachgegangen werden.

Mit Glasnost und Perestroika in der UdSSR und der Solidarnosc-Bewegung in Polen in den 80er Jahren des letzten Jahrhunderts wurde ein Prozess angestoßen, der zu politischen Umwälzungen in fast allen sozialistischen Ländern Ost- und Mitteleuropas führte. Nicht nur für Sozial- und Politik-, auch für Wirtschaftswissenschaftler sind diese Reformprozesse von großem Interesse. Hatte vor 1989 kaum ein Forscher sich darüber Gedanken gemacht, „auf welche Weise man die Marktwirtschaft mittels ordnungs- oder transformationspolitischer Maßnahmen in den Ländern (wieder) einführen kann, die bislang ihre Volkswirtschaften planwirtschaftlich organisiert hatten“ (Lösch, 1996, S. 19), folgte eine Kontroverse, wie die optimale Transformationsstrategie auszusehen habe. Eine Übersicht über die Ergebnisse sind in Kapitel 2.1 dargestellt, ebenso wie die Besonderheiten des deutschen Weges.

Die Auswirkungen der Wirtschafts-, Sozial- und Währungsunion im Juli

1990 und der Wiedervereinigung im Oktober des selben Jahres waren verheerend für die Ostdeutsche Wirtschaft. Die Ausmaße des Einbruchs und deren Ursachen sollen im Abschnitt 2.2 dargestellt werden. Dabei wird auch auf die Rolle der Wirtschaftspolitik eingegangen.

In der Zusammenarbeit zwischen Wissenschaft und amtlicher Statistik hat sich in den vergangenen Jahren ebenfalls viel getan. Die Einrichtung von Forschungsdatenzentren hat den Zugang für Wissenschaftler zu amtlichen Mikrodaten erheblich vereinfacht. Den Forschern erschließt sich damit eine Datenbasis, die Analysen in den verschiedensten Bereichen der Sozial- und Wirtschaftswissenschaften ermöglicht. Kapitel 3 gibt einen Überblick über die neue informationelle Infrastruktur und die verfügbaren Mikrodatenbestände.

Der Anpassungsprozess in den neuen Bundesländern kann anhand von aggregierten Daten oftmals nur unzureichend analysiert werden. Wesentlich aufschlussreicher können Auswertungen von Daten auf Unternehmens- oder Betriebsebene sein, die mit amtlichen Statistiken ermöglicht werden. Die verschiedenen Erhebungen und die für die Analysen vorgenommenen Anpassungen werden in Abschnitt 3.3 beschrieben. In Kapitel 3.4 wird auf die Interpretation der Ergebnisse eingegangen, denn die amtlichen Statistiken stellen eine Vollerhebung² dar, während die meisten ökonometrischen Verfahren von zufälligen Stichproben ausgehen. Dabei geht es vor allem um die Auffassung der geschätzten Koeffizienten als Schätzer vs. „wahre Werte“, also die Frage der Verwendung von Standardabweichungen und Signifikanztests, und die Verallgemeinerung der Ergebnisse auf kleine Betriebe oder Betriebe in anderen Ländern Deutschlands. Abschließend wirft das Kapitel noch einen Blick auf aktuelle und künftige Entwicklungen der amtlichen Statistik und der Forschungsdatenzentren.

Ein großer Vorteil der verwendeten Daten ist, dass mit ihnen auch die Dynamik der Entwicklungen auf Betriebsebene nachvollziehbar ist. Welche Betriebe existieren weiter, welche schließen? Ist der große Beschäf-

²Zumindest für Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg mit mindestens 20 Beschäftigten.

tigungsrückgang auf Stellenabbau zurückzuführen, auf Betriebsschließungen oder doch auf beides? Bauen wirklich alle Betriebe Stellen ab oder vergrößern sich auch einige? Fragen solcher Art werden anhand der Daten des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg im Kapitel 4 analysiert. Weitere Untersuchungsgegenstände sind beispielsweise Investitionen und Löhne, die im Transformationsprozess eine besondere Rolle spielen. Dabei wird die Entwicklung der Betriebe in Brandenburg und Ostberlin mit denen aus Westberlin verglichen um so Aussagen über den Stand des Anpassungsprozesses treffen zu können.

Das der Export eine wichtige Rolle für die deutsche Wirtschaft spielt, kann wohl kaum bestritten werden (s. Loschky u. Ritter, 2007). Schon seit vielen Jahren vermeldet der Außenhandel stabile Wachstumsraten, während der Binnenumsatz stagniert. Wollen Betriebe in solch einem Umfeld Wachstumschancen nutzen, so bieten sich diese meist nur auf Auslandsmärkten, während die Inlandsmärkte bereits unter den etablierten Anbietern aufgeteilt und in ihrem Umfang kaum veränderlich sind. In vielen Untersuchungen wurde gezeigt, dass exportierende Betriebe erfolgreicher sind als andere. Kapitel 5 zeigt, welche Betriebe exportieren und wie sich exportierende Betriebe von nichtexportierenden unterscheiden. Dabei ist für die wirtschaftspolitische Förderung von Exporten von besonderem Interesse, ob sich Auslandsaktivitäten positiv auf die betriebliche Entwicklung auswirken oder ob es lediglich eine Selbstselektion bereits im Vorfeld „besserer“ Betriebe auf die Auslandsmärkte gibt.

Während es bereits einige Untersuchungen zu den positiven Einflüssen von Exporttätigkeit auf die betriebliche Entwicklung gibt, wurde das Persistenzverhalten von Exporten, ob also Exporteure in einem Jahr mit höherer Wahrscheinlichkeit auch im folgenden Jahr exportieren, bisher nur wenig untersucht. Da die Exportförderung ein wichtiges wirtschaftspolitisches Instrument ist, von dem man sich langfristige positive Wirkungen verspricht, ist diese Frage jedoch genauso wichtig, wie die Frage nach den positiven Exporteffekten, und wird daher in Abschnitt 5.5 gesondert betrachtet.

Das in dieser Arbeit längst nicht alle Fragen endgültig beantwortet werden können liegt auf der Hand. Kapitel 6 bietet daher neben einer Zusammenfassung der Ergebnisse auch einige Ansätze, wie die Aussagekraft der Ergebnisse noch verbessert oder weitere Fragen beantwortet werden könnten.

Kapitel 2.

Der schwere Weg zur Marktwirtschaft

2.1. Transformation – von der Plan- zur Marktwirtschaft

2.1.1. Der Transformationsprozess in der Theorie

Im Gegensatz zu einer Reform, die eine Umgestaltung einzelner Systemmerkmale bezeichnet, bedeutet Transformation einen generellen Systemwechsel. Nach Brinkmann (1995, S.9) soll „Transformation als gesellschaftlicher Prozess verstanden und nach ihrem inhaltlichen Umfang und ihrer zeitlichen Dimension charakterisiert werden“. In vielen ehemals sozialistischen Ländern ist solch ein Transformationsprozess in den letzten Jahren zu beobachten. Dabei wird versucht, sich von der staatlich gelenkten Planwirtschaft zu lösen und ein marktwirtschaftliches System zu implementieren. Eine Theorie der Transformation müsste sich also mit der Erklärung des Verlaufs, der Geschwindigkeit, der Reihenfolge der einzelnen Schritte und den dabei auftretenden Problemen und Phänomenen beschäftigen.

Der Sozialismus und die mit ihm verbundene Planwirtschaft sollte eine gerechtere Verteilung der Erträge menschlicher Arbeit sicherstellen. Produktionsmittel wurden enteignet und verstaatlicht, damit sie zum „Wohle aller“ eingesetzt werden konnten. Die Wirtschaft wurde über zentrale Pläne koordiniert, die die Versorgung der Bürger mit allen notwendigen Dingen sicherstellen sollten, was jedoch nur unzureichend gelang. Das Fehlen von Eigentums- und Marktanzügen führte zu einer im Vergleich

zu den westlichen Industrieländern wesentlich geringeren Produktivität. Da auch Anreize für Innovationen fehlten, waren die hergestellten Waren oft von minderer Qualität.

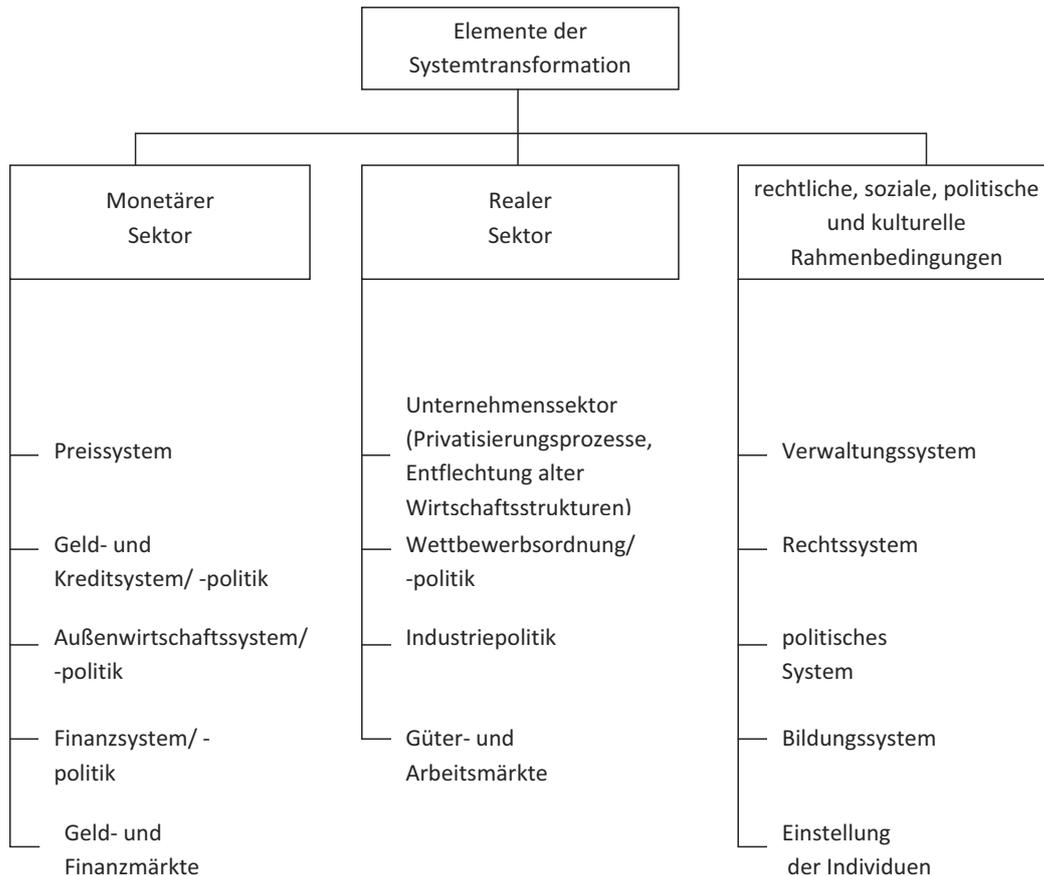
Aufgrund der mangelhaften Versorgung der Bevölkerung und einer immer stärkeren Einschränkung individueller Freiheiten, begann ab Mitte der 80er Jahre des letzten Jahrhunderts ein erst zögerlicher (Perestrojka und Glasnost), dann sich aber immer schneller entwickelnder Umwälzungssprozess. Während sich in den anderen ehemals sozialistischen Ländern Mittel- und Osteuropas der Transformationsprozess mehr oder weniger langsam abspielte, ist er in der ehemaligen DDR eher als schockartig zu bezeichnen.

Die Wirtschaftswissenschaftler in Ost und West wurden von der Entwicklung recht unvorbereitet getroffen, denn niemand konnte sich vor 1989 vorstellen je vor der Aufgabe zu stehen, ein sozialistisch-planwirtschaftliches in ein demokratisch-marktwirtschaftliches Wirtschaftssystem zu transformieren. Über die Elemente und Institutionen einer effizient arbeitenden Marktwirtschaft herrschte jedoch große Einigkeit, so dass es nicht schwer fiel einen Katalog von Maßnahmen zu formulieren, die von der Mehrheit akzeptiert wurden (s. Abb. 2.1). Lösch (1996, S. 23) teilt die notwendigen Veränderungen in drei große Schritte eines Transformationsprozesses ein:

1. Vorbereitung der Ingangsetzung des marktwirtschaftlichen Regelmechanismus durch Schaffung des gesetzlichen Rahmens und der organisatorisch-institutionellen Grundlagen für die Marktwirtschaft.
2. Start der marktwirtschaftlichen Allokationsprozesse durch Deregulierung der Binnenwirtschaft (Preisfreigabe, Beseitigung von administrativen Wettbewerbsbeschränkungen) und Liberalisierung der Außenwirtschaft (außenwirtschaftliche Öffnung).
3. Stabilisierung des Geldwertes und der Produktion und Anpassung des Produktionsapparates der Volkswirtschaft an die veränderte Nachfrage (Strukturanpassung), bei gleichzeitiger sozialpolitischer

Absicherung der vom Strukturwandel negativ betroffenen Bevölkerungsteile.

Abbildung 2.1.: Kernelemente der Systemtransformation



Quelle: Brezinski (1996)

In die erste Phase fallen ordnungspolitische Maßnahmen wie die Schaffung gesetzlicher und institutioneller Rahmenbedingungen (zweistufiges Bankensystem, Wettbewerbsaufsicht, Privatisierungsbehörde). Sind die Vorbereitungen abgeschlossen und die Rahmenbedingungen für ein marktwirtschaftliches System geschaffen, so müssen im zweiten Schritt Marktprozesse in Gang gesetzt werden, d. h. die Preise müssen freigegeben und die Wirtschaft nach außen geöffnet werden. In der anschließenden Anpassungsphase muss die Wirtschaftspolitik versuchen, den Geldwert zu stabilisieren und den Strukturwandel zu begleiten und zu unterstützen. In diesen Abschnitt fällt auch die große Aufgabe der Privatisierung der ehemaligen Staatsbetriebe, denn erst nach Freigabe

der Preise und Bildung von Marktpreisen können die Überlebenschancen und Ertragsaussichten der Unternehmen abgeschätzt werden (s. Lösch, 1996).

2.1.2. Der Transformationsprozess in der Praxis

Der Transformationsprozess in der ehemaligen DDR unterscheidet sich sehr stark von dem in den anderen ehemaligen sozialistischen Staaten Mittel- und Osteuropas. Der auffälligste Unterschied ist wohl die Geschwindigkeit, mit der der Übergang von der zentralistischen Planwirtschaft zur sozialen Marktwirtschaft umgesetzt wurde.

Mit Inkrafttreten der Wirtschafts-, Währungs und Sozialunion am 1. Juli 1990 wurde die Marktwirtschaft schlagartig gestartet. Die vorangegangene Vorbereitungsphase konnte so kurz ausfallen, weil die DDR mit dem ersten Staatsvertrag das bereits bewährte bundesdeutsche Wirtschaftsrecht übernahm. Um die Stabilität der nun gesamtdeutschen Währung sicherzustellen, wurde ebenfalls das zweistufige Bankensystem in der DDR eingeführt. Alle Zentralbankfunktionen gingen auf die Bundesbank über, während es bundesdeutschen und ausländischen Banken gestattet wurde Zweigstellen und Niederlassungen in Ostdeutschland zu eröffnen (s. Mayer u. Thumann, 1990). Gleichzeitig wurden die Preise weitgehend freigegeben und das Land öffnete sich dem Westen.

Durch dieses schnelle Vorgehen wurden die Betriebe und die Menschen in der damals noch existierenden DDR einer Reihe von Schocks ausgesetzt, die Brezinski und Fritsch (1996) wie folgt beschreiben:

Der Wettbewerbsschock

Schon mit der Öffnung der innerdeutschen Grenze im November 1989 erlangten DDR-Bürger Zugang zu westdeutschen Produkten. Der dadurch verursachte Nachfragerückgang wurde zunächst noch durch die begrenzte Verfügbarkeit von westdeutscher Währung beschränkt, nahm

aber nach der Währungsunion dramatische Formen an. Die Menschen in Ostdeutschland bevorzugten die qualitativ besseren westdeutschen Produkte. Doch auch die Nachfrage der bisherigen Handelspartner in Ost- und Mitteleuropa nahm deutlich ab, da es für diese einerseits schwierig war, die notwendigen Mengen an harter Währung aufzubringen, so dass man nach Substituten bei anderen Anbietern suchte. Doch selbst wenn entsprechende Devisen vorhanden waren wandten sich viele Abnehmer von den ostdeutschen Anbietern ab, da westliche Lieferanten oft Güter in besserer Qualität zu günstigeren Preisen anbieten konnten. Die ostdeutschen Betriebe waren demnach gezwungen in möglichst kurzer Zeit neue Produkte zu entwickeln und/oder die Qualität ihrer Produkte drastisch zu steigern, um überhaupt noch etwas verkaufen zu können. Hinzu kam die geringe Arbeitsproduktivität, die ebenfalls stark angehoben werden musste, um preislich mit der Konkurrenz mithalten zu können.

Der Angebotsschock

Die ostdeutschen Unternehmen waren vertikal hochintegriert, das heißt viele Schritte der Produktionskette wurden im gleichen Unternehmen durchgeführt. Die Inputs für die Produktion waren standardisiert und oft von minderwertiger Qualität, so dass diese erst für die verschiedenen Einsatzzwecke aufbereitet werden mussten. Die Bildung der Kombinate zu Beginn der 80er Jahre des letzten Jahrhunderts sollte neben der Verbesserung der Planungsmöglichkeiten auch die unsichere Versorgung mit Einsatzfaktoren sichern, indem sie zum größten Teil dort produziert wurden, wo sie auch verwendet werden sollten. Damit wurden große Betriebsteile überflüssig, nachdem mit der Wirtschafts- und Währungsunion hochwertigere und den Bedürfnissen besser angepasste Inputfaktoren verfügbar waren, die meist günstiger eingekauft als auf den veralteten Anlagen selbst hergestellt werden konnten.

Der Lohnschock

Die Währungsunion mit der Umstellung der Löhne im Verhältnis 1:1 auf DM und der folgenden starken Lohnsteigerungen¹ führten zu einem Lohnschock und stellten die ostdeutschen Unternehmen vor große Probleme, denn die Löhne stiegen viel schneller als die Arbeitsproduktivität. Durch das Missverhältnis von Arbeitsproduktivität und -kosten waren viele Betriebe nicht überlebensfähig und mussten somit geschlossen werden, während andere gezwungen waren die Zahl ihrer Beschäftigten radikal zu reduzieren.

Der Regulierungsschock

Die Wiedervereinigung war nicht die Vereinigung zweier gleichwertiger Partner. Mit dem 3. Oktober 1990 übernahmen die Gebiete der ehemaligen DDR mit einigen wenigen Übergangsregelungen das gesamte westdeutsche Rechts- und Verwaltungssystem. Dies war so gewollt und man versprach sich davon die Sicherheit von Eigentumsrechten und damit verbundene Anreize zur ökonomischen Eigeninitiative. Doch für die ostdeutsche Bevölkerung war es sehr schwierig die neuen „Spielregeln“ zu erlernen, da nicht einfach nur Institutionen durch andere ersetzt wurden, sondern auch die Intensität des neuen Regulierungssystems wesentlich höher war und ihre Einhaltung auch stärker überwacht wurde. Im sozialistischen System wurde von oben verordnet, was getan werden sollte, das Individuum musste dementsprechend kaum Entscheidungen treffen, für die es anschließend die Verantwortung zu tragen hatte. Das neue System war jedoch nur ein Rahmenwerk, innerhalb dessen Entscheidungen über die optimale Vorgehensweise zu treffen waren. Auch für die Betriebe waren viele Anpassungen an die neuen Regularien zu treffen, beispielsweise im Bereich des Umweltschutzes, was wiederum oft hohe Kosten zur Folge hatte.

¹Allein im Jahr 1990 schätzen Brezinski und Fritsch (1996) den Lohnanstieg auf 500%.

Der mentale Schock

All diese Veränderungen hatten natürlich auch einen mentalen Schock zu Folge. Das sozialistische System wollte einen „neuen Menschen“ hervorbringen, der zum Wohle der sozialistischen Gesellschaft und des Staates seine Kraft einsetzt. Dies gelang jedoch nicht. Vielmehr waren die Menschen² sehr materiell orientiert und politisch eher passiv. Unternehmerisches Verhalten war nicht sehr stark ausgeprägt, vielmehr hielt man sich an die Anweisungen der jeweiligen Vorgesetzten. Nach der Wiedervereinigung war daher das Gründungsverhalten auch eher begrenzt, während die Leitungen der alten Betriebe kaum den Managementanforderungen gerecht wurden und werden konnten, da ihnen sowohl die Kenntnisse als auch die Einstellung fehlten.

All diese Schocks in Verbindung mit dem maroden Kapitalstock und Problemen bei der Privatisierung der ehemaligen Staatsbetriebe führten zu einem starken Einbruch in der ostdeutschen Industrie, dessen Ausmaße im folgenden Abschnitt angedeutet werden sollen.

2.2. Die Entwicklung der neuen Bundesländer

2.2.1. Die DDR am Vorabend der Wiedervereinigung

Nachdem Erich Honecker am 18. Oktober abgetreten war, gab sein Nachfolger Egon Krenz den Auftrag für eine Bestandsaufnahme der Lage der ostdeutschen Wirtschaft. Das Ergebnis der Autoren Schürer³, Schalck, Beil, Donda und Höfner war katastrophal. Die bisherigen Erfolgsfaktoren stellten sich in einer genaueren Analyse als Negativposten dar⁴:

- Das vormals gepriesene dynamische Wachstum des Nationaleinkommens betrug in den vergangenen 17 Jahren durchschnittlich

²Siehe z.B. Deutsch (1986), Ueltzhöffer u. Flaig (1994).

³Diese Analyse wurde daher auch als „Schürer“-Analyse oder „Schürer“-Papier bekannt nach Gerhard Schürer, dem Vorsitzenden der Staatlichen Plankommission.

⁴Siehe Hertle (1998), im Anhang findet sich auch ein Abdruck der „Schürer“-Analyse.

4% pro Jahr. Allerdings verlangsamte sich dieses Wachstum in den letzten Jahren.

- Der Materialverbrauch konnte zwar gesenkt, die Vorgaben des Fünfjahresplanes 1986-1990 konnten jedoch nicht erreicht werden.
- Die Entwicklung und Produktion mikroelektronischer Bauelemente einschließlich eines wesentlichen Teils der dazu erforderlichen speziellen Produktionsausrüstungen für hochintegrierte Schaltkreise wurde gemeistert, jedoch betrug die Kosten ein Vielfaches des internationalen Standes und ihr Einsatz in der DDR und im Export musste jährlich mit mehr als 3 Mrd. Mark gestützt werden.
- Unterdurchschnittliche Ernten in den Jahren 1988 und 1989 erforderten erneute Getreideimporte aus dem NSW, die bereits abgelöst waren.
- Die Investitionen in die Verkehrsinfrastruktur gingen hauptsächlich zugunsten der Eisenbahn, bei der der Elektrifizierungsgrad verdoppelt werden konnte. Dafür musste das Straßenwesen vernachlässigt werden, der Verschleißgrad von Straßen und Autobahnen war dementsprechend hoch.
- Der Anstieg des Realeinkommens (zwischen 1980 und 1988 um durchschnittlich 4,4% jährlich) überstieg das Wachstum des produzierten Nationaleinkommens (etwa 4,2% jährlich), was inflationäre Tendenzen zur Folge hatte.
- Für mehr als die Hälfte der DDR-Bevölkerung wurden seit 1970 neue Wohnungen gebaut. Gleichzeitig fehlten jedoch Gelder für dringend notwendige Sanierungsmaßnahmen an bestehenden Wohnungen, so dass viele ältere Wohnungen nicht mehr bewohnbar waren.

- Der Planungs- und Verwaltungsaufwand entwickelte sich übermäßig, so dass nicht mehr vom Bestehen eines funktionierenden Systems der Leitung und Planung auszugehen war.

Die Arbeitsproduktivität wird von den Autoren auf etwa 60% des Wertes der BRD geschätzt und der Verschuldungsgrad im nichtsozialistischen Wirtschaftsgebiet hatte eine solche Höhe erreicht, dass die Zahlungsfähigkeit der DDR in Frage gestellt wird. Als Gründe für die prekäre ökonomische Lage geben Schürer und seine Koautoren unter anderem an:

- Der Verschleißgrad der Ausrüstungen nimmt durch einen Rückgang der Investitionsquote dramatisch zu, vor allem aber im produktiven Bereich (in der Industrie von 47,1% 1975 auf 53,8% 1988, im Bauwesen von 49% auf 67%, im Verkehrswesen von 48,4% auf 52,1% und in der Land-, Forst- und Nahrungsgüterwirtschaft von 50,2% auf 61,3%).
- Der Verbrauch ist schneller gewachsen als die eigenen Leistungen, so dass die Verschuldung im NSW von 2 Mrd. VM 1970 auf 49. Mrd. VM 1989 gewachsen und die Verbindlichkeiten des Staatshaushaltes gegenüber dem Kreditsystem von 12 Mrd. M 1970 auf 123 Mrd. M im Jahr 1988 angestiegen sind. Damit verbunden war ein ständig wachsender Kaufkraftüberhang und gestiegene Sparguthaben, so dass auch die Zinszahlungen an die Bevölkerung immer größer wurden.
- Die Exportziele des Fünfjahresplans 1986-1990 konnten nicht erfüllt werden. Statt eines Exportüberschusses von 23,1 Mrd. VM gab es einen Importüberschuss von 6 Mrd. VM, wodurch der Schuldenstand in der zweiten Hälfte der 80er Jahre so stark ansteigen konnte.

Die zur Aufrechterhaltung der Zahlungsfähigkeit notwendigen Exportüberschüsse für die Jahre 1990 bis 1995 halten die Autoren für unerreich-

bar und konstatieren so die unmittelbar bevorstehende Zahlungsunfähigkeit. Um dies noch zu verhindern sei eine grundsätzliche Änderung der Wirtschaftspolitik dahingehend notwendig, das Leistung und Verbrauch wieder in Übereinstimmung gebracht werden müssen.

2.2.2. Der Zusammenbruch in den neuen Bundesländern

In diesem einen Jahr zwischen Oktober 1989 und Oktober 1990 überschlugen sich die Ereignisse und die Reformvorschläge wurden durch Übernahme des Rechts- und Wirtschaftssystems der Bundesrepublik mit der Wirtschafts-, Währungs- und Sozialunion am 1. Juli 1990 gegenstandslos. Wurden zunächst von Kanzler Helmut Kohl „blühende Landschaften“⁵ versprochen, führte die Vereinigung zu einem dramatischen Zusammenbruch der ostdeutschen Wirtschaft. Sinn und Sinn (1992) vergleichen die ostdeutsche Depression sogar mit der Weltwirtschaftskrise der Jahre 1928 bis 1933.

Zum Ausdruck kamen diese teils recht schmerzhaften Umwälzungen in dem enormen Bevölkerungsverlust, den die neuen Länder seit 1989 (siehe Tab. 2.1) zu verkraften hatten. In diesem ersten Jahr verließen fast 390000 Personen ihre Heimat, entweder über Drittländer wie die Tschechoslowakei und Ungarn, oder nach der Maueröffnung am 9. November 1989 auch ganz offiziell über die noch existierende deutsch-deutsche Grenze. Im darauf folgenden Jahr waren es sogar fast 400000 Menschen. Zwar stieg auch die Zahl der in die neuen Bundesländer zuziehenden Personen, diese konnten jedoch die Fortzüge vor allem in den ersten Jahren bei weitem nicht kompensieren. Bereits 1993 belief sich der Nettoverlust auf über eine Million Menschen. Gründe für diese starke Abwanderung lagen im Gefälle des Lebensstandards und bei wesentlich besseren beruflichen Perspektiven in den alten Bundesländern. Der Verlust von gut ausgebildeten Arbeitskräften und Kaufkraft verstärkte die Krise der neuen Bundesländer noch zusätzlich. Berlin Ost und Brandenburg nehmen hier eine Sonderstellung ein, denn in diesen Gebieten konnte der

⁵Helmut Kohl, 21.06.1990, bei der Debatte im Bundestag um den Staatsvertrag

Nettoverlust bereits 1992 bzw. 1995 gestoppt werden. Dabei profitierten beide Regionen von ihrer Lage bezüglich Westberlins⁶ bzw. vom neuen Status Berlins als Bundeshauptstadt.

Tabelle 2.1.: Innerdeutsche Wanderungen

Jahr	Fortzüge	Zuzüge	Wanderungssaldo		
	aus neuen Ländern	in neue Länder	Neue Länder	Brandenburg	Berlin Ost
1989	388396	5135	-383261	-	-
1990	395343	36217	-359126	-	-
1991	249743	80267	-169476	-28492	-2789
1992	199170	111345	-87825	-22127	2181
1993	172386	119100	-53286	-11203	259
1994	163034	135774	-27260	-54	2395
1995	168336	143063	-25273	922	729
1996	166007	151973	-14034	3151	2530
1997	167789	157348	-10441	5550	5647
1998	182478	151750	-30728	4720	3291

Quelle: Statistisches Bundesamt (1999)

Ein weiteres Zeichen für den dramatischen Zusammenbruch der Wirtschaft ist der Abbau unzähliger Arbeitsplätze. In der DDR gab es offiziell keine Arbeitslosigkeit, was dazu führte, dass in vielen Betrieben mehr Menschen arbeiteten, als eigentlich notwendig gewesen wären. Investitionsmittel waren knapp, moderne Maschinen so gut wie nicht zu bekommen, also wurde das fehlende Kapital mit menschlicher Arbeitskraft kompensiert, die im Verhältnis zu westlichen Industrieländern günstig war. Nach der Wirtschafts- und Währungsunion mussten Ostbetriebe rationalisieren, also Arbeitsplätze abbauen, um bei steigenden Lohnkosten wettbewerbsfähig zu werden bzw. zu bleiben. Auch Investitionen in neue, effizientere Maschinen verringerten den Bedarf an Arbeitskräften. Und schließlich waren viele Betriebe und Unternehmen in den neuen Ländern trotz aller Anstrengungen nicht überlebensfähig und mussten geschlossen werden. Die Zahl der Erwerbstätigen (s. Abb. 2.2) in den neuen Ländern fiel von 9,7 Mill. im Jahr 1989 um mehr als ein Drittel auf etwa 6,2 Mill. im Jahr 1993.

⁶Innerhalb Berlins gab es nach Angaben des Statistischen Landesamtes (2000) zwischen 1991 und 1999 mehr Umzüge aus dem West- in den Ostteil als umgekehrt und auch in das brandenburgische Umland Berlins zogen wesentlich mehr Menschen als von dort nach Berlin zogen.

Tabelle 2.2.: Erwerbstätige in den neuen Bundesländern

Jahr	Insgesamt	Land- u. Forstwirtschaft, Fischerei	Produzierendes Gewerbe	Handel und Verkehr	Dienstleistungs- unternehmen	Staat, private HH, Org. ohne Erwerbs- zweck
1989	9747	976	4386	1513	619	2255
1990	8820	781	3944	1405	684	2007
1991	7321	454	2987	1241	932	1707
1992	6387	282	2282	1146	1011	1666
1993	6219	233	2171	1129	1111	1575
1994	6330	227	2207	1135	1223	1538
1995	6396	224	2235	1121	1306	1510
1996	6267	213	2147	1097	1341	1469
1997	6078	213	2060	1076	1337	1392
1998	6055	214	2019	1065	1392	1365

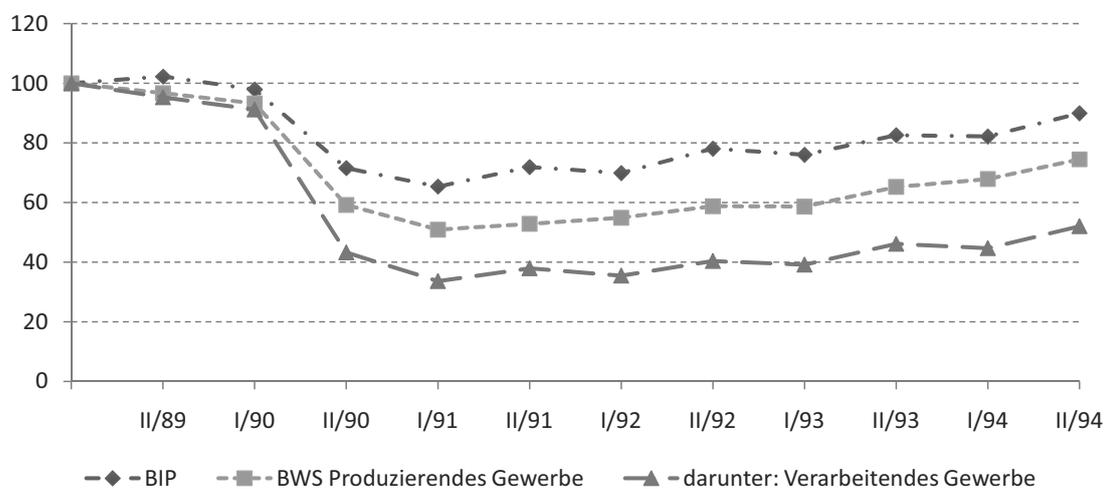
Quelle: Statistisches Bundesamt (1999), Erwerbstätige in Tausend

Die Wiedervereinigung und die damit verbundenen Schocks, wie sie im vorangegangenen Abschnitt erläutert wurden, führten zu „einem Zusammenbruch der ostdeutschen Wirtschaft, der noch dramatischer verlief, als es selbst Pessimisten erwartet hatten“ (Sinn u. Sinn, 1992, S. 30). Das Bruttoinlandsprodukt (s. Abb. 2.2) fiel gegenüber dem ersten Halbjahr 1989 bis 1991 um 35%. Die Industrieproduktion lag bereits im Juli 1990, also im Monat nach der Währungsunion, nur noch bei 60% des Durchschnittsniveaus des ersten Halbjahres und sank im ersten Halbjahr des Folgejahres auf etwa ein Drittel des Ausgangsniveaus. Damit war jedoch bereits ein Jahr nach der Wiedervereinigung die Talsohle erreicht und ab dem zweiten Halbjahr 1991 konnten sowohl das Bruttoinlandsprodukt als auch die Industrieproduktion wieder langsam zulegen. Solch ein U-förmiger Verlauf ist typisch für Transformationsländer⁷ und wird von Blanchard (1996) und Blanchard u. Kremer (1997) auf die Störung von Zulieferer-Abnehmer-Beziehungen und Widerstände gegen die Restrukturierung, die umso größer sind, je stärker die anfänglichen negativen Auswirkungen sind, zurückgeführt. In Ostdeutschland ist der Einschnitt

⁷Siehe Blanchard (1996) für ähnliche Darstellungen für Polen, Tschechien, die Slowakei, Ungarn und Bulgarien.

jedoch in kürzerer Zeit wesentlich gravierender verlaufen als in vielen anderen Transformationsländern Mitteleuropas, was nicht zuletzt der starken Konkurrenz im eigenen Land geschuldet ist. Andererseits konnte der Abwärtstrend durch enorme Transferleistungen und die rasche Privatisierung schneller gestoppt und ein stärkeres Wachstum angeregt werden.

Abbildung 2.2.: Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes und der Bruttowertschöpfung ausgewählter Bereiche.



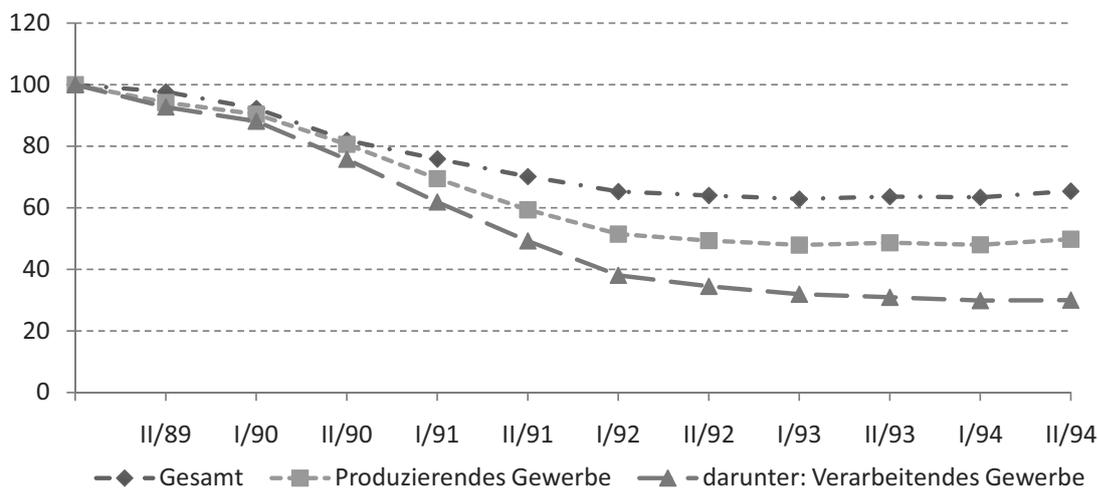
Quelle: Beschäftigungsobservatorium (1995)

Anmerkung: Entwicklung von Bruttoinlandsprodukt und Bruttowertschöpfung im Produzierenden Gewerbe bzw. im Verarbeitenden Gewerbe gegenüber Basishalbjahr. I/89=100

Etwas langsamer, jedoch zum Teil noch dramatischer, verlief die Entwicklung der Zahl der Erwerbstätigen (s. Abb. 2.3). Die Erwerbstätigkeit verringerte sich bis 1993 insgesamt auf knapp über 60% des Niveaus im ersten Halbjahr 1989. Im Produzierenden Gewerbe halbierte sich die Zahl der Erwerbstätigen, was vor allem auf Arbeitsplatzverluste im Verarbeitenden Gewerbe (-70%) und im Bereich Bergbau und Energie (minus zwei Drittel) zurückzuführen war, während im Baugewerbe die Erwerbstätigkeit ausgeweitet wurde. In der Land- und Forstwirtschaft sowie in der Fischerei sank die Zahl der Erwerbstätigen bis Ende 1994 auf nur noch ein Viertel der Beschäftigtenzahl vor der Wiedervereinigung. Die Zahl der Arbeitslosen (s. Abb. 2.4) stieg innerhalb eines Jahres auf über eine Million Personen, noch mehr befanden sich in

Arbeitsbeschaffungs- oder Weiterbildungsmaßnahmen. Zu den Abwanderungen kamen noch einmal Hunderttausende, die zwar ihren Wohnsitz nicht verlagerten, die jedoch zu einer Arbeit in den alten Bundesländern pendelten⁸. Ab Mitte der 90er Jahre stabilisierte sich die Zahl der Arbeitslosen nach einem kurzen Rückgang 1994 und 1995 durch eine Expansion der Erwerbstätigkeit im Baugewerbe und in Bereichen des Dienstleistungssektors, zwischen 1,3 und 1,4 Millionen, die jedoch ohne die Maßnahmen der Bundesagentur für Arbeit noch um einiges höher liegen würde.

Abbildung 2.3.: Entwicklung der Erwerbstätigenzahlen



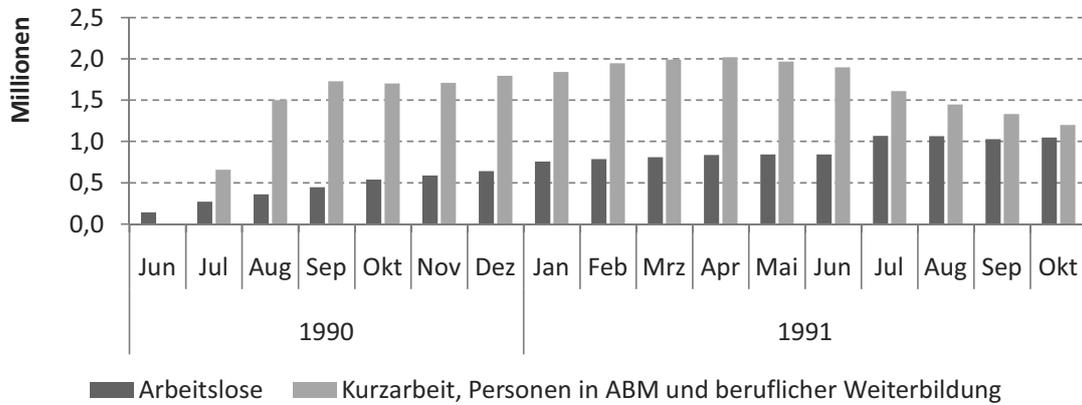
Quelle: Beschäftigungsobservatorium (1995)

Anmerkung: Entwicklung der Beschäftigung insgesamt, im Produzierenden Gewerbe und im Verarbeitenden Gewerbe gegenüber Basishalbjahr. I/89=100

Die starken Fluktuationen der Beschäftigung sind Ausdruck einer radikalen Strukturanpassung (s. Abb. 2.5). Es ist deutlich zu erkennen, dass 1989 der Industriesektor und die Landwirtschaft überproportionalen Anteil an den Erwerbstätigen hatten, während der vernachlässigte Dienstleistungssektor stark unterrepräsentiert war. Dies war Resultat der Abschottung der DDR von der Weltwirtschaft und den Autarkiebestrebungen sowie der Arbeitsteilung innerhalb der RGW-Staaten. Der

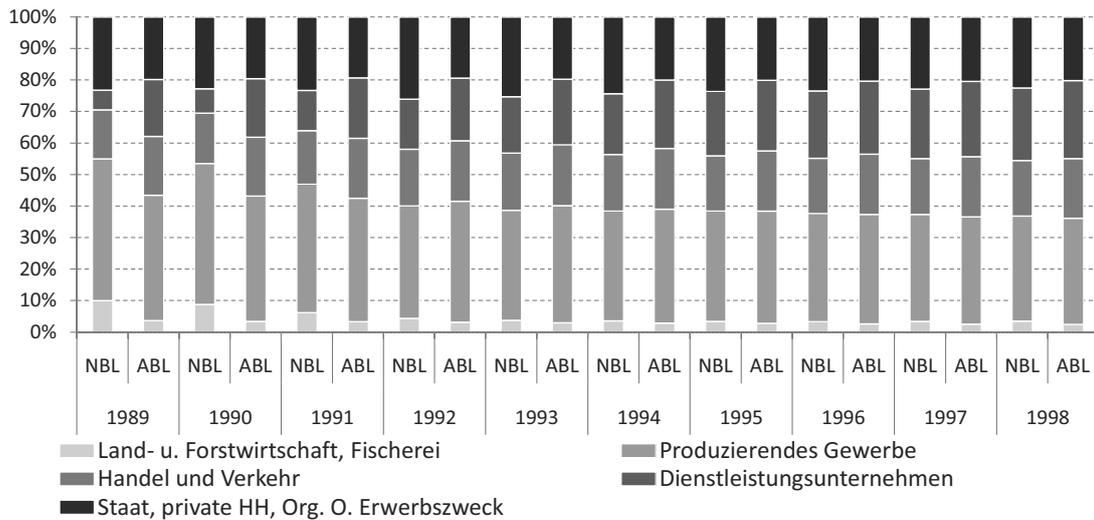
⁸Siehe Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (1995), die für die Jahre 1992 bis 1994 ein Pendlersaldo von jeweils mehr als 300000 Personen ausweisen.

Abbildung 2.4.: Arbeitslosigkeit



Quelle: Bundesagentur für Arbeit/Sachverständigenrat

Abbildung 2.5.: Erwerbstätige nach Branchen

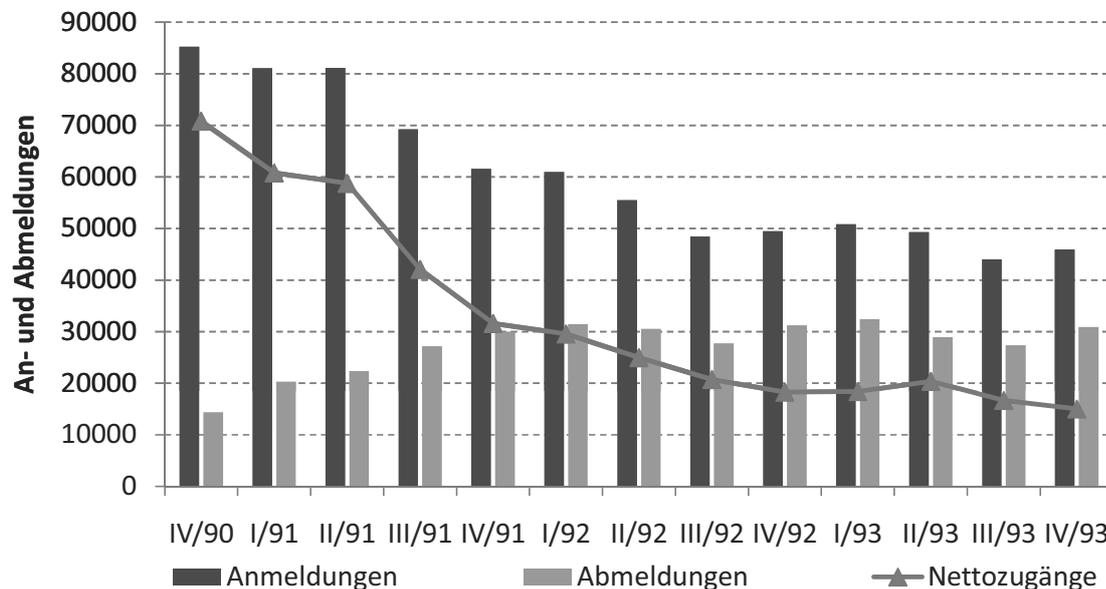


Quelle: Statistisches Bundesamt (1999)

Dienstleistungsbereich wurde vernachlässigt, da er nach herrschender Meinung keinen echten Mehrwert brachte. Bis 1998 scheinen sich die Strukturen angeglichen zu haben, denn die sektoralen Anteile an den Erwerbstätigen entsprechen weitgehend denen in Westdeutschland.

Wie turbulent es in dieser Zeit zugeht, verdeutlicht das Gründungsgeschehen (s. Abb. 2.6) in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung.

Abbildung 2.6.: Gründungsgeschehen

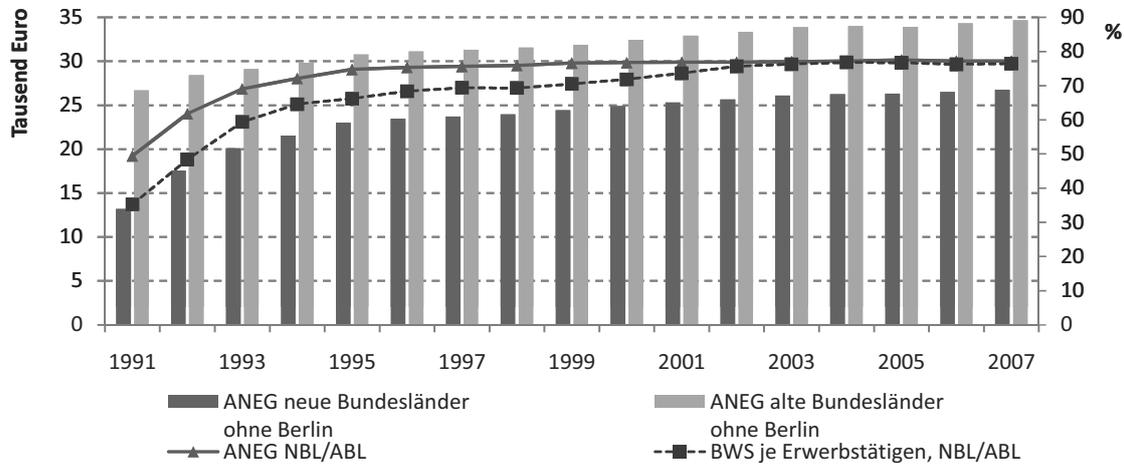


Quelle: Statistisches Bundesamt

Die ehemaligen Kombinate und Volkseigenen Betriebe wurden aufgelöst und privatisiert, viele Menschen machten sich mit einem eigenen Gewerbe selbständig. Wie schwierig es jedoch für viele Betriebe war, sich durchzusetzen und wirtschaftlich erfolgreich zu arbeiten, zeigt die rasch ansteigende Zahl von Gewerbeabmeldungen. Aus diesen aggregierten Zahlen lässt sich nicht erkennen wie diese großen Fluktuationen zustande kommen, ob also vor allem alte (Ost-)Unternehmen vom Markt verschwinden oder ob es sich dabei auch um die neu gegründeten Betriebe handelt. Dies soll in Abschnitt 4 näher untersucht werden.

Ein großes Problem der ostdeutschen Wirtschaft war die niedrige Produktivität. Nach Schätzungen von Görzig und Gornig (1991) war die Arbeitsproduktivität, also das pro Erwerbstätigen erwirtschaftete Bruttoinlandsprodukt, der DDR 1985 zwar höher als in den anderen RGW-Ländern, aber deutlich geringer als in den westlichen Industrieländern. Wurde für das Jahr 1985 eine Bruttowertschöpfung pro Erwerbstätigen von durchschnittlich etwa 60% des Westniveaus geschätzt, lag sie 1991 gerade einmal bei etwa 35% (s. Abb. 2.7). Görzig und Gornig weisen auch darauf hin, dass es große Produktivitätsschwankungen sowohl zwischen

Abbildung 2.7.: Bruttowertschöpfung und Arbeitnehmerentgelt je Arbeitnehmer



Quelle: Statistisches Bundesamt, Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder

verschiedenen Wirtschaftszweigen als auch innerhalb der Branchen gibt. Zwar konnte die Produktivität nach der Wiedervereinigung stetig ausgebaut werden, so dass der Rückstand geringer wurde, doch auch 2007 liegt die Arbeitsproduktivität noch bei nur etwa 75% des Wertes der alten Bundesländer. Gründe hierfür könnten die immer noch geringere Kapitalausstattung ostdeutscher Betriebe und unterschiedliche Unternehmensstrukturen sein⁹.

Ein weiterer Grund für das Ausscheiden vieler ostdeutscher Betriebe aus dem Markt dürfte das schnelle Ansteigen der Löhne und Gehälter gewesen sein. Lagen diese 1989 bei nur 35% des Westniveaus, lagen sie 1991 bereits bei etwa 50% (s. Abb. 2.7) und stiegen bis 1995 auf fast drei Viertel. Das geringere Lohnniveau hätte ein Wettbewerbsvorteil für die ostdeutschen Betriebe sein können, es stieg jedoch schneller als die Produktivität der Erwerbstätigen, so dass dies die Überlebensfähigkeit vieler Betriebe zusätzlich verringerte. Im Vorfeld der Währungsunion wurde viel über den Umtauschkurs debattiert. Während vor allem Wirtschaftswissenschaftler und Banker zu einem Umtauschkurs von 1DM:2M

⁹So wird immer wieder angeführt, dass Betriebe in den neuen Bundesländern im Durchschnitt kleiner sind, wodurch Vorteile durch Arbeitsteilung und Skaleneffekte nicht so gut genutzt werden können. Eine Analyse für das Verarbeitende Gewerbe in Berlin und Brandenburg folgt im Kapitel 4.

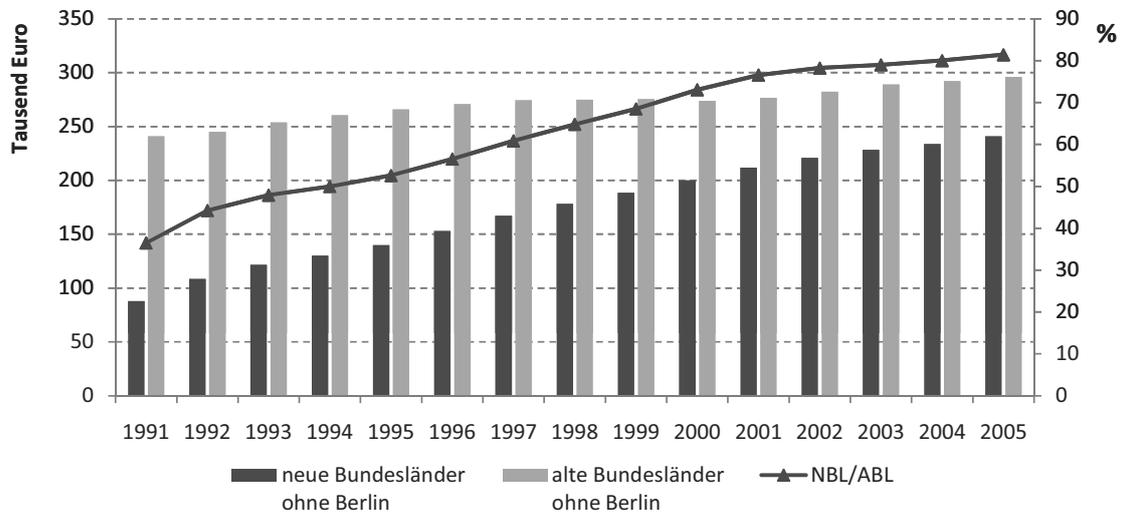
tendierten, setzte sich die Politik durch, die einen Umtauschkurs 1:1 bei Löhnen und zumindest eines Teils der Sparguthaben favorisierten. Auch die Lohnsteigerungen nach der Währungsunion waren eher politisch gewollt als ökonomisch gerechtfertigt.

Hätten mehr Betriebe überleben können, wenn die Löhne nicht so schnell gestiegen wären? Dies hätte vielleicht die Überlebenschancen einiger Unternehmen erhöht, ihnen erlaubt, ihre Produkte zu einem konkurrenzfähigen Preis anzubieten. Andererseits dürfte es sehr schwierig sein, innerhalb eines Wirtschaftsgebietes Regionen mit solch unterschiedlichen Lohnniveaus auf längere Sicht zu etablieren. Die Preise haben sich in den neuen Ländern sehr schnell den Preisen im westlichen Teil angenähert, was das Gefälle des Lebensstandards noch vergrößert und so die Wanderungsbewegungen wahrscheinlich noch verstärkt hätte, was wiederum nicht im Sinne der Politik sein konnte.

Die geringe Produktivität Ostdeutschlands war auch der Unfähigkeit der Planwirtschaft geschuldet „den Produktionsapparat im notwendigen Umfang zu erneuern und zu modernisieren“ (Molitor, 1991, S. 10). Demnach war der Kapitalstock technisch weitgehend obsolet, mehr als die Hälfte der Ausrüstungen war 1988 älter als 10 Jahre, ein Fünftel sogar 20 Jahre und älter. So ist die Kapitalintensität (s. Abb. 2.8), die Kapitalausstattung pro Erwerbstätigen, in den neuen Bundesländern wesentlich geringer als im Westteil. Lag sie 1991 noch bei etwas mehr als einem Drittel des Westniveaus, konnte sie zwar deutlich zulegen, erreichte aber auch im Jahr 2005 nur etwas mehr als 80%. Eine bessere Kapitalausstattung lässt aber auch einen produktiveren Einsatz von Arbeitskräften zu, so dass hier ein weiterer Grund für die geringere Produktivität der Erwerbstätigen in den neuen Bundesländern liegen könnte.

Im Gegenzug ist der Produktionsapparat in den ostdeutschen Ländern dagegen auch relativ modern. Alte Maschinen konnten kaum noch genutzt und neue mussten angeschafft werden. Auf diese Weise konnte der Modernitätsgrad des Anlagevermögens, also das Verhältnis von Netto- zu Bruttowert, der Neuen Bundesländer bereits 1994 den der Alten Länder überholen. Dadurch kann der Nachteil der geringeren Kapitalaus-

Abbildung 2.8.: Kapitalintensität



Quelle: Statistisches Bundesamt, Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder

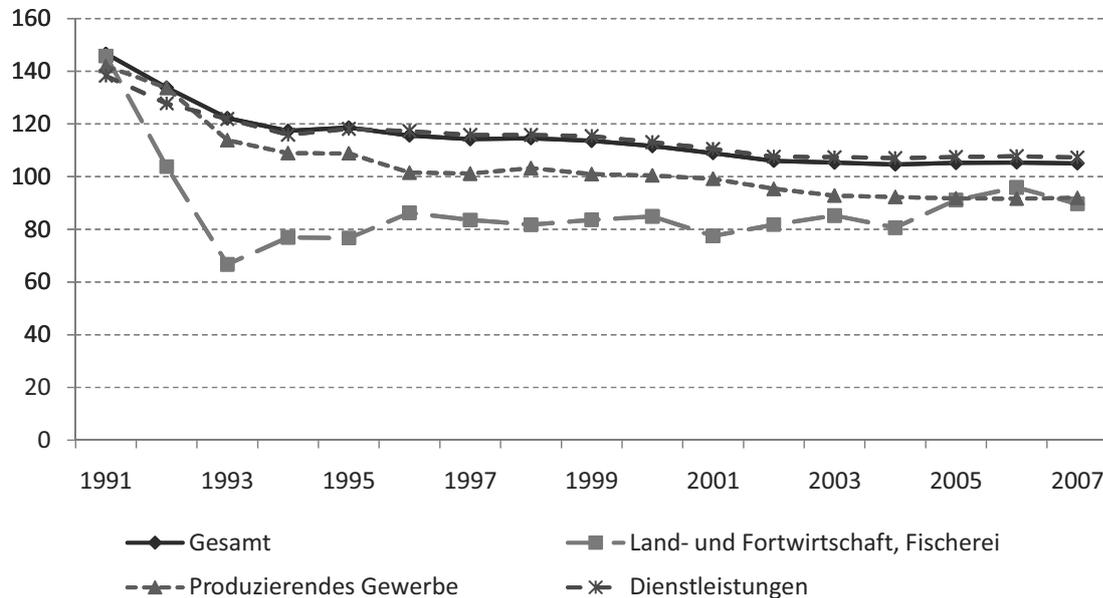
stattung zumindest teilweise wieder ausgeglichen werden.

Abbildung 2.9 zeigt die bereinigten Lohnstückkosten¹⁰ in den ostdeutschen Ländern im Vergleich zu Westdeutschland. Zu erkennen ist, dass die Lohnstückkosten 1991 in allen Bereichen etwa 40% über dem Niveau der alten Bundesländer lagen, sich dann jedoch sehr unterschiedlich entwickelten. Besonders in der Land- und Forstwirtschaft und Fischerei konnten die Lohnstückkosten sehr stark gesenkt werden und lagen bereits 1993 unter Westniveau. Dies ist vor allem auf den schnellen und besonders großen Beschäftigungsabbau und die größere Nutzfläche pro Betrieb¹¹ in den neuen Ländern zurückzuführen. Im Produzierenden Gewerbe wurden im Jahr 2000 die Lohnstückkosten der alten Bundesländer erreicht und in den Folgejahren unterschritten.

¹⁰Die realen Lohnstückkosten sind berechnet als Verhältnis von Arbeitnehmerentgelt und nominalem Bruttoinlandsprodukt. Das Arbeitnehmerentgelt umfasst sämtliche Geld- und Sachleistungen, die den Arbeitnehmern innerhalb eines Wirtschaftsgebietes aus Arbeits- und Dienstverhältnissen zugeflossen sind und setzten sich aus den Bruttolöhnen und -gehältern sowie den Sozialbeiträgen der Arbeitgeber zusammen. Bei langfristigen Vergleichen ist die Veränderung der Beschäftigungsstruktur zu berücksichtigen, da sich der Anteil der Selbständigen an den Erwerbstätigen verändert. Dementsprechend wird bei den bereinigten Lohnstückkosten der Quotient aus Arbeitnehmerentgelt pro Arbeitnehmer und Bruttoinlandsprodukt je Erwerbstätigen gebildet.

¹¹So hatten in den alten Bundesländern 1991 nur etwa 1,2% aller Landwirtschaftlichen Betriebe eine Nutzfläche von 50 ha und mehr, während es in den neuen Ländern fast jeder fünfte Betrieb auf solch eine Größe brachte. Berechnet nach Statistisches Bundesamt (2004).

Abbildung 2.9.: Bereinigte Lohnstückkosten der neuen Bundesländer ohne Berlin



Quelle: Statistisches Bundesamt, Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder

Anmerkung: Bereinigte Lohnstückkosten ist das Verhältnis von Arbeitnehmerentgelt pro Arbeitnehmer und Bruttowertschöpfung pro Erwerbstätigen. Alte Bundesländer = 100.

Wie bereits angesprochen hatte die Wiedervereinigung auch starke Auswirkungen auf den Außenhandel der neuen Bundesländer. Bis zu diesem Zeitpunkt hielten sich Ein- und Ausfuhren der DDR in etwa die Waage. Die UNO gibt für das Jahr 1988 Ausfuhren im Wert von 32,2 Mrd. US-\$ an, während Waren im Wert von 31,1 Mrd. US-\$ eingeführt wurden. Etwa zwei Drittel des DDR-Außenhandels wurden dabei mit den anderen Mitgliedern des RGW abgewickelt, allen voran mit der UdSSR.

Die Bundesrepublik war der wichtigste Handelspartner der DDR im nichtsozialistischen Ausland und der innerdeutsche Handel ist in den 80er Jahren stark angewachsen. Laut Bundesbank lieferte die BRD 1988 Waren im Wert von 6,5 Mrd. DM in die DDR, Waren im Wert von 6,4 Mrd. DM wurden in die entgegengesetzte Richtung geliefert.

Hielt sich also vor der Wiedervereinigung das Außenhandelsdefizit noch in Grenzen, so wurden die Neuen Bundesländer in der Folgezeit zu großen Nettoimporteuren. Im Handel mit den ehemaligen Partnern in

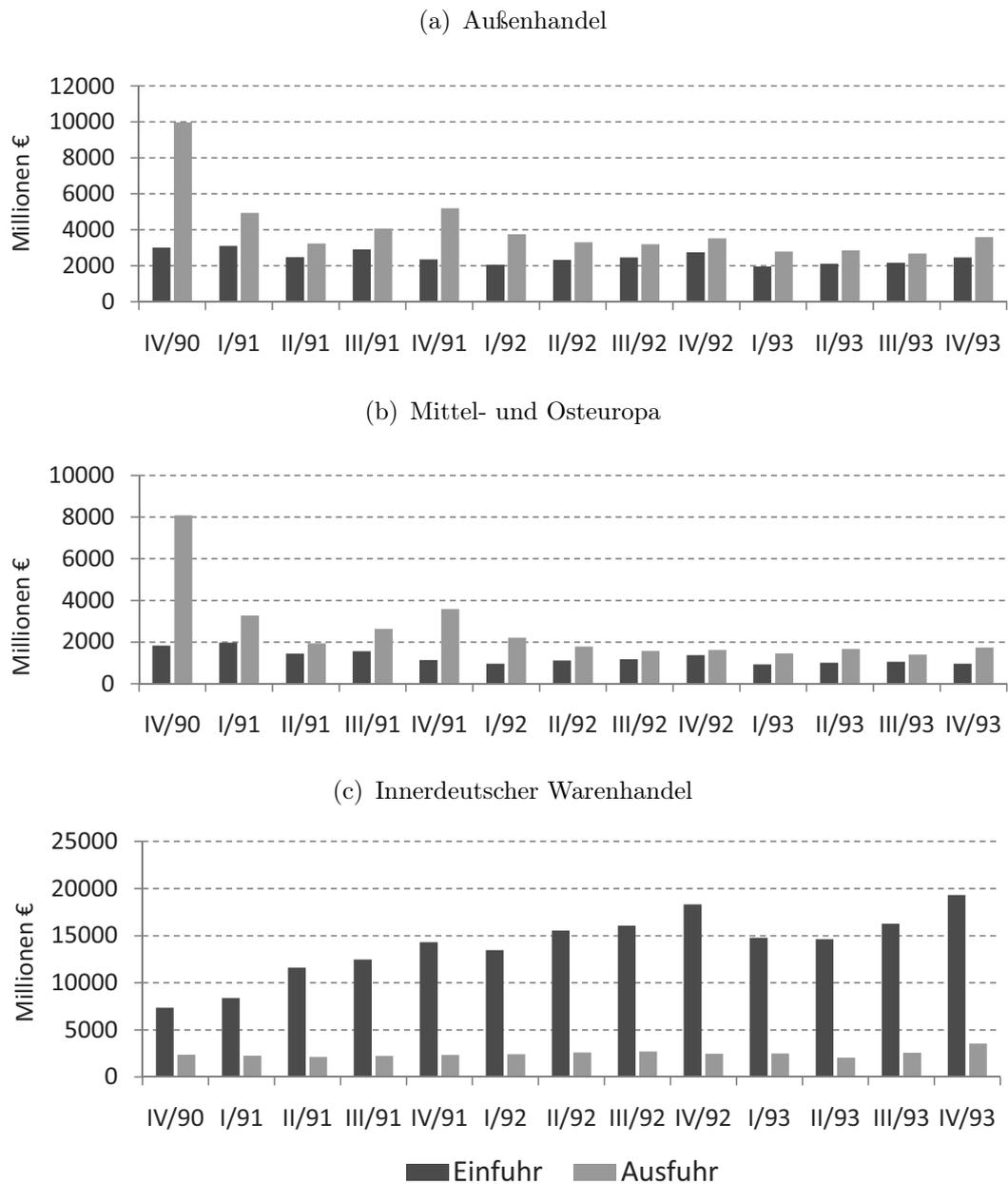
Ost- und Mitteleuropa¹² (s. Abb. 2.10) brachen zunächst vor allem die Einfuhren deutlich ein. Bezogen die Neuen Bundesländer nach Angaben des Statistischen Bundesamtes 1989 noch Waren im Wert von etwa 26 Mrd. DM aus diesen Ländern, so fiel dieser Wert 1990 auf 22,8 Mrd. DM, wobei auf das zweite Halbjahr jedoch nur noch etwas mehr als 6 Mrd. DM entfallen. Hier scheint der Rückgang demnach genau mit der Währungsunion zusammenzufallen. Im folgenden Jahr belaufen sich die gesamten Ausfuhren nur noch auf 8,7 Mrd. DM.

Die Exporte in die Länder Ost- und Mitteleuropas, die im vierten Quartal 1990 etwa drei Viertel der gesamten Ausfuhren ausmachen, reagierten etwas später. Von 1989 auf 1990 gehen diese lediglich um etwa 3 Mrd. DM zurück, auf 1991 fallen sie jedoch um mehr als die Hälfte. Theoretisch weisen die Neuen Bundesländer eine positive Außenhandelsbilanz auf, dies jedoch nur, weil der innerdeutsche Handel nicht mehr zum Außenhandel zählt, denn es wird sehr viel mehr aus den Alten Bundesländern eingeführt, als an diese geliefert wird.

An die Stelle der Einfuhren aus den ehemals sozialistischen Ländern Mittel- und Osteuropas treten ab 1990 westdeutsche Lieferungen. Diese ersetzen jedoch nicht nur Importe, sondern auch große Teile der eigenen Produktion. Bezogen die Neuen Bundesländer und Berlin Ost 1989 Waren im Wert von 8,1 Mrd. DM aus dem früheren Bundesgebiet, so sind es 1990 bereits Waren für 21,3 Mrd. DM, 1991 46,7 Mrd. DM und 1994 schon 68,7 Mrd. DM. Die Lieferungen in die entgegengesetzten Richtung können dagegen kaum gesteigert werden, so dass die neuen Bundesländer 1993 Waren im sechsfachen Wert aus dem früheren Bundesgebiet bezogen als sie dorthin lieferten. Dies macht die Situation der Betriebe in den neuen Bundesländern sehr deutlich: die größte Konkurrenz für sie kommt aus den alten Bundesländern, die den ostdeutschen Markt mit ihren günstigeren und/oder qualitativ hochwertigeren Produkten beliefert. Zudem wurden Westprodukte von den Verbrauchern oft bevorzugt, selbst wenn es vergleichbare Alternativen aus den neuen Bundesländern gab, was die Situation vieler Betriebe noch weiter verschlechterte. So

¹²Albanien, Bulgarien, ehemalige Tschechoslowakei, Polen, Rumänien, ehemalige Sowjetunion und Ungarn.

Abbildung 2.10.: Außenhandel der neuen Länder



Quelle: Statistisches Bundesamt

Anmerkung: Aus- und Einfuhren der Neuen Bundesländer. Mittel- und Osteuropa: Albanien, Bulgarien, ehemalige Tschechoslowakei, Polen, Rumänien, ehemalige Sowjetunion und Ungarn.

konstatiert das Bundesministerium für Wirtschaft in seinem Bericht zum „Aufbau Ost“ aus dem Jahre 1995 den Neuen Bundesländern, dass die Inlandsnachfrage die inländische Produktion um mehr als 200 Mrd. DM übersteigt und damit nur etwa 61% der inländischen Verwendung durch die eigene Wertschöpfung abgedeckt ist.

2.2.3. Die Entwicklung in Berlin und Brandenburg

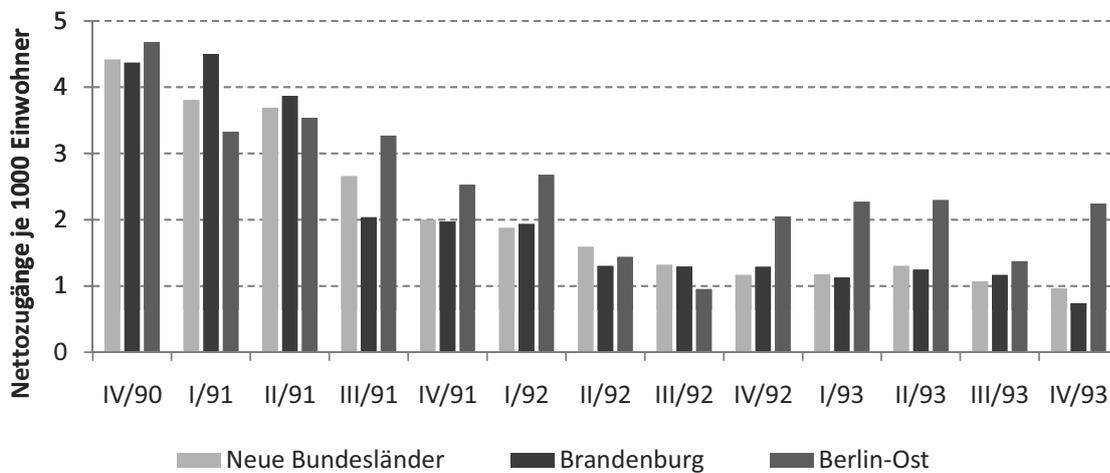
Berlin Ost und Brandenburg nehmen durch ihre Lage eine besondere Rolle unter den neuen Bundesländern ein. In beiden Regionen konnte der Bevölkerungsrückgang durch Abwanderung bereits sehr früh gestoppt und sogar umgekehrt werden. Dabei profitierten beide Gebiete sowohl von Westberlinern, die in Ostberlin oder im brandenburgischen Umland bessere oder günstigere Lebensbedingungen fanden, als auch von Zuzüglern aus dem früheren Bundesgebiet in die neue Bundeshauptstadt und ihr Umland. Dies bedeutet jedoch nicht, dass es in Brandenburg etwa keine Probleme durch Abwanderung gegeben hat und gibt. Die großen Städte wie Cottbus, Frankfurt/Oder oder Brandenburg, die nicht in unmittelbarer Umgebung zu Berlin liegen, ebenso wie die zu DDR-Zeiten künstlich aufgebauten Industriezentren wie Schwedt, Eisenhüttenstadt oder Eberswalde hatten große Wanderungsverluste insbesondere bei jungen Menschen zu verkräften, für die es kaum Zukunftsperspektiven gab, nachdem viele der ansässigen Betriebe schließen mussten. Einzig Potsdam konnte die Zahl seiner Einwohner nahezu konstant halten. Insgesamt war die Bevölkerungsentwicklung in Engerem Verflechtungsraum, also dem brandenburgischen Gebiet rund um Berlin, und Äußerem Entwicklungsraum sehr unterschiedlich.

In der Zeit nach der Wiedervereinigung waren auch in Berlin und Brandenburg große Fluktuationen in der Unternehmensstruktur zu beobachten. Die Zahl der Nettogewerbeanmeldungen¹³ pro 1000 Einwohner (s. Abb. 2.11) zeigt in Brandenburg das typische Muster der neuen Bundesländer, auch wenn sie zunächst noch etwas höher ist als im Durchschnitt. In Berlin Ost sind die Nettozugänge meist deutlich überdurchschnittlich. Dies liegt an einer besonders großen Zahl an Gewerbeanmeldungen, während die -abmeldungen bezogen auf die Einwohnerzahl in etwa den typischen Werten Ostdeutschlands entsprechen.

Dies hat auch Auswirkungen auf den Anteil der Selbständigen an allen Erwerbstätigen. Wie erwartet lag dieser in der DDR im Jahr 1989 weit

¹³Gewerbeanmeldungen abzüglich Gewerbeabmeldungen.

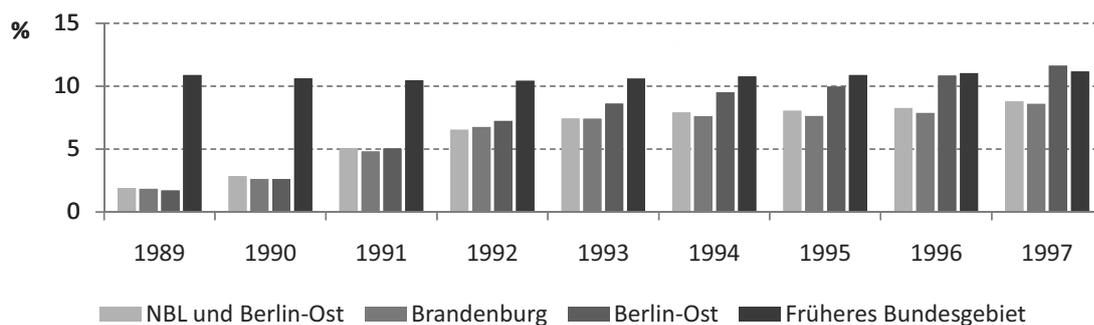
Abbildung 2.11.: Gründungsgeschehen in Berlin und Brandenburg



Quelle: Statistisches Bundesamt

hinter dem Anteil in der Bundesrepublik zurück. Während Brandenburg dem Anpassungstempo der neuen Bundesländer insgesamt folgte, stieg dieser Anteil in Berlin Ost wesentlich schneller und überstieg 1997 sogar das Niveau des früheren Bundesgebietes.

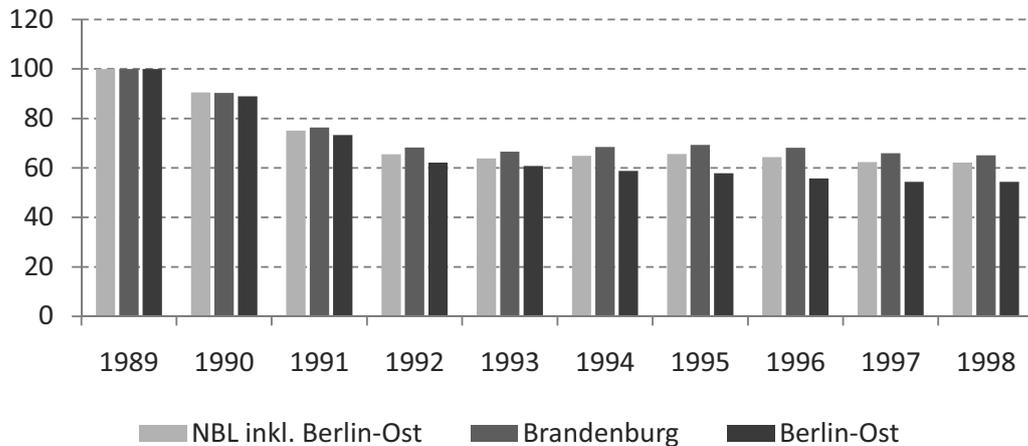
Abbildung 2.12.: Anteil der Selbständigen an den Erwerbstätigen



Quelle: Statistisches Bundesamt

Ein Grund für diesen schnellen Anstieg könnte der überdurchschnittliche Rückgang der Zahl der Erwerbstätigen (s. Abb. 2.13) sein, die in Berlin zu beobachten war. Während der Rückgang in Brandenburg etwas geringer ausfiel als im Durchschnitt der Neuen Bundesländer, war der Rückgang in Ostberlin deutlich stärker. Sank die Zahl hier bis 1998

Abbildung 2.13.: Erwerbstätige in Brandenburg und Ostberlin



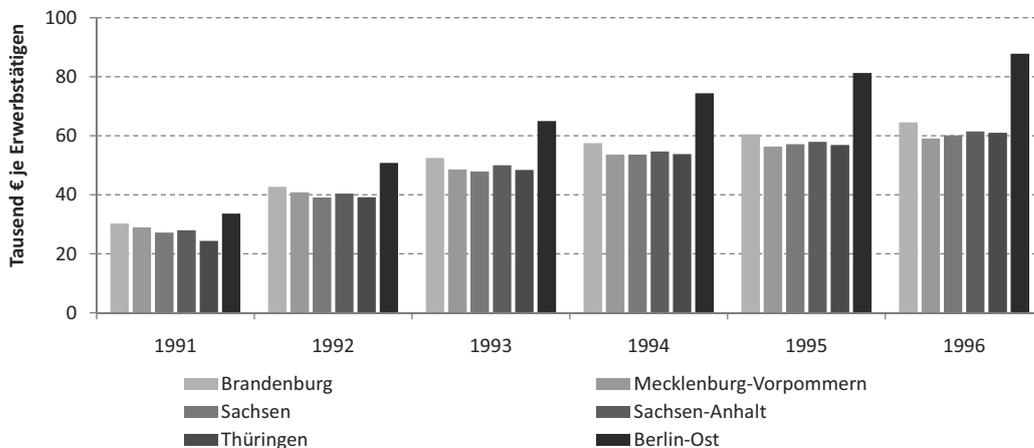
Quelle: Statistisches Bundesamt. 1989=100

auf etwa 54% des Ausgangswertes, so ging sie in Brandenburg im selben Zeitraum nur auf etwa zwei Drittel des Ausgangswertes zurück.

Der überdurchschnittliche Rückgang der Zahl der Erwerbstätigen in Verbindung mit einem für ostdeutsche Verhältnisse normalen Wachstum des Bruttoinlandsproduktes führte in Ostberlin zu einer deutlich stärkeren Zunahme der Bruttowertschöpfung je Erwerbstätigen (s. Abb. 2.14). Hier sollte jedoch die von den restlichen Neuen Bundesländern deutlich abweichende Wirtschaftsstruktur beachtet werden. So war in Ostberlin beispielsweise die Land- und Forstwirtschaft sowie Fischerei kaum vorhanden, während etwa in Brandenburg Betriebe in dieser Branche 1991 noch mehr als 4% der gesamten Bruttowertschöpfung erbrachten. Im Gegenzug war der Anteil, welcher auf Dienstleistungsunternehmen entfällt, in Berlin Ost mit mehr als 40% fast doppelt so groß wie der in Brandenburg. Das Produzierende Gewerbe dagegen war in Brandenburg mit einem Anteil von etwa 40% der Bruttowertschöpfung in der ersten Hälfte der 90er Jahre deutlich stärker vertreten als in Ostberlin, wo nur etwa ein Viertel auf diese Unternehmen entfielen.

Waren die Beschäftigten in Ostberlin im Schnitt produktiver als die in den anderen Neuen Bundesländern, so stiegen hier auch die Löhne und Gehälter überdurchschnittlich stark, so dass dieser Vorteil wieder

Abbildung 2.14.: Bruttowertschöpfung je Erwerbstätigen



Quelle: Statistisches Bundesamt

aufgewogen wurde. Die durchschnittlichen Bruttomonatsverdienste lagen zwar auch in Brandenburg über dem ostdeutschen Mittelwert, aber in Ostberlin verdiente ein Angestellter oder Arbeiter in der Industrie 1994 im Schnitt noch einmal fast 400 € mehr. Die Nähe zu Westberlin scheint also besonders großen Druck auf die Betriebe in Ostberlin und im brandenburgischen Umland ausgeübt zu haben, so dass hier höhere Löhne gezahlt werden mussten, dafür aber der Rationalisierungsdruck noch stärker war.

Leider sind viele Daten nach der Wiedervereinigung nicht mehr für den Ostteil von Berlin einzeln erhältlich, sondern nur noch für Gesamtberlin, so dass an dieser Stelle keine weiteren Aussagen über die Entwicklungen in den beiden Regionen getroffen werden können. Vielmehr sei auf das Kapitel 4 verwiesen, wo anhand von Mikrodaten noch wesentlich umfangreichere Analysen durchgeführt werden.

2.2.4. Die Rolle der Wirtschaftspolitik

Die Bundesregierung unterstützte den Transformationsprozess in den Neuen Bundesländern durch eine ganze Reihe an wirtschaftspolitischen Maßnahmen. Nachdem mit der Wirtschafts-, Währungs- und Sozialunion und der Wiedervereinigung bereits zwei der drei großen Reformbe-

reiche, namentlich der Aufbau einer institutionellen Infrastruktur und die monetäre Stabilisierung, quasi über Nacht erreicht wurden, blieb bei der realen Anpassung jedoch noch genügend Handlungsbedarf.

Ein großes Gebiet war dabei die Entflechtung der ehemaligen Volkseigenen Betriebe und Kombinate und deren Privatisierung. Hierfür wurde bereits unter der Regierung Modrow im März 1990 beschlossen, eine Treuhandanstalt (THA) zu gründen, die das Volkseigentum treuhänderisch verwalten sollte. Zu diesem Zeitpunkt sollten die Volkseigenen Betriebe jedoch lediglich in Kapitalgesellschaften umgewandelt werden, von Privatisierung war zu dieser Zeit noch keine Rede. Erst im Juni 1990 beschloss die neugewählte Volkskammer das „Gesetz zur Privatisierung und Reorganisation des volkseigenen Vermögens (Treuhandgesetz)“. Aufgabe der Treuhandanstalt wurde nunmehr möglichst viele der ostdeutschen Unternehmen wettbewerbsfähig zu machen und zu privatisieren.

Ziel der THA war es demnach überlebensfähige Unternehmen oder Betriebsteile möglichst schnell zu veräußern. Die Käufer sollten dabei die Sanierung selbst tragen und das Unternehmen fortführen. Hauptaugenmerk lag vor allem auf dem Aufbau wettbewerblicher Marktstrukturen und der Sicherung von Arbeitsplätzen. Nicht sanierungsfähige Unternehmen sollten behutsam stillgelegt werden. Probleme bereitete dabei unter anderem das Prinzip der Naturalrestitution, nach dem Rückgabe vor Entschädigung gehen sollte. Auch wenn dies durch das „Hemmnisbeseitigungsgesetz“ von 1991 wieder etwas zurückgenommen wurde, wurden durch Streitigkeiten viele Investitionen verzögert.

Die Privatisierung erfolgte über verschiedene Wege. Kleinere Einheiten wurden dabei öffentlich ausgeschrieben und potentielle Interessenten mussten ein Unternehmenskonzept vorlegen. Bei der Entscheidung zählten dann vor allem die Höhe der Investitionen und die Zahl garantierter Arbeitsplätze. Für größere Unternehmen konnten sich Interessenten direkt bei der THA melden, die daraufhin Vorschläge anhand der Anforderungen an das gesuchte Objekt machte. Unternehmen für die sich keine Interessenten finden ließen sollten abgewickelt werden.

Neben der Privatisierung ist vor allem die Wirtschaftsförderung als politisches Instrument zu nennen, die den Transformationsprozess in Ostdeutschland in großem Umfang unterstützen sollte. Eine Hauptaufgabe war die Verbesserung der Kapitalausstattung der ostdeutschen Unternehmen und Betriebe, denn ohne Erweiterung und Modernisierung des Kapitalstocks ist die Wettbewerbsfähigkeit nicht zu erreichen.

Zur Förderung von gewerblichen Investitionen werden verschiedene Instrumente genutzt. Steuerliche Hilfen, welche Investitionszulagen und Sonderabschreibungen umfassen, beliefen sich nach Angaben der Bundesregierung für die Jahre 1991 bis 1996 auf 21 Mrd. DM und förderten damit ein Investitionsvolumen von 430 Mrd. DM. Mit Zuschüssen der Gemeinschaftsaufgabe wurden weitere Investitionen in Höhe von fast 170 Mrd. DM angeschoben. Zusätzlich gab es es Kreditprogramme der KfW und Bürgschaftsprogramme, die weiteren Investitionen generierten.

Zusätzlich zu den betrieblichen Investitionen sind Investitionen in die Infrastruktur ein weiteres Mittel der Wirtschaftsförderung, die die Standortbedingungen verbessern sollen. Bis 1996 wurden fast 68 Mrd. DM in den Aus- und Neubau der Verkehrswege investiert. Großen Anteil hatten hier die 17 Verkehrsprojekte Deutsche Einheit, auf die allein 21 Mrd. DM entfielen. Weitere 44,5 Mrd. DM investierte die Deutsche Telekom AG in den Ausbau des Telekommunikationsnetzes. 1996 verfügten die ostdeutschen Länder damit über eine modernere Telekommunikationsinfrastruktur als die alten Bundesländer. Für die wirtschaftsnahe Infrastruktur, etwa die Erschließung von Gewerbegebieten und Anbindung an das Verkehrsnetz, die Errichtung von Forschungs-, Technologie- und Gründungszentren und Einrichtungen des Fremdenverkehrs wurden im gleichen Zeitraum weitere 33 Mrd. DM investiert.

Neben den „harten“ Standortfaktoren gibt es „weiche“, die vor allem zur Verbesserung der wirtschaftlichen Rahmenbedingungen und zur Entwicklung des Humankapitals beitragen. Mit einer ganzen Reihe an Förderungsinstrumenten werden dazu Investitionen in Wohnungs- und Städtebau, Umweltschutz und in den Bereich Forschung, Entwicklung und Innovation unterstützt.

Die großen Investitionen in die Wirtschaft der Neuen Bundesländer konnten die dramatischen Auswirkungen vielleicht etwas eingrenzen, jedoch nicht verhindern. Es kamen daher enorme Transferzahlungen über die sozialen Sicherungssysteme hinzu, die die schlimmsten Folgen auffangen sollten. Diese machten in einigen Jahren fast die Hälfte der gesamten Transferleistungen aus. Insgesamt erreichten die Transfers für Ostdeutschland in den Jahren zwischen 1991 und 1996 Werte zwischen 120 und 175 Mrd. DM, was in etwa 5% des Bruttoinlandsproduktes der jeweiligen Jahre entspricht.

2.3. Fazit

In den Jahren nach der Wiedervereinigung der ehemaligen beiden deutschen Staaten hat sich in den Neuen Bundesländern ein dramatischer sozialer und wirtschaftlicher Wandel vollzogen, der sowohl geschichtlich als auch im Vergleich zu den anderen Transformationsökonomien Mitteleuropas beispiellos ist. Viele der aufgetretenen Probleme hatten ihren Ursprung in der Ausgangslage 1990 sowie in der Einzigartigkeit des deutschen Weges.

Durch die deutliche Einschränkung des Außenhandels auf den RGW-Raum und die auf politischen Entscheidungen beruhende Spezialisierung innerhalb dieses Verbundes war die DDR von der Weltwirtschaft abgeschottet und nicht in die internationale Arbeitsteilung eingebunden (s. Siebert, 1993). Ergebnis davon waren falsche Anreize und Preise, fehlende Investitionen, die die Kapitalausstattung veralten ließen, und ineffiziente Wirtschaftsstrukturen. Durch den Vereinigungsprozess und die damit verbundene schlagartige Integration Ostdeutschlands in die (gesamt)deutschen und internationalen Märkte fielen wichtige Instrumente wie Abschottung der Märkte nach außen durch Zölle und Wechselkursanpassungen (s. Molitor, 1991) weg, die die Auswirkungen auf die ostdeutsche Wirtschaft hätten abmildern können. Der politisch gewollte Umstellungskurs und die schnellen Lohnsteigerungen erschwerten den

Anpassungsprozess für die Betriebe in den Neuen Bundesländern zusätzlich, da so die Lohnkosten im Verhältnis zur Produktivität zu hoch waren.

Für die Menschen in Ostdeutschland von Vorteil war die Einbindung in die sozialen Netze der Bundesrepublik, die in vielen Fällen die negativen Auswirkungen der Umwälzungen abfedern konnten. Für die „reiche“ Bundesrepublik war die Wiedervereinigung eine große finanzielle Belastung und trotz der großen Aufwendungen, Transfers und Investitionen gibt es auch 20 Jahre nach dem Beginn der Reformbewegung in der DDR noch deutliche Unterschiede zwischen Neuen und Alten Bundesländern. Noch immer sind letztere vor allem Empfänger im Länderfinanzausgleich, noch immer sind die Arbeitslosenquoten meist höher und Einkommen geringer.

Trotz allem ist die Wiedervereinigung der beiden deutschen Staaten ein bisher einmaliges Ereignis in der Geschichte und die großartigen Leistungen, welche erbracht wurden, beispiellos. Ob dieser schnelle Übergang nun besser oder schlechter ist als der langsamere Übergang in vielen anderen ehemaligen Ostblockländern kann so einfach nicht beantwortet werden, denn beide Arten haben ihre spezifischen Vor- und Nachteile und aufgrund der besonderen Situation sind die Entwicklungen in den Ländern nicht mit der in der ehemaligen DDR vergleichbar.

Kapitel 3.

Datenzugang und Datenbasis

3.1. Die neue informationelle Infrastruktur

Die Komplexität des wirtschaftlichen und sozialen Wandels sowie die Fortschritte in Wissenschaft und Informationstechnik haben den Datenbedarf moderner Gesellschaften grundlegend verändert¹.

Empirische Analysen sind grundsätzlich von der Verfügbarkeit und Qualität einer geeigneten Datenbasis abhängig. Die eigene Erhebung von wirtschafts- oder sozialwissenschaftlich relevanten Daten ist sehr aufwendig und mit einer ganzen Reihe von Problemen verbunden, insbesondere wenn es sich um Informationen handelt, die für Personen, Haushalte oder Unternehmen von Bedeutung sind und die diese lieber geheim halten würden. Auswirkungen können Antwortausfälle oder Falschangaben sein, die die Repräsentativität der erhobenen Daten stark einschränken.

Andererseits werden bei den Statistischen Ämtern und anderen staatlichen Behörden und Institutionen viele Informationen erhoben, die lange Zeit für die Wissenschaft nicht oder nur schwer zugänglich waren. Vor diesem Hintergrund wurde 1999 die „Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik“ (KVI) durch das Bundesministerium für Bildung und Forschung (BMBF) eingesetzt, welche Vorschläge erarbeiten sollte, wie die Zusammenarbeit zwischen Amtlicher Statistik und Wissenschaft verbessert

¹Siehe Zühlke u. a. (2003, S.906)

werden könnte. Ergebnis der Arbeit der KVI war ein Gutachten², das unter anderem zum Gründungsausschuss des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten (RatSWD) führte, welcher in den Jahren 2001 bis 2004 die Einrichtung von Forschungsdatenzentren und Datenservicezentren sowie die Schaffung des RatSWD initiierte.

Um eine Weitergabe vertraulicher Mikrodaten zu ermöglichen, waren auch einige Gesetzesänderungen notwendig. Mikrodaten sind im Gegensatz zu aggregierten Daten Informationen zu einzelnen Personen, Haushalten, Betrieben o.ä., die zum Teil für die Betroffenen sehr privat sind, so dass mit einer wahrheitsgetreuen Beantwortung nur gerechnet werden kann, wenn den Auskunftgebenden die Vertraulichkeit ihrer Angaben glaubhaft zugesichert wird. In der ersten Gesetzesfassung von 1953 war eine Übermittlung nicht geregelt. Andererseits bestand auch kaum ein Interesse von Seiten der Wissenschaft, da es keine Möglichkeit der Verarbeitung umfangreicher Mikrodatenbestände gab. Erst in den 70er Jahren des letzten Jahrhunderts erreichte die Informationstechnik einen Stand, auf dem die Analyse von Mikrodaten für die Wissenschaft an Interesse gewann. Auch die theoretische Mikroökonomie, also die Analyse solcher umfangreicher Bestände von Individualdaten mit ökonomischen Methoden, machte in dieser Zeit große Fortschritte³.

Eine allgemeine Regelung der Übermittlung von Mikrodaten wurde mit der Novellierung des BStatG und der Einführung der so genannten Weiterleitungsvorschrift des § 11 Abs. 5 BStatG 1980 beabsichtigt (s. Zühlke u. a., 2003). Demnach war eine Weitergabe nur in absolut anonymisierter Form vorgesehen. Als absolut anonymisiert gelten Daten, die nicht mehr einzelnen Personen oder Auskunftgebenden zuzuordnen sind. Diese restriktive Regelung führte jedoch zu einem starken Rückgang bei der Nachfrage nach Mikrodaten. Eine erneute Novellierung des Bundesstatistikgesetzes im Jahre 1987 lockerte die Bestimmungen zur Datenübermittlung wieder und führte den Begriff der „faktischen Anonymisierung“

²Siehe Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur zwischen Wissenschaft und Statistik (2001)

³So erhielten James J. Heckman und Daniel L. McFadden den Nobelpreis für Wirtschaftswissenschaften im Jahr 2000 für ihre bahnbrechenden Fortschritte im Bereich der Mikroökonomie in den 1970er Jahren

ein. Damit wurden die Anforderungen an die Anonymisierung soweit verringert, dass eine Reidentifizierung, also die Zuordnung einzelner Befragter zu den entsprechenden Daten, nur unter unverhältnismäßig hohem Aufwand möglich macht. Damit wurde es ab Mitte der 90er Jahre des letzten Jahrhunderts erstmals möglich, standardisierte faktisch anonymisierte Mikrodatsätze zunächst für den Bereich der Personen- und Haushaltserhebungen für die Wissenschaft zu Verfügung zu stellen⁴.

Im Bereich der Wirtschaftswissenschaften erweist sich das Problem der Anonymisierung als wesentlich schwieriger. Betriebe und Unternehmen sind aufgrund einer geringeren Anzahl an Fällen, vor allem bei Kombination mehrerer Merkmale (Beispielsweise Wirtschaftszweig, Standort, Mitarbeiterzahl...), leichter zu reidentifizieren als Personen oder Haushalte. Doch eine zu starke Zusammenfassung oder Verfälschung von Informationen verringert das Analysepotential der Mikrodaten. Nicht zuletzt zu diesem Zweck wurden die Forschungsdatenzentren eingerichtet, die in enger Zusammenarbeit mit den Datennutzern verschiedene Zugangswege für die Wissenschaft zu den amtlichen Mikrodaten anbieten.

3.1.1. Ziele und Aufgaben der Forschungsdatenzentren

Eine wesentliche Aufgabe des Forschungsdatenzentrums besteht darin, die Dateninfrastruktur für die Politikberatung und die wissenschaftliche Forschung zu verbessern⁵.

Zur Erreichung dieses Zieles haben sich die Forschungsdatenzentren zwei Hauptaufgaben gestellt. Zunächst ist die Dateninfrastruktur grundlegend zu Verbessern. Dies soll durch den Aufbau einer fachlich zentralisierten Datenhaltung für ausgewählte Statistiken erreicht werden. Durch den föderalen Aufbau der amtlichen Statistik sind Daten dezentral in den Ländern gespeichert. Sollen länderübergreifende Analysen ermöglicht werden, so müssen diese an einer zentralen Stelle zusammengeführt werden.

⁴Siehe zum Beispiel Müller u. a. (1991)

⁵Siehe Zühlke u. Christians (2005, S.7)

Der zweite Schwerpunkt bezieht sich auf Dokumentation der zur Verfügung stehenden Statistiken. Dazu wird ein internetbasiertes Metadaten-system⁶ von den Forschungsdatenzentren entwickelt, das umfassende Informationen über Datensätze, Erhebung, Aufbereitung und Qualität der Daten geben soll. Diese Angaben sind für die Analyse und Interpretation unerlässlich.

Eine weitere Aufgabe der Forschungsdatenzentren besteht in der Einrichtung verschiedener Zugangswege, auf denen die Wissenschaft Zugriff auf die Mikrodaten nehmen kann. Dabei stehen im Wesentlichen vier Möglichkeiten zu Verfügung, die im nächsten Abschnitt näher erläutert werden. Eng verbunden mit der Einrichtung von Zugangswegen ist als dritte Aufgabe die Beratung von Datennutzern in Bezug auf Datenangebot und Nutzungsmöglichkeiten. Und viertens sollen gemeinsam mit der Wissenschaft inhaltliche und methodische Forschungsarbeiten durchgeführt werden, die das Analysepotential verbessern oder neue statistische Methoden entwickeln sollen.

3.1.2. Datennutzungswege

Absolut anonymisierte Daten dürfen von der Amtlichen Statistik der Öffentlichkeit zur Verfügung gestellt werden. Dazu sind jedoch relativ starke Eingriffe in die Daten, wie Aggregation oder sogar Entfernung bestimmter Merkmale, notwendig, die das Analysepotential stark einschränken. Public-Use-Files, die absolut anonymisierte Daten enthalten und somit der interessierten Öffentlichkeit zugänglich sind, sind daher für die Wissenschaft von geringerer Bedeutung, für die Analyse differenzierter Forschungsfragen sind sie meist nicht geeignet. Als so genannte Campus-Files können sie allerdings in der Hochschullehre eingesetzt werden und dienen damit der Verbesserung der statistischen Ausbildung.

⁶Metadaten enthalten Informationen über andere Daten, in diesem Fall also Beispielsweise die einzelnen Merkmale, die Grundgesamtheiten oder Begriffsdefinitionen der einzelnen Erhebungen. Dieses Metadaten-system ist derzeit (Stand: 29.08.2009) noch im Aufbau. Aktuelle Informationen können der Internetseite <http://www.forschungsdatenzentrum.de/metadatensystem.asp> entnommen werden.

Um Wissenschaftlern Datensätze für ausführliche Untersuchungen zur Verfügung zu stellen, bieten die Forschungsdatenzentren drei weitere Zugangswege an. Für die meisten Forscher ist die Arbeit am eigenen Arbeitsplatz die präferierte Variante (s. Zühlke u. Hetke, 2002). Im Bereich der personenbezogenen Daten bieten die Forschungsdatenzentren bereits eine breite Palette an Datensätzen zur externen (Off-Site-)Nutzung an. Im Gegensatz zu Public-Use-Files sind bei diesen so genannten Scientific-Use-Files (SUF) die Anforderungen an die Anonymisierung nicht ganz so rigoros, da eine faktische Anonymisierung ausreicht. Dabei ist der Kreis der Personen, die zur Arbeit mit diesen Daten berechtigt ist, jedoch auf Mitarbeiter wissenschaftlicher Einrichtungen und nur zum Zwecke wissenschaftlicher Forschung beschränkt. Aufgrund der erschwerten Anonymisierung ist diese Art der Datenweitergabe im Bereich der Betriebs- und Unternehmensstatistiken jedoch weniger verbreitet⁷.

Wo eine geringere Nachfrage der aufwendigen Erstellung eines Scientific-Use-Files entgegensteht, ist eine projektbezogene Aufbereitung der Daten zur On-Site-Nutzung möglich. Dabei werden nur die Merkmale berücksichtigt, die für den Forscher von Interesse sind, was wiederum die faktische Anonymisierung erleichtert. Die Arbeit mit diesen Daten ist jedoch nur vor Ort in den Räumlichkeiten der Forschungsdatenzentren an einem extra für diese Art von Zugang eingerichteten Gastwissenschaftlerarbeitsplatz möglich. Der Vorteil liegt in der Möglichkeit der Kontrolle durch das FDZ, welche zusätzlichen Informationen den Datensätzen zugespielt werden, so dass faktische Anonymisierung bei wesentlich geringeren Eingriffen in die Daten erreicht wird. Folglich können deutlich mehr Informationen im Datenmaterial erhalten werden. Die Gastwissenschaftlerarbeitsplätze gibt es an den jeweiligen Standorten und sind mit entsprechender Datenverarbeitungshardware und der gängigen Statistiksoftware (SPSS, Stata, SAS) ausgestattet. Die Ergebnisse der Analysen werden zusätzlich vor Herausgabe aus den Räumlichkeiten nochmals in Hinsicht auf Datenschutz geprüft.

⁷Weitere Informationen über spezifische Probleme bei der Anonymisierung von Betriebs- und Unternehmensdaten sowie über verschiedene Anonymisierungsverfahren können Ronning u. a. (2005) entnommen werden.

Ist die Entfernung zum nächsten Gastwissenschaftlerarbeitsplatz zu groß oder werden Merkmalsausprägungen oder -kombinationen benötigt, die die faktische Anonymität gefährden, so gibt es noch einen weiteren Zugangsweg, den der kontrollierten Datenfernverarbeitung. Damit ist es für Wissenschaftler möglich, den Informationsgehalt lediglich formal anonymisierter Mikrodaten zu nutzen ohne dabei selbst direkt auf die Daten zuzugreifen. Zum Zwecke der Erstellung einer Programmsyntax für eine Statistiksoftware werden so genannte Datenstrukturfiles von den Forschungsdatenzentren zur Verfügung gestellt. Diese sind in ihrem Aufbau und den Variablenbezeichnungen identisch mit dem Mikrodatensatz, enthalten jedoch keinerlei sinnvolle Informationen. Mit Hilfe der Strukturfiles können Forscher Auswertungsprogramme schreiben, die dann von den Mitarbeitern der FDZ auf die Originaldaten angewendet werden. Dabei wird bereits zuvor eine Prüfung auf Deanonymisierungsstrategien vorgenommen. Auch nach dem Durchlauf der Programme wird der Output noch einmal geprüft, bevor er an den Wissenschaftler übermittelt wird. Das größere Analysepotential wird bislang mit einem wesentlich größeren Arbeitsaufwand erkauft. In Zukunft soll diese Fernabfrage nach dem Vorbild von Luxemburg und Dänemark weiter automatisiert werden (s. Zühlke u. a., 2003).

3.2. Die Forschungsdatenzentren

Den Empfehlungen der KVI wurden in den vergangenen Jahren mit Unterstützung des BMBF bei verschiedenen Institutionen Forschungsdatenzentren eingerichtet, die der Wissenschaft Zugang zu amtlichen Mikrodatenbeständen ermöglichen sollen.

3.2.1. Die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder

Eine der zentralen Punkte dieser Empfehlungen war die Einrichtung von Forschungsdatenzentren bei den Trägern der amtlichen Statistik.

Daraufhin wurde beim Statistischen Bundesamt im Jahr 2001 ein Forschungsdatenzentrum eingerichtet. Die Statistischen Landesämter folgten mit einem eigenen FDZ mit 16 Standorten im Frühjahr 2002 (s. Zühlke u. a., 2003). Letzteres ist eine Arbeitsgemeinschaft der Statistischen Landesämter, welches im Gegensatz zu anderen Forschungsdatenzentren dezentral organisiert ist (s. Bömermann u. a., 2007). Die Geschäftsstelle ist im Landesamt für Datenverarbeitung und Statistik des Landes Nordrhein-Westfalen in Düsseldorf angesiedelt.

Tabelle 3.1.: Standorte der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder

FDZ des Statistischen Bundesamtes		
Berlin	Bonn	Wiesbaden
FDZ der Statistischen Landesämter		
Bad Ems	Berlin	Bremen
Düsseldorf	Erfurt	Halle
Hamburg	Hannover	Kamenz
Kiel	München	Potsdam
Saarbrücken	Schwerin	Stuttgart
Wiesbaden		

Quelle: <http://www.forschungsdatenzentrum.de/wirueberuns.asp> (Stand:29.08.2009)

In allen Statistischen Landesämtern sind regionale Standorte entstanden (s. Tab. 3.1), die den Wissenschaftlern lange Wege ersparen, sowohl bei der Beratung als auch bei der Vor-Ort-Analyse, denn fast überall sind auch Gastwissenschaftlerarbeitsplätze entstanden⁸. Diese regionale Aufstellung erlaubt zudem die Spezialisierung einzelner Standorte auf bestimmte Statistiken, was das Zusammentragen und Aufbereiten der

⁸Ausnahme ist das niedersächsische Landesamt für Statistik, dem die Beteiligung am Forschungsdatenzentrum zunächst durch die niedersächsische Dienstaufsichtsbehörde untersagt wurde, siehe Bömermann u. a. (2007).

Mikrodaten sowie die Dokumentation betrifft. Die dabei in den einzelnen Standorten für die jeweils betreuten Statistiken geschaffenen Kompetenzen kommen sowohl der Arbeit mit den Daten als auch der Beratung von Nutzern zu gute. Dies wird auch als Konzept der fachlich dezentralisierten Datenhaltung bezeichnet. Die Daten werden zwar dezentral gespeichert und bearbeitet, sie können jedoch von jedem Standort aus genutzt werden.

Das Angebot der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder enthält eine Vielzahl von Datensätzen aus den Bereichen Soziales, Wirtschaft, Finanzen und Steuern, Rechtspflege sowie Agrar und Umwelt, die hier nicht einzeln aufgeführt oder gar beschrieben werden sollen. Anhang A bietet eine Übersicht über die zur Zeit⁹ angebotenen Datensätze, weitere Informationen über die speziellen zur Verfügung stehenden Datenfiles können den Metadaten¹⁰ entnommen werden. Weitere Statistiken werden zur Zeit aufbereitet, so dass dieses Angebot in Zukunft noch wachsen soll. Die für diese Arbeit verwendeten Datensätze werden in Kapitel 3.3 ausführlicher beschrieben.

3.2.2. Forschungsdatenzentrum der BA am IAB

Die Bundesagentur für Arbeit ist zwar primär nicht zur Datenerhebung da, doch fallen hier prozessbedingt sehr viele Informationen zum Arbeitsmarkt in Deutschland an. Auch diese Daten können als umfangreiche und zuverlässige Basis für wissenschaftliche Untersuchungen dienen (s. Kaiser u. Wagner, 2002). Um der Wissenschaft den Zugang zu diesen Mikrodaten zu ermöglichen, wurde in der Bundesagentur für Arbeit (BA) am Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) im Jahr 2004 ebenfalls ein Forschungsdatenzentrum eingerichtet (s. Kohlmann, 2005).

⁹Stand: 18.06.2009

¹⁰Zur Verfügung stehende Datensätze finden sich auf der Internetseite <http://www.forschungsdatenzentrum.de/datenangebot.asp>, entsprechende Metadaten finden sich auf den jeweiligen Seiten der verschiedenen Statistiken.

Das Forschungsdatenzentrum der BA bietet Mikrodaten des deutschen Arbeitsmarktes an. Dies betrifft Informationen über verschiedene Bereiche, wie Beschäftigte, Arbeitslose, Arbeitgeber, Maßnahmen der Arbeitsmarktpolitik oder Leistungen der Sozialversicherungen. Die Daten sind zumeist prozessproduziert und personen- oder betriebsbezogen.

Das IAB-Betriebspanel¹¹ (IABB) entsteht als einziger zur Zeit erhältlicher Datensatz nicht aus prozessproduzierten Daten, sondern aus eigenen Befragungen des IAB, und bietet Informationen zu etwa 16000 Unternehmen in Deutschland von 1993 (Westdeutschland) bzw. 1996 (Ostdeutschland) bis 2007. Es deckt verschiedene Bereiche unternehmerischer Aktivitäten wie Beschäftigung, Einstellungen und Entlassungen, Investitionen, Exporte, Löhne und vieles mehr ab. Diese repräsentative Befragung wird einmal jährlich durchgeführt.

Ein weiterer betriebsbezogener Datensatz ist das Betriebs-Historik-Panel (BHP)¹². Zur Erstellung dieses Datensatzes werden Meldungen der Sozialversicherungsträger an die Bundesagentur für Arbeit sowie Informationen der BA über Personen, die Lohnersatzleistungen erhalten, verwendet. Es werden die jeweils zum 30.06. gültigen Meldungen auf Betriebsebene aggregiert. Enthalten sind damit also alle Betriebe, die zur Jahresmitte mindestens einen sozialversicherungspflichtig oder geringfügig Beschäftigten aufwies. Enthalten sind Informationen zur Beschäftigungsstruktur, wie Anzahl, Geschlecht, Löhne, Ausbildung, Auszubildende usw.

Die IAB-Beschäftigtenstichproben (IABS) gibt es in verschiedenen Ausführungen. Zum einen gibt es einen sogenannten Basisfile, dessen Schwerpunkt auf Informationen über den jeweils beschäftigenden Betrieb liegt (s. Bender u. Haas, 2002). Im Gegenzug ist die regionale Gliederung auf Ost- und Westdeutschland begrenzt. Der Regionalfile soll da-

¹¹Als Panel werden Datensätze bezeichnet, die Informationen über einzelne Erhebungseinheiten zu verschiedenen Zeitpunkten enthalten. Damit können nicht nur zeitliche Veränderungen im Aggregat, sondern auch individuelle Entwicklungen untersucht werden. Kurzbeschreibung des IABB unter http://fdz.iab.de/de/FDZ_Establishment_Data/IAB_Establishment_Panel/IAB_Establishment_Panel_Outline.aspx, Stand: 18.06.2009

¹²Kurzbeschreibung unter http://fdz.iab.de/de/FDZ_Establishment_Data/Establishment_History_Panel/Establishment_History_Panel_Outline.aspx, Stand: 18.06.2009

gegen eher geographische Analysen ermöglichen. Daher ist die regionale Unterteilung wesentlich tiefer (349 Regionaleinheiten ab 1980), wohingegen nur wenige betriebsbezogene Informationen enthalten sind. Diese beiden Datensätze sind für einen Zeitraum von 1975 bis 1995 bzw. 1997 über das Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung (ZA) der Universität zu Köln¹³ zu beziehen. Eine aktualisierte Form des Regionalfile (bis 2004) wird vom FDZ der BA am IAB bereitgestellt. Zusätzlich zu diesen faktisch anonymisierten Datensätzen, die in Form von Scientific-Use-Files vorliegen, steht eine schwach anonymisierte Form¹⁴ für die Jahre 1975 bis 2004 für die Analyse vor Ort oder per kontrollierter Datenfernverarbeitung zur Verfügung. Die ursprünglichen Files umfassten etwa 1% der Grundgesamtheit, die aktualisierte Version des Regionalfiles und die schwach anonymisierten Daten etwa doppelt so viele¹⁵.

Das BA-Beschäftigtenpanel (BAP) stellt eine 2%-Stichprobe aus Quartalsdaten der Beschäftigtenstatistik dar. Die enthaltenen Informationen gehen aus dem Meldeverfahren zur Sozialversicherung hervor, was seit 1999 auch geringfügig Beschäftigte betrifft (s. Koch u. Meinken, 2003). Aus den An- und Abmeldungen bzw. den Jahresmeldungen bei fortbestehenden Beschäftigungsverhältnissen werden Beschäftigungsbestände zu den jeweiligen Quartalsstichtagen ermittelt. Bei dieser Statistik wird vor allem auf Aktualität Wert gelegt, wodurch verspätete Meldungen, anders als in den IABS, nicht mehr berücksichtigt werden können. Zudem sind nur wenige betriebliche Informationen im Datensatz enthalten, da das BAP ausschließlich auf den prozessproduzierten Daten der BA basiert.

Mehr Informationen enthält die Stichprobe der Integrierten Erwerbsbiografien des IAB¹⁶ (IEBS), einer Kombination von Informationen aus

¹³Siehe <http://www.gesis.org/Datenservice/IAB/>.

¹⁴Schwach anonymisiert bedeutet, dass es sich weitgehend um die Originaldaten handelt, lediglich direkte Identifikatoren wie etwa die Sozialversicherungsnummer werden ersetzt. Für weitere Informationen siehe Drews (2007)

¹⁵Siehe Kurzbeschreibungen der verschiedenen Files unter http://fdz.iab.de/de/FDZ_Individual_Data/IAB_Employment_Samples/IAB_Employment_Samples_Outline.aspx, Stand: 18.06.2009

¹⁶Kurzbeschreibung unter http://fdz.iab.de/de/FDZ_Individual_Data/Integrated_Employment_Biographies/Integrated_Employment_Biographies_Outline.aspx, Stand: 18.06.2009, weitere Informationen in Oberschachtsiek u. a. (2009)

verschiedenen Datenquellen der Bundesagentur für Arbeit. Neben der Beschäftigten- und Leistungsempfänger-Historik des IAB, welche auch Grundlage der IABS sind, werden Daten über Maßnahmeteilnahme- und Arbeitssuche-Zeiten berücksichtigt.

Des Weiteren gibt es weitere Datenangebote, die Erhebungen im Auftrag des IAB betreffen. Einerseits betrifft dies die Querschnittsbefragung „Lebenssituation und Soziale Sicherung 2005“¹⁷ (LSS 2005) und andererseits die Panelerhebung „Arbeitsmarkt und Soziale Sicherung“¹⁸ (PASS), deren erste Erhebung zwischen Dezember 2006 und Juli 2007 durchgeführt wurde.

3.2.3. Forschungsdatenzentrum der Rentenversicherung

Wie bei der Bundesagentur für Arbeit fallen auch bei der Deutschen Rentenversicherung Bund prozessproduzierte Daten in erheblichem Umfang an, die für die Wissenschaft von großem Interesse sind. Forschungen zur Alterssicherung können aus verschiedensten Blickwinkeln erfolgen, wie beispielsweise die Auswirkungen der demografischen Entwicklung, Folgen von sozialpolitischen Reformen oder die Aufteilung in die drei Säulen der Alterssicherung, um nur einige zu nennen. Neben selbst durchgeführten Grundsatzarbeiten oder in Auftrag gegebenen Gutachten hat die Rentenversicherung bereits ab 2001 durch die Einrichtung des Forschungsnetzwerkes Alterssicherung (FNA) begonnen, die Altersforschung durch Förderung von Wissenschaftlerinnen und Wissenschaftlern voranzutreiben (s. Rehfeld, 2004a).

Bereits 2002 begann die Rentenversicherung gemäß den Forderungen der KVI und des Gründungsausschusses des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten mit der Planung und Vorbereitung eines Forschungsdatenzentrums (s. Rehfeld, 2005). Das Pilotprojekt startete im Dezember 2004 und dauerte bis August 2006. Gefördert wurde es wiederum durch

¹⁷Kurzbeschreibung unter http://fdz.iab.de/de/FDZ_Individual_Data/LSS_2005/LSS_2005_Outline.aspx, Stand: 18.06.2009

¹⁸Kurzbeschreibung unter http://fdz.iab.de/de/FDZ_Individual_Data/LSS_2005/LSS_2005_Outline.aspx, Stand: 18.06.2009

das BMBF sowie durch das Forschungsnetzwerk Alterssicherung. Erste Scientific Use Files konnten bereits im Februar 2005 bereitgestellt werden. Zur Kommunikation mit der Wissenschaft werden unter anderem regelmäßig Nutzerkonferenzen durchgeführt, auf denen Ergebnisse und Projekte mit Daten der Rentenversicherung vorgestellt aber auch Erfahrungen und Anregungen mit der Wissenschaft ausgetauscht werden.

Tabelle 3.2.: Daten zur Alterssicherung

	1. Säule			2. Säule	
System	GRV	Beamten- versorgung	Landwirte	Zusatzvor- sorge im öffentlichen Dienst	Betrieb- liche Alters- vorsorge
Daten- halter	VDR	Amtliche Statistik	Gesamtver- band der land- wirtsch. Alters- kassen	Versor- gungskas- sen z.B. VBL, AKA	Vielzahl von Ein- richtungen
Daten- typen	Einzel- daten, div. Summen- statistiken	Einzel- daten gem. FinPersG	Einzel- daten, div. Summen- statistiken	keine Einzelsätze auf Ver- bandsebene	keine einheitliche Daten- struktur

Quelle: in Anlehnung an Rehfeld (2004b)

Die Träger der verschiedenen Alterssicherungssysteme erfassen Daten in ihren Berichtssystemen in sehr unterschiedlichem Umfang und Detaillierungsgrad. Für die erste Säule der Alterssicherung gibt es gesetzliche Regelungen für die Statistikerhebungen. Zur Erfassung der Tatbestände der zweiten Säule werden von anderen Stellen punktuelle Sondererhebungen oder wiederkehrende Erhebungen durchgeführt, etwa die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS), das Sozioökonomische Panel (SOEP), Alterssicherung in Deutschland (ASID) und Altersvorsorge in Deutschland (AVID).

Das Datenangebot des FDZ-RV gliedert sich in Längs- und Querschnittsdaten. Die Längsschnittdaten stellen eine Stichprobe aus einem Rentenzugangsjahr und beinhalten somit vollendete Versichertenleben. Dieser

Datensatz ist zur Zeit für die Jahre 2004 und 2005 erhältlich¹⁹. Enthalten sind soziodemografische und rentenbezogene Merkmale sowie ein biografiebezogener Teil. Dieser Datensatz ist eine 25% Substichprobe der Versichertenkontenstichprobe, die jeweils für ein Jahr aus den Neuzugängen in Alters- und Erwerbsminderungsrenten gezogen wird.

Neben den Datensätzen über vollendete Versichertenleben gibt es ebenfalls 25%-Substichproben aus den Versicherungskontenstichproben, die ähnliche Daten zu Versicherten enthält, die noch kein Rente beziehen. Diese stehen zur Zeit (Juni 2009) für die Jahre 2005 bis 2007 zur Verfügung.

Bei den Querschnittsdaten wird noch einmal zwischen Basis- und Themenfiles unterschieden. Zu den Basisfiles gehören Datensätze zum Rentenbestand, Rentenwegfall und Rentenzugang für die Jahre 2003 bis 2007 und Aktiv Versicherte für 2004 bis 2006. Sie enthalten ebenfalls soziodemografische und rentenspezifische Informationen und sind Stichproben der entsprechenden Statistiken mit einem Auswahlsatz von 1% (Rentenbestand und Aktiv Versicherte) bzw. 10%.

Ein Themenfile befasst sich speziell mit Erwerbsminderung und Diagnosen. Dazu wird eine 20% Stichprobe aus den Zugängen zur Erwerbsminderungsrente gezogen und enthält neben den üblichen Merkmalen genauere Angaben zu Rehabilitation und Diagnose. Dieser Datensatz steht für die Jahre 2003 bis 2007 zur Verfügung. Aus den Statistiken zum Rentenbestand und Rentenwegfall für die Jahre 1993 bis 2006 wird ein weiteres Themenfile mit dem Schwerpunkt Demografie als geschichtete Zufallsstichprobe mit einem Auswahlsatz von 1% (Rentenbestand) bzw. 10% (Rentenwegfall) erstellt. Aus der Statistik zum Rentenzugang wurde für das Jahr 2003 zudem ein Datensatz mit dem Schwerpunkt Qualifikation als 10% Stichprobe gezogen.

Diese Datensätze stehen als Scientific Use File bzw. zur Nutzung am Gastwissenschaftlerarbeitsplatz der wissenschaftlichen Forschung zur

¹⁹ Informationen zu den einzelnen Datensätzen sind den Beschreibungen unter http://forschung.deutsche-rentenversicherung.de/ForschPortalWeb/contentAction.do?key=main_fdz_forschung&chmenu=ispvwNavEntriesByHierarchiy230 (Stand: 11.03.2008) zu entnehmen.

Verfügung. Zu Lehrzwecken und für die interessierte Öffentlichkeit existieren für den Rentenbestand und den Rentenzugang außerdem für verschiedene Jahre Public Use Files, die jedoch im Unterschied zu den SUF absolut anonymisiert sind. Das bedeutet, dass der Merkmalsumfang verringert und Merkmalsausprägungen stärker aggregiert wurden.

3.2.4. Das FDZ am Institut zur Qualitätsentwicklung im Bildungswesen

Das Institut zur Qualitätsentwicklung im Bildungswesen (IQB) ist eine Einrichtung der Länder der Bundesrepublik Deutschland an der Humboldt Universität in Berlin. Es wurde im Jahre 2004 gegründet und soll zur Qualitätssicherung und -entwicklung im allgemeinbildenden Schulsystem beitragen.

In den Konstanzer Beschlüssen der Kultusministerkonferenz (KMK) verpflichtete sich Deutschland 1997 zur regelmäßigen Teilnahme an internationalen Schulleistungsvergleichen. So beteiligte sich Deutschland in den folgenden Jahren an verschiedenen Erhebungen, wie PISA (2000, 2003 und 2006) und PIRLS/IGLU (2001 und 2006). Auch national wurden Studien zur Qualität im deutschen Bildungssystem durchgeführt, wie etwa DESI(2003/2004) und MARKUS (2000).

Die umfangreichen Daten, die in diesen großen Erhebungen gesammelt werden, können von den beteiligten Wissenschaftlern kaum erschöpfend ausgewertet werden, stellen für Sekundäranalysen jedoch eine wertvolle Basis dar. So nahm das Forschungsdatenzentrum (s. Köller, 2006) am IQB am 1. Januar 2007 seine Arbeit mit der Aufgabe auf, die mit großem finanziellen und intellektuellem Aufwand erzeugten Datensätze zu archivieren, zu dokumentieren und entsprechend den Empfehlungen des Rates für Sozial- und Wirtschaftsdaten für die Wissenschaft zur Verfügung zu stellen.

Im Juni 2008 waren unter anderem die Daten der Studien MARKUS, PISA (2000 und 2003) und IGLU/PIRLS 2001 am Forschungsdatenzentrum verfügbar. MARKUS ist eine rheinland-pfälzische Studie zur

Qualität der Lehre im mathematischen Bereich bei Schülern der 8. Klassen. Die beiden anderen Erhebungen sind internationale Vergleichsuntersuchungen mit gemischten Inhalten. Die Übergabe der Daten weiterer Studien ist in Vorbereitung, darunter die Erhebungen LAU, QuaSUM und DESI. LAU ist eine Studie zu Aspekten der Lernausgangslage und Lernentwicklung in Hamburg, die seit 1996 Schüler im Abstand von 2 Jahren begleitet hat. In Brandenburg wurde die Qualitätsuntersuchung an Schulen zum Unterricht in Mathematik (QuaSUM) durchgeführt, die sich vor allem mit Lernständen am Ende der Klassenstufen 5 und 9 sowie mit inner- und außerschulischen Bedingungen beschäftigte. DESI wiederum ist eine Studie bei Schülerinnen und Schülern der 9. Klassen unterschiedlicher Schulformen zur Erfassung der sprachlichen Leistungen in den Fächern Deutsch und Englisch.

3.2.5. Weitere Anbieter von Mikrodaten

Diese Aufzählung von Anbietern von Mikrodaten kann und soll gar nicht vollständig sein. In Folge der Empfehlungen der Kommission zur Verbesserung der informationellen Infrastruktur und mit der Novellierung der Weiterleitungsvorschriften des Bundesstatistikgesetzes im Jahr 1987 wurde die Weitergabe von Mikrodatenbeständen an andere interessierte Wissenschaftler ermöglicht. Aus wissenschaftlicher Perspektive ist es natürlich erstrebenswert, die mit großem Aufwand, sowohl finanziell als auch personell, erhobenen Daten für Re- und Sekundäranalysen anderen Forschern zur Verfügung zu stellen.

Weitere Anbieter von Mikrodaten sind beispielsweise das Datenservicecenter am Institut zur Zukunft der Arbeit²⁰ und das German Microdata Lab der GESIS bei ZUMA²¹. Auch das DIW²² stellt die Daten des Sozioökonomischen Panels (SOEP) interessierten Wissenschaftlern zur Verfügung. Diese Entwicklung ist aus wissenschaftlicher Sicht sehr zu

²⁰Siehe <http://www.iza.org/>, Stand: 18.06.2009

²¹Siehe <http://www.gesis.org/das-institut/wissenschaftliche-arbeitsbereiche/dauerbeobachtung-der-gesellschaft/german-microdata-lab/>, Stand: 18.06.2009

²²Siehe http://www.diw.de/deutsch/soep/forschungsdatenzentrum_des_soep/27175.html, Stand: 18.06.2009

begrüßen und es bleibt zu hoffen, dass die Existenz der Forschungsdatenzentren auch nach Ablauf der Förderphase weiter gesichert wird und sich noch viele weitere Daten generierende Institutionen diesem Prozess anschließen werden.

3.3. Datenbasis

Dieses Kapitel stellt die für die Analysen verwendeten Statistiken vor und gibt einen kurzen Einblick in die für den Zugang über den Gastwissenschaftlerarbeitsplatz notwendigen Anonymisierungsmaßnahmen. Zudem wird dargestellt, wie die Daten aufbereitet wurden, um mit ihnen die Analysen durchführen zu können.

3.3.1. Monatsbericht

Der größte Teil der Daten für die in dieser Arbeit aufgeführten Analysen entstammen den „Monatsberichten einschließlich Auftragserhebung für Betriebe im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden“²³, die mir vom Forschungsdatenzentrum der Statistischen Landesämter zur Verfügung gestellt wurden. 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 1994 wurde hierfür die SYPRO-Klassifikation verwendet, zwischen 1995 und 2004 die WZ93- und 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

²³Für die folgenden Angaben siehe Statistisches Bundesamt (2007b).

lag diese Abschneidegrenze bei 20 Mitarbeitern. Zum 1. Januar 2007 ist sie jedoch auf 50 heraufgesetzt worden, um die Last der amtlichen Statistik für die Unternehmen und Betriebe zu verringern.

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 die Zahl der tätigen Personen zum Monatsende, Umsätze und Auftragseingänge im Berichtsmonat, die nach fachlichen Betriebsteilen erhoben werden. Gesamtumsatz und Auftragszugang 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.

Kurzfristig sind die Ergebnisse dieser Erhebung sehr gut vergleichbar. Über einen längeren Zeitraum hinweg wird die Vergleichbarkeit jedoch eingeschränkt, da die Industriestatistik vielen Veränderungen unterworfen ist. Der im Analysezeitraum zweimalig auftretende Wechsel der Wirtschaftszweigklassifikation wurde bereits erwähnt, genau wie die Umstellung der Erfassung von Arbeiter- auf Arbeitsstunden. Insbesondere der Wechsel von SYPRO auf WZ93 brachte viele Veränderungen mit sich, während die Neuerungen mit dem Wechsel auf WZ2003 eher gering waren. Darüber hinaus gab es vor allem in den neuen Bundesländern immer wieder Gebietsreformen, die die Vergleichbarkeit von Standortangaben erschwert. Räumlich ist die Vergleichbarkeit auf nationaler und europäischer Ebene vollständig gegeben.

Zu den Hauptnutzern der Statistik zählen vor allem Ministerien auf Länder- und Bundesebene, die Bundesbank und die Europäische Zentralbank, die europäische Kommission und andere öffentliche Institutionen, aber auch Wirtschaftsverbände, Gewerkschaften und wissenschaftliche Einrichtungen. Die Ergebnisse dienen der Ermittlung von Indizes für Umsatz und Auftragseingang. Außerdem sind sie unerlässlich für die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung des Bundes und der Länder sowie für Input-Output-Rechnungen.

3.3.2. Investitionserhebung

Zur Ergänzung der monatlichen Erhebung gibt es eine Reihe weiterer Statistiken, zu denen auch die „Investitionserhebung bei Unternehmen und Betrieben des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden“²⁴ zählt. Die Erhebungseinheiten sind Unternehmen und Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe sowie im Bergbau und in der Gewinnung von Steinen und Erden und wird jährlich durchgeführt. Auch bei der Investitionserhebung handelt es sich um eine Totalerhebung mit Abschneidegrenze, die bei 20 Mitarbeitern liegt. Ein Unternehmen stellt die kleinste Einheit, die aus handels- und/oder steuerrechtlichen Gründen Bücher führt und bilanziert.

Wie der Name schon sagt, zählen die Investitionen nach Arten, also beispielsweise in Grundstücke mit oder ohne Bauten oder Maschinen und Anlagen, eines Unternehmens bzw. eines Betriebes im abgelaufenen Geschäftsjahr zu den Erhebungsmerkmalen. Weiterhin gehören auch gemietete oder gepachtete Sachanlagen und Verkaufserlöse aus dem Abgang von Sachanlagen dazu.

Anhand der Ergebnisse lässt sich das Investitionsverhalten von Unternehmen und Betrieben nach Branchen und Größenklassen zeigen, was wiederum für verschiedenste Nutzergruppen, darunter diverse Ministerien und die Europäische Kommission, von großem Interesse ist. Des

²⁴Die Angaben zu dieser Erhebung sind Statistisches Bundesamt (2007a) entnommen.

Weiteren fließen sie in die Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung zur Bestimmung der Bruttoinvestitionen ein und dienen als Hochrechnungsgrundlage für die Kostenstrukturerhebung im Verarbeitenden Gewerbe.

3.3.3. Jahresherhebung für Kleinbetriebe

Die „Erhebung für industrielle Kleinbetriebe im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden“ wurde jährlich bei industriellen Kleinbetrieben mit im Allgemeinen weniger als 20 Mitarbeitern jährlich als Ergänzung zu den monatlichen Erhebungen durchgeführt, jedoch letztmalig für das Berichtsjahr 2002. Der Fragenkatalog beschränkte sich neben Standort und Branche auf die tätigen Personen und den Umsatz im September sowie auf den Umsatz des gesamten Vorjahres.

3.3.4. Anonymisierungsmaßnahmen

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.

Die deskriptiven Analysen zur Entwicklung des Verarbeitenden Gewerbes zwischen 1991 und 2005 wurden zu einem großen Teil an einem Gastwissenschaftlerarbeitsplatz am Potsdamer Standort des Forschungszentrums der Statistischen Landesämter durchgeführt. Zur Erreichung der geforderten faktischen Anonymisierung wurden einige Maßnahmen notwendig, die das Reidentifikationsrisiko reduzieren sollten.

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. Die fachliche Klassifikation der Betriebe ist auf die Hauptgruppen beschränkt. Die Klassifikation der Wirtschaftszweige erfolgte für die Jahre 1991 bis 1994 nach der auf der Systematik der Wirtschaftszweige in der Fassung von 1979 basierenden SYPRO (Systematik im Produzierenden Gewerbe). Deren Hauptgruppen waren Bergbau, Grundstoff- und Produktionsgütergewerbe, Investitionsgüter produzierendes Gewerbe, Verbrauchsgüter produzierendes Gewerbe sowie das Nahrungs- und Genussmittelgewerbe.

Ab 1995 wurde die Klassifikation der Wirtschaftszweige, Ausgabe 1993 (WZ93) bzw. Ausgabe 2003 (WZ2003, ab 2003), verwendet, die wiederum auf der Systematik der Wirtschaftszweige in der Europäischen Gemeinschaft (NACE) basieren. SYPRO und WZ93 unterscheiden teilweise sehr stark voneinander, so dass eine Analyse anhand der wirtschaftssystematischen Gliederung über den gesamten Zeitraum hinweg nicht oder nur sehr schwer möglich ist. Der Übergang von WZ93 auf WZ2003 stellt nicht solch ein gravierendes Problem dar, da sich die Änderungen in Grenzen halten. Die Hauptgruppen nach WZ93 sind Vorleistungs- (VL), Investitions- (IG), Verbrauchs- (VG) und Gebrauchsgüterproduzenten (GG). Ab 2003 gibt es die neue Hauptgruppe Energie, deren Betriebe zuvor den Vorleistungsgüterproduzenten zugeordnet waren und dies aus Gründen der Vergleichbarkeit und des Datenschutzes²⁵ von mir auch wieder diesen zugewiesen werden. Zudem gibt es in dem mir vorliegenden Datenmaterial bei den Umsätzen im Ausland keine Unterteilung nach Euro- und Nicht-Eurozone.

Tiefere Gliederungen für Standort und vor allem 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. Genauere Analysen, z.B. der Entwicklung einzelner Branchen

²⁵Diese Gruppe beinhaltet Daten nur weniger Betriebe, die anhand ihres Standortes und der Zahl ihrer Mitarbeiter daher relativ leicht realen Betrieben zuzuordnen wären.

bis auf die Ebene von WZ-4-Stellern oder Regressionsanalysen, die auf feinere Wirtschaftszweig- und Standortfaktoren kontrollieren, sind nur auf diesem Wege möglich.

3.3.5. Datenaufbereitung

Die Daten der verschiedenen Statistiken liegen in einer Datei zusammengefasst vor. Dabei wurden Daten der Monats- und der Investitions-erhebung über die Betriebsnummer direkt zusammengespielt, so dass der Datensatz eines Betriebes die Informationen aus beiden Statistiken enthält. Die Kleinbetriebe der Jahrerhebung sind angehängt und über eine Variable „Periodizität“ identifizierbar.

Die erste Schwierigkeit bestand darin, die monetären Variablen wie Umsatz oder Investitionen, in ein einheitliches Format zu bringen, da sie teilweise in DM, teilweise in Euro angegeben waren. Leider war aus der Dokumentation nicht zu entnehmen, für welche Daten in welchen Jahren die eine oder andere Währung zutraf. Über die Kumulation über Bundesländer und Jahr und Vergleich mit den offiziellen Veröffentlichungen der Statistischen Landesämter Brandenburg bzw. Berlin konnte dies jedoch nachvollzogen werden. Dabei wurde deutlich, dass sogar für ein Bundesland in einem Jahr durchaus unterschiedliche Währungen auftreten konnten. So waren die Daten der Monatserhebung in Brandenburg für das Jahr 2001 noch in DM, während die Investitionsangaben, die ja nachträglich im Jahr 2002 erhoben wurden, bereits in Euro angegeben waren.

Da die Analysen auf Jahresbasis durchgeführt werden sollten, mussten anschließend die monatlichen Angaben auf das jeweilige Jahr hochgerechnet werden. Hierfür wurden je nach Analyseziel unterschiedliche Wege beschritten. Welcher Datensatz für welche Untersuchungen benutzt wurde, ist im Folgenden angegeben, wird an in den jeweiligen Ergebnisdarstellungen jedoch noch einmal ausgeführt.

Für die Untersuchung der Betriebs- und Beschäftigungsdynamik und die Entwicklung der Umsätze sollten die Informationen sowohl der Monats-

als auch der Jahresmelder genutzt werden, um so ein möglichst vollständiges Bild zu erhalten, dass nicht durch das Fehlen einer großen Gruppe und durch Wechsler zwischen beiden Statistiken verzerrt wird. Da für die Kleinbetriebe lediglich die Zahl der Beschäftigten im September bekannt war, wurde die entsprechende Angabe ebenfalls für die Monatsmelder benutzt um saisonale Einflüsse auszuschließen. Die Jahresumsätze der Kleinbetriebe wurde hauptsächlich aus der Angabe des folgenden Jahres zurückgerechnet. Für solche Betriebe, für die diese Information nicht verfügbar war, wurde der Septemberumsatz mit 12 multipliziert und so ein Jahresumsatz geschätzt. Bei den Monatsmeldern wurde der Jahresumsatz als Summe der Monatsumsätze gebildet, so dass ein Datensatz für die Jahre 1991 bis 2001 mit Standort, Wirtschaftszweig, Beschäftigten Personen im September und Jahresumsatz aller Betriebe der Jahrerhebung und derjenigen Monatsmelder, die in einem Jahr für jeweils 12 Monate entsprechende Werte gemeldet hatten, entstand. Die Analysen zeigten jedoch einen großen Anstieg der Betriebszahlen von 2000 auf 2001 für Berlin, der durch eine Änderung im Berichtskreis hervorgerufen wurde. Daher werden lediglich die Jahre 1991 bis 2000 untersucht.

Für andere Analysen, wie die der Investitionen oder der Exporte, kamen von vornherein nur die Monatsmelder in Frage, da nur diese entsprechende Angaben machen mussten. Hier wurden durch Kumulation ebenfalls Jahresdaten ermittelt. 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.

Ein Phänomen, dass auch von den Mitarbeitern vor Ort zu diesem Zeitpunkt nicht mehr nachvollzogen werden konnte, war das Auftreten einer dritten Variablenausprägung des Standortes in Berlin für die Jahre 1991 und 1992. Für die Betriebe, die darüber hinaus auch im Jahr 1993 noch existierten, wurde dieser Wert zurückgeschrieben für die fraglichen Jahre. Eine Analyse dieser Betriebe zeigte, dass es sich dabei bis auf einen ausschließlich um Betriebe aus dem Westteil der Stadt handelte. So wurde für alle Betriebe, die 1993 nicht mehr meldeten, 1991 oder 1992 aber besagte Merkmalsausprägung aufwiesen, der Standort mit Berlin West

festgelegt.

Tabelle 3.3.: Datensatzbeschreibung

Variable	Beschreibung	Aufbereitung	Anmerkung
UNR	Unternehmensnummer		
BNR	Betriebsnummer		
Jahr	Berichtsjahr	1991 bis 2005	
Period	Periodizität	Jahres- oder Monatsmelder	
MBU	Mehrbetriebsunternehmen	MBU=1 wenn UNR≠BNR, sonst MBU=0	
Region	Standort	1 für BRB EVR 2 für BRB ÄER 3 für Berlin Ost 4 für Berlin West	
Umsatz	Jahresumsatz in €	JM: Vorjahresumsatz des folgenden Jahres oder 12·Umsatz September, MM: Summe über die monatlichen Umsätze eines Jahres	
Uin	Inlandsumsatz	Summe der Inlandsumsätze eines Jahres	nur Monatsmelder
Uaus	Auslandsumsatz	Summe der Auslandsumsätze eines Jahres	nur Monatsmelder
tätP	Tätige Personen	Tätige Personen im September	
LuG	Bruttolohn- u. -gehaltssumme	Summe der monatlichen Bruttolöhne und -gehälter	nur Monatsmelder
WZ	WZ-4steller nach WZ93-Klassifikation	JM: Meldung im September MM: nach Mehrheitsprinzip über ein Jahr ermittelt	1995-2005
WZHG	Hauptgruppen nach WZ93	1 Vorleistungsgüter 2 Verbrauchsgüter 3 Investitionsgüter 4 Verbrauchsgüter	1995-2005
WZ_syp	WZ-4steller nach SYPRO	JM: Meldung im September MM: nach Mehrheitsprinzip über ein Jahr ermittelt	1991-1994
WZHG_syp	Hauptgruppen nach SYPRO	1 Bergbau 2 Grundstoff- und Produktionsgüter 3 Investitionsgüter 4 Verbrauchsgüter 5 Nahrungs- u. Genussmittel	1991-1994
Alter	Betriebsalter	Differenz der aktuellen Jahreszahl und dem Jahr der ersten Meldung	

3.4. Zur Interpretation der Ergebnisse

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 Betriebe²⁶ 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.

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 Regressionsmodell²⁷ 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.

²⁶Also 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.

²⁷Ähnliche Bedingungen lassen sich auch für andere Verfahren, wie beispielsweise für die Maximum Likelihood Schätzung formulieren.

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 Signifikanztests, 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)

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.

... 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 in Kapitel 5.5 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.

3.5. Aktuelle Entwicklungen in der amtlichen Statistik

In den letzten Jahren hat sich in sehr viel getan in der amtlichen Statistik. Dies bezieht sich sowohl auf die Erhebung von Daten als auch auf die Weitergabe dieser Daten an die Wissenschaft.

Mittlerweile sind drei „Gesetze zum Abbau bürokratischer Hemmnisse insbesondere in der mittelständischen Wirtschaft“²⁸ verabschiedet worden, wodurch sich auch einige Veränderungen in den amtlichen Statistiken ergeben. Im Bestreben, die Betriebe und Unternehmen von der Statistikpflicht zu entlasten, wurde unter anderem die Abschneidegrenze der monatlichen Erhebung der Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes inklusive Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden von 20 auf 50 Mitarbeiter angehoben gemäß § 10 des MEG I, wodurch nach Angaben des Statistischen Bundesamtes etwa 25000 Betriebe von der Meldepflicht befreit werden. Das zweite Gesetz bringt vor allem für Existenzgründer und kleine Unternehmen weitere Entlastungen.

Die Ergebnisse einer Studie des DIW (Siehe Stäglich u. a. (2006)) zeigen allerdings, dass die empfundene Belastung der Unternehmen und Betriebe durch die amtliche Statistik wesentlich größer ist als die tatsächliche, und sich die Entlastungspotentiale daher in Grenzen halten. Demnach sind gerade einmal 15,2% der 3,5 Millionen deutschen Unternehmen im Jahr 2004 zu einer amtlichen statistischen Erhebung herangezogen worden. Eine wirkliche Belastung kann nur bei sehr wenigen Betrieben gesprochen werden, die zu mehreren Erhebungen herangezogen werden, was vor allem auf die größeren zutrifft. Andererseits zielen die Entlastungsversuche der genannten Gesetze vor allem auf kleinere Unternehmen.

Während die Maßnahmen zum Bürokratieabbau also auf die breite Masse der Unternehmen kaum eine Auswirkung haben wird, so ergeben sich doch erhebliche Auswirkungen auf wissenschaftliche Nutzbarkeit

²⁸Abgekürzt MEG für Mittelstandsentlastungsgesetz. Das MEG I ist am 26.8.2007 in Kraft getreten, MEG II folgte am 14.9.2007. MEG III schließlich ist am 25.3.2009 in Kraft getreten.

der amtlichen Daten. Die bisherigen Querschnittsdaten der amtlichen Wirtschafts- und Umweltstatistiken sollen im Projekt „Amtliche Firmendaten für Deutschland (AFiD)“ verknüpft werden, d.h. es sollen Paneldatensätze erstellt und für die Wissenschaft zugänglich gemacht werden. Noch einen Schritt weiter geht das Projekt „KombiFiD“ (Siehe Bender u. a. (2007)), welches Unternehmensdaten der Statistischen Ämter mit Daten anderer Datenproduzenten, zum Beispiel des Instituts für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesagentur für Arbeit, verknüpfen will. Derartige Verknüpfungen verschiedener Erhebungen haben ein sehr hohes Forschungspotential, ohne dass dadurch Unternehmen noch weiter belastet werden.

Andererseits wird eben dieses Potential durch Veränderungen in den Fragenkatalogen und/oder dem Berichtskreis eingeschränkt, vor allem wenn es sich um Untersuchungen zeitlicher Entwicklungen handelt. Die Befreiung der Existenzgründer von der Meldepflicht macht die Analyse der Betriebs- und Beschäftigungsdynamik, wie sie in dieser Arbeit durchgeführt wird, schlicht unmöglich. Die Anhebung der Abschneidegrenze schließt bei Panelmethoden eine ganze Reihe von Betrieben von der Analyse aus und verringert auf diese Weise die Datenbasis und damit eventuell auch die Repräsentativität der Datengrundlage.

Kapitel 4.

Entwicklung des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg

In diesem Kapitel wird die Entwicklung des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg anhand von Betriebsdaten analysiert. Im ersten Abschnitt werden allgemein die Entwicklungen verschiedener Indikatoren wie Betriebszahlen, Beschäftigung, Umsätze und Investitionen beschrieben, die Auskunft über den Fortschritt des Transformationsprozesses geben können. Dabei wird die Entwicklung in den Ostregionen auch immer wieder mit der in Westberlin verglichen, auch wenn dies nicht unbedingt ein typisches „altes“ Bundesland darstellt.

Im weiteren Verlauf wird besonderes Augenmerk auf die Betriebs- und Beschäftigungsdynamik gelegt. Hohe Fluktuationen in der Betriebspopulation und in der Beschäftigung sind charakteristische Merkmale eines Wirtschaftssystems im Umbruch und daher von besonderem Interesse.

Die deskriptiven Vergleiche von Betrieben in Berlin West mit solchen in Berlin Ost oder Brandenburg legen den Verdacht nahe, dass Ostbetriebe wesentlich unproduktiver arbeiten als ihre Gegenstücke in Westberlin. Da sich die Betriebspopulationen aber auch in anderen Eigenschaften, welche die Produktivität beeinflussen, deutlich unterscheiden, soll im dritten Teil mit Hilfe von Regressionsanalysen untersucht werden, ob die Ostbetriebe in ihrer Produktivitätsentwicklung Fortschritte im Vergleich zu Westberlin erzielen konnten.

4.1. Der Transformationsprozess als Forschungsgegenstand

Über die wirtschaftliche Entwicklung in den Neuen Bundesländern ist in den letzten Jahren sehr viel veröffentlicht worden. Dabei wurde vor allem der dramatische Beschäftigungsrückgang und die großen Betriebsfluktuationen im Zuge des Transformationsprozesses immer wieder thematisiert. Daher kann der folgende Überblick nur einen kleinen Teil abdecken und erhebt keinerlei Anspruch auf Vollständigkeit.

Durch eine Kooperation des Lehrstuhls für Statistik und Ökonometrie der Universität Potsdam mit der amtlichen Statistik im Land Brandenburg war es Laurence Rambert möglich erste Untersuchungen der Beschäftigungsdynamik in der brandenburgischen Industrie durchzuführen noch bevor die Forschungsdatenzentren eingerichtet wurden. In ihrer Dissertation (Rambert, 2004) analysiert sie ausführlich die Ursachen und Auswirkungen der Beschäftigungsdynamik, wobei ihr jedoch lediglich die Jahre 1995 bis 2000 zur Verfügung standen. In diesem Sinne soll diese Arbeit die Untersuchungen für Brandenburg vor allem um die ersten Jahre nach der Wiedervereinigung ergänzen, auch wenn nicht die gleiche Analysetiefe aufgrund einer anderen Schwerpunktsetzung erreicht wird.

Vorreiter derartiger Kooperationen zwischen amtlicher Statistik und Wissenschaft war vor allem das Land Niedersachsen, wo bereits seit 1991 Wissenschaftler auf amtliche Betriebsdaten zugreifen konnten. Die dabei gemachten Erfahrungen führten zu einer Ausweitung dieser Kooperationen auf andere Bundesländer, wobei die einzelnen Projekte über das *FiDAS*¹-Netzwerk koordiniert wurden. Ergebnisse der Untersuchungen in den verschiedenen Bundesländern wurden in mehreren Workshops vorgestellt, so dass die dazu erschienenen Sammelbände² einen guten Überblick über die Projekte und ihre Ergebnisse liefern.

¹Firmendaten aus der amtlichen Statistik

²Siehe Schasse u. Wagner (1999), Schasse u. Wagner (2001) und Pohl u. a. (2003).

Pohl (2003) untersucht die Beschäftigungsdynamik in Berlin für die Jahre 1991 bis 2001. Ihre Ergebnisse sind jedoch nicht mit den hier vorgestellten unmittelbar vergleichbar aufgrund unterschiedlicher Methoden. Die Autorin berechnet für Monatsmelder einen Jahresdurchschnitt und berücksichtigt auch Betriebe, die nicht über das ganze Jahr melden, während in der vorliegenden Arbeit ein Stichtag³ gewählt wird. Da sich die Beschäftigung besonders in den ersten Jahren sehr dynamisch entwickelte, können erhebliche Unterschiede zwischen dem Jahresdurchschnitt und der Beschäftigung Ende September auftreten. Zudem gehen bei Pohl auch Betriebe in den Jahresbestand ein, die im September nicht mehr meldeten, jedoch zu einem früheren Zeitpunkt im Jahr, was zu weiteren Abweichungen führt. Das Gesamtbild, welches beide Untersuchungen zeigen, ist jedoch sehr ähnlich.

Einer der Vorreiter des Projektes *FiDAST* ist Joachim Wagner, der für die Industrie in Niedersachsen eine ganze Reihe von Untersuchungen zu verschiedenen Fragestellungen durchgeführt hat, die hier unmöglich alle aufgeführt werden können. Da Niedersachsen jedoch kein Transformationsland ist, beschäftigt er sich weniger mit der Beschäftigungsdynamik⁴, sondern wendet sich anderen Fragen der Industrieentwicklung zu. Eine wesentlich größere Rolle für diese Arbeit spielen daher seine zahlreichen Veröffentlichungen zur Bedeutung von Exporten für die betriebliche Entwicklung, so dass an gegebener Stelle noch einige seiner Arbeiten angesprochen werden.

Für Vergleichszwecke sind vor allem Analysen aus den anderen neuen Bundesländern interessant. Dazu wird vor allem auf die beiden Arbeiten Fritsch u. Niese (1999) und Hirschfeld u. a. (2001) verwiesen, die sich mit den Entwicklungen in Thüringen, Sachsen und Sachsen-Anhalt beschäftigen.

Natürlich gibt es auch zahlreiche Untersuchungen außerhalb des *FiDAST*-Netzwerkes, die auf verschiedenen anderen Datenquellen beruhen. Sehr produktiv in dieser Beziehung ist das IWH, das in seinen Pu-

³Der Stichtag ist der 30.09. eines Jahres, was dem Meldedatum der Kleinstbetriebe entspricht.

⁴Z.B. in Wagner u. Gerlach (1992).

blikationsreihen, vor allem aber in „Wirtschaft im Wandel“, regelmäßig über die Entwicklung der Wirtschaft in den Neuen Bundesländern informiert. Eine Zusammenfassung früherer Untersuchungen im Rahmen der Strukturberichterstattung und der Fortschrittsberichterstattung-Ost zur Diskussion um den Produktivitätsrückstand Ostdeutschlands, was in den folgenden Ausführungen ebenfalls Thema sein wird, findet sich in Ragnitz (2005).

Neben dem IWH haben sich natürlich noch viele weitere Institutionen und Wissenschaftler mit dem Thema Transformationsprozess in Ostdeutschland, zum Teil aus sehr unterschiedlichen Blickwinkeln, auseinandergesetzt, so dass eine umfassende Darstellung nicht möglich ist. Die bereits genannten Arbeiten und Urheber sind jedoch diejenigen, die für diese Arbeit die Grundlagen für die Herangehensweise und für den Vergleich der Ergebnisse darstellen.

4.2. Die Entwicklung in Berlin und Brandenburg

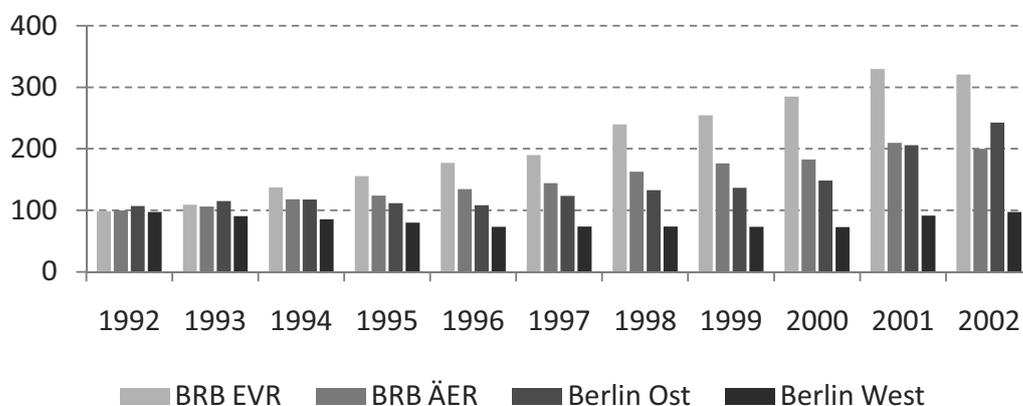
Im folgenden Abschnitt werden die Entwicklungen verschiedener ökonomisch interessanter Größen etwas genauer untersucht. Ein Vorteil der Verwendung von betrieblichen Einzeldaten ist, dass aggregierte Gesamtentwicklungen in ihre Bestandteile aufgelöst und so genauere Aussagen über Ursachen und Hintergründe getroffen werden können.

4.2.1. Betriebs- und Beschäftigungsstruktur

Die Zahl der erfassten Betriebe (s. Abb. 4.1, absolute Zahlen in Tab. B.1 im Anhang) im Verarbeitenden Gewerbe in Berlin und Brandenburg hat sich in den Jahren nach der Wiedervereinigung sehr dynamisch entwickelt. Den stärksten Anstieg hat der Engere Verflechtungsraum zu verzeichnen, wo sich die Zahl der meldenden Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe innerhalb von 10 Jahren mehr als verdreifacht hat. Auch der Äußere Entwicklungsraum und der Ostteil Berlins weisen einen starken

Anstieg der Betriebszahlen auf. In Berlin West verringert sich die Anzahl der Betriebe kontinuierlich bis zum Jahr 2000. Auf 2001 gibt es in beiden Teilen Berlins einen starken Sprung in den Betriebszahlen, der durch eine Berichtskreiserweiterung⁵ zu erklären ist. Dieser Effekt betrifft vor allem kleine Betriebe und ist im Westteil der Hauptstadt so groß, dass er die vorherigen Verluste nahezu ausgleicht, so dass die Betriebszahlen im Jahr 2002 wieder etwa das Ausgangsniveau erreichen.

Abbildung 4.1.: Entwicklung der Betriebszahlen (1991=100)



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Anzahl der Betriebe im Verhältnis zum Basisjahr.

Das starke Wachstum der Betriebszahlen in den drei Ostregionen ist vor allem auf ein rasantes Anwachsen der Gruppe der Jahresmelder, also sehr kleiner Betriebe, zurückzuführen. Dies kann verschiedene Gründe haben. So wurden vor allem in der ersten Hälfte der neunziger Jahre die ehemaligen Kombinate aufgelöst und in kleineren Einheiten privatisiert. Des Weiteren waren nun die Möglichkeiten zur Gründung eigener Firmen gegeben, die von vielen genutzt wurden um sich selbständig zu machen. Solche Neugründungen sind i.A. jedoch eher klein.

Bei den Monatsmeldern gibt es keine einheitliche Entwicklung. Während die Zahl im Engeren Verflechtungsraum einen deutlich steigenden Trend zeigt, fällt die Anzahl der Monatsmelder in in beiden Teilen Berlins über den gesamten Beobachtungszeitraum. Dies könnte ein Indiz

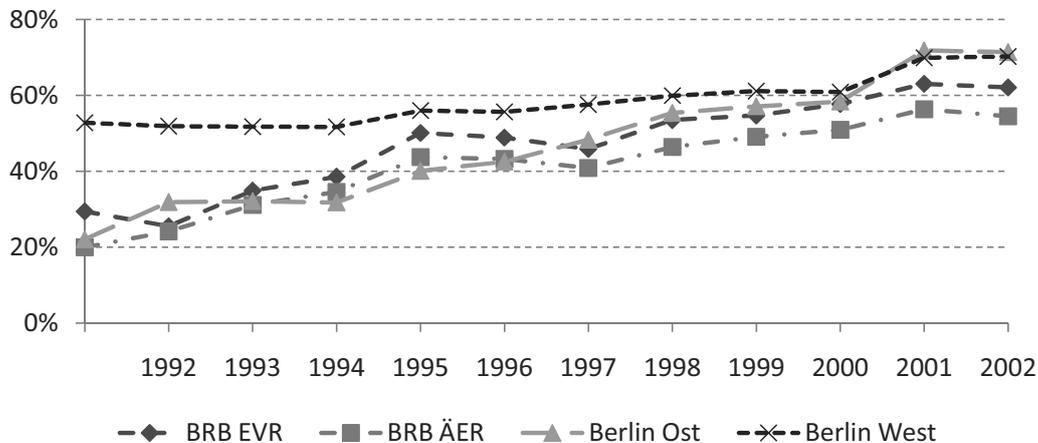
⁵Laut Aussage des Statistischen Landesamtes Berlin gelangten mehr als 400 Betriebe neu in die Jahresehebung durch einen Abgleich des Unternehmensregisters. Die betreffenden Betriebe waren vermutlich bei der Gewerbeanmeldung falsch eingruppiert worden.

dafür sein, dass viele Betriebe im Berliner Umland bessere Bedingungen vorfinden und somit ihren Standort verlagern, wie oft vermutet wird. Anhand der Daten ist dies jedoch nur schwerlich nachzuvollziehen, da diese Betriebsumzüge nur selten als solche gemeldet werden, so dass die entsprechenden Betriebe über die Betriebsnummer weiterverfolgt werden können. Vielmehr ist zu vermuten, dass häufig am alten Standort eine Abmeldung und eine Neuanmeldung am neuen Standort erfolgt, so dass eine neue Betriebsnummer vergeben wird. Was jedoch einem gehäuften Betriebsumzug entgegen spricht sind die viel geringeren Zugänge im Engeren Verflechtungsraum, die die starken Rückgänge in beiden Teilen Berlins nicht annähernd kompensieren können. Hier stehen gerade einmal 164 Betriebszugänge von 1991 auf 2005 im EVR 584 -abgängen in Berlin im gleichen Zeitraum gegenüber.

Der Äußere Entwicklungsraum zeigt hier keinen eindeutigen Trend. Die Zahl der Monatsmelder schwankt etwa zwischen 700 und 800 Betrieben und liegt 2005 nur knapp über dem Ausgangswert. Ein weiterer Grund für die Verringerung der Zahl der Monatsmelder in Ostberlin könnte die Aufspaltung der ehemaligen Kombinate und Volkseigenen Betriebe erklärt werden, die dann als Einzelbetriebe weniger als 20 Mitarbeiter beschäftigen und somit in den Berichtskreis der Jahrerhebung fallen. Der ebenfalls starke Rückgang in Berlin West kann damit allerdings nicht begründet werden. Nur durch die Auswirkung der bereits erwähnten Änderung im Berichtskreis 2001 und die damit sprunghaft steigende Zahl der Jahresmelder liegt die Gesamtzahl der Betriebe hier 2002 auf etwa dem gleichen Niveau wie 1991.

Bereits bei der Analyse der Anteile von Jahres- und Monatsmeldern wird der Trend zu kleineren Betrieben in Form von Jahresmeldern deutlich, deren Bedeutung stetig zunimmt. Stellten sie im Vergleich zu den Monatsmeldern in allen drei Ostregionen (s. Abb. 4.2) im Jahr 1991 nur einen kleinen Teil aller meldenden Betriebe, bilden sie zu Beginn des neuen Jahrtausends die Mehrheit. Besonders stark ist dieser Trend in Ostberlin, wo ihr Anteil von 15% (1991) auf fast 70% im Jahr 2002 steigt. Und auch ohne Einflüsse der Berichtskreiserweiterung 2001 in Berlin ist diese Entwicklung zu erkennen, denn bereits im Jahr 1999 stellen die

Abbildung 4.2.: Anteil der Jahresmelder an allen Betrieben



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

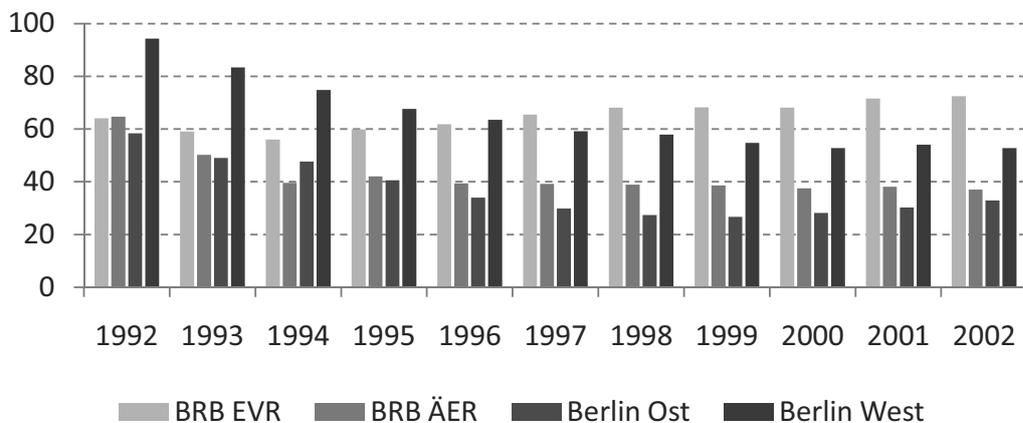
Anmerkung: Zahl der Betriebe der Jahreserhebung im Verhältnis zur Zahl aller Betrieben.

Jahresmelder bereits deutlich mehr als die Hälfte aller Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe. Die Entwicklung geht also stark in Richtung kleinerer Betriebe. Am Ende des Beobachtungszeitraumes sind die Anteile in Ost- und Westberlin praktisch gleich groß, nur in Brandenburg sind sie noch etwas geringer.

Ähnlich dynamische Entwicklungen finden sich auch bei der Zahl der Beschäftigten im Verarbeitenden Gewerbe (s. Abb. 4.3 und Tab. B.2). Nimmt die Zahl der Betriebe in den Ostregionen stetig zu, so nimmt die Beschäftigung zunächst drastisch ab. Allein von 1991 auf 1992 fällt die Zahl der Beschäftigten in den drei Ostregionen um jeweils etwa 40%. Im Engeren Verflechtungsraum ist die Talsohle bereits im Jahr 1994 erreicht, danach steigt die Beschäftigung wieder an. Doch auch in dieser Region erreicht die Beschäftigung 2002 weniger als drei Viertel des Ausgangsniveaus. In Ostberlin ist der Tiefpunkt der Beschäftigung erst am Ende der 90er Jahre erreicht, im Äußeren Entwicklungsraum ist selbst 2002 noch kein Ende des Rückganges abzusehen. Hier liegt die Beschäftigung 2002 gerade noch bei etwa 37% des Niveaus von 1991, in Ostberlin sind es 1999, dem Jahr mit der geringsten Beschäftigung, gar nur 27%.

Doch nicht nur der Osten hat enorme Beschäftigungsverluste zu verkraften. In Westberlin geht die Zahl der Jobs im Verarbeitenden Gewerbe

Abbildung 4.3.: Entwicklung der Beschäftigung



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

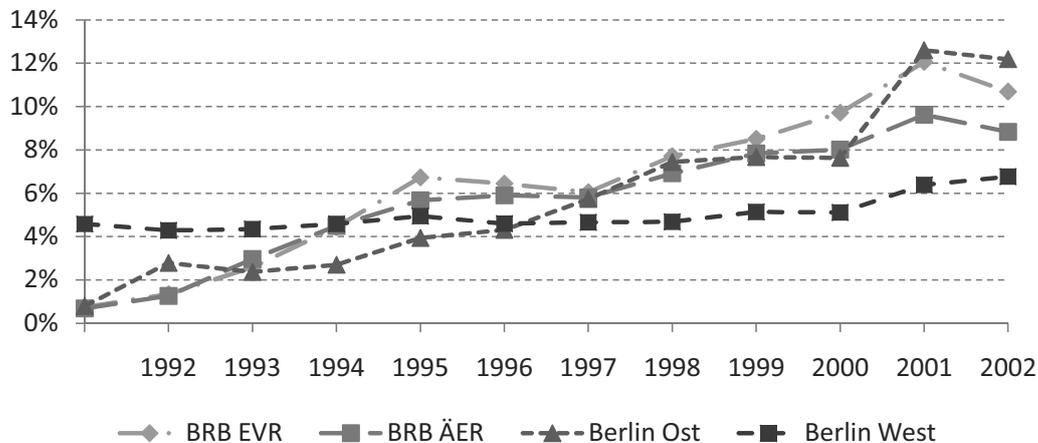
Anmerkung: Summe der Beschäftigten am 30.09. im Verhältnis zum Basisjahr. 1991=100.

kontinuierlich zurück. Im Jahr 2002 beträgt die Zahl der Arbeitsplätze nur noch etwas mehr als 50% der Zahl des Jahres 1991. Im Gegensatz zu den Ostregionen ist hier der Rückgang gleichmäßiger über die Zeit verteilt, während er dort vor allem in den ersten Jahren sehr stark ist und dann langsam abflacht bzw. sich wieder umkehrt.

Die steigende Zahl der Kleinstbetriebe findet sich in der steigenden Anzahl der beschäftigten Personen in diesen Betrieben wieder. In den Ostregionen ist der Anteil der Arbeitsplätze bei den Jahresmeldern 1991 deutlich kleiner als in Westberlin (s. Abb. 4.4), steigt jedoch im Beobachtungszeitraum stark an und übersteigt den Westberliner Anteil im Jahr 2002 deutlich. Hier wächst der Anteil zwar auch, dies wird allerdings hauptsächlich durch die Effekte der Berichtskreiserweiterung 2001 hervorgerufen, ohne die es kaum eine Veränderung gegeben hätte.

Zeitgleich mit dem zunehmenden Anteil der Kleinstbetriebe verringert sich auch die durchschnittliche Größe dieser Betriebe. In Brandenburg und Ostberlin sind in der ersten Hälfte der 90er Jahre teilweise noch ansteigende mittlere Betriebsgrößen zu beobachten. Dies sollte jedoch nicht dazu verleiten anzunehmen, dass Kleinstbetriebe in dieser Zeit Beschäftigung aufgebaut haben. Vielmehr dürfte es darauf zurückzuführen sein, dass viele Betriebe, die zunächst mehr als 20 Mitarbeiter beschäftigten und somit als Monatsmelder erfasst werden, durch Arbeitsplatzabbau

Abbildung 4.4.: Anteil der Beschäftigten in Jahresmeldern



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahresmelder.

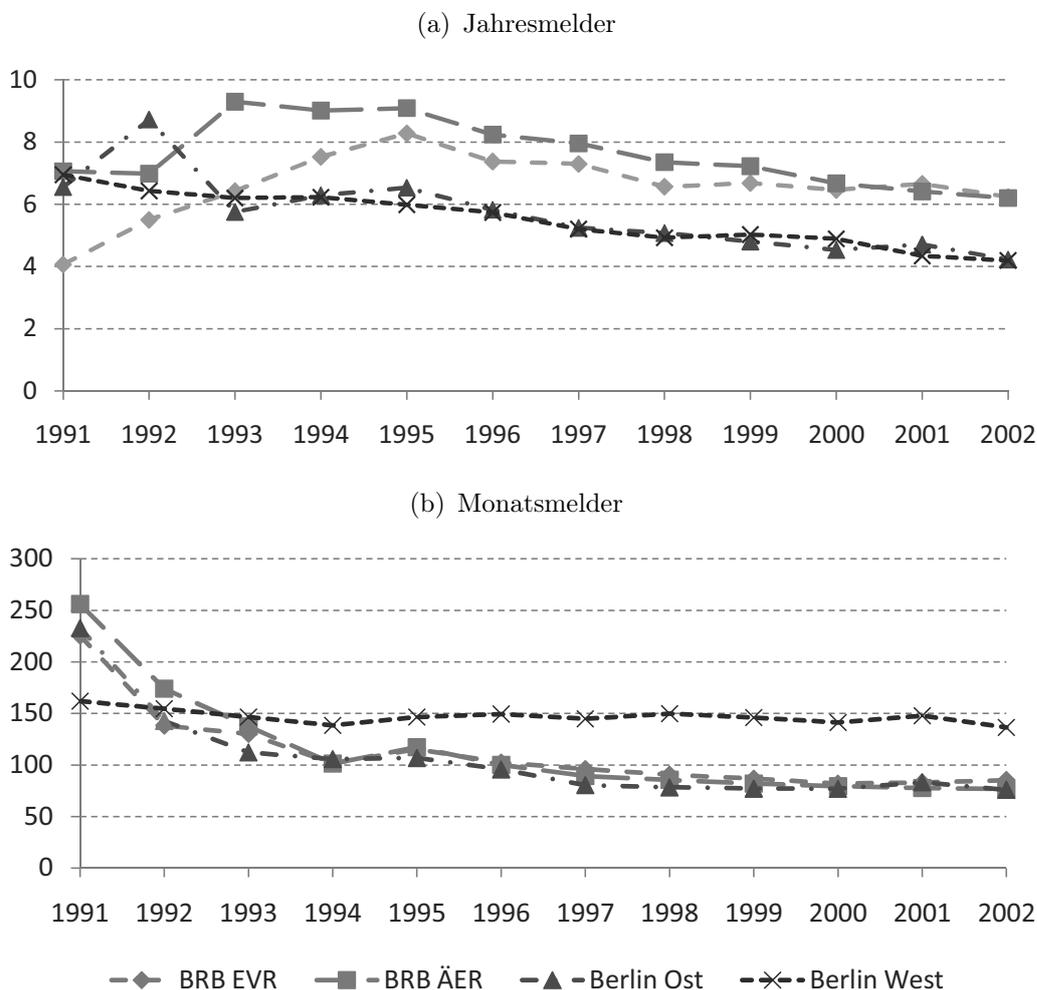
Anmerkung: Anteil der Beschäftigten in Betrieben der Jahreserhebung der Kleinstbetriebe an allen Beschäftigten.

unter diese Grenze fallen und in der Folgezeit als (relativ große) Jahresmelder eingestuft werden. Auffällig ist dabei, dass die Werte der beiden brandenburgischen Regionen einerseits und die der beiden Teile Berlins andererseits (s. Abb. 4.5(a)) zum Ende des Beobachtungszeitraumes nahezu identisch sind.

Die durchschnittliche Anzahl Beschäftigter der größeren Betriebe fällt in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung rapide ab. Dafür ist einerseits der drastische Stellenabbau in den Betrieben verantwortlich, andererseits jedoch auch die Zerschlagung der ehemaligen Volkseigenen Betriebe und Kombinate, die dann als zwei oder mehr Betriebe weitermelden. In der zweiten Hälfte des Jahrzehnts stabilisiert sich die durchschnittliche Größe, sie geht zwar noch immer zurück, jedoch nur noch sehr gering. Die Talsohle scheint erst im neuen Jahrtausend erreicht zu sein, denn erst dann gibt erste Wachstumsperioden in allen Regionen.

Im Vergleich zu den Ostregionen gibt es im Westteil Berlins nur sehr geringe Veränderungen in beiden Betriebsgruppen. Die durchschnittliche Größe der Jahresmelder nimmt auch hier ab, jedoch wesentlich gleichmäßiger und den in den anderen Regionen beobachteten anfänglichen Anstieg gibt es hier nicht. Start- und Endpunkt der Entwicklung in Ost- und Westberlin sind nahezu identisch, in der Zwischenzeit ergeben

Abbildung 4.5.: Entwicklung der durchschnittlichen Betriebsgröße



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Berechnet jeweils als Summe aller Beschäftigten durch die Anzahl der Betriebe.

sich jedoch deutliche Unterschiede in der Entwicklung.

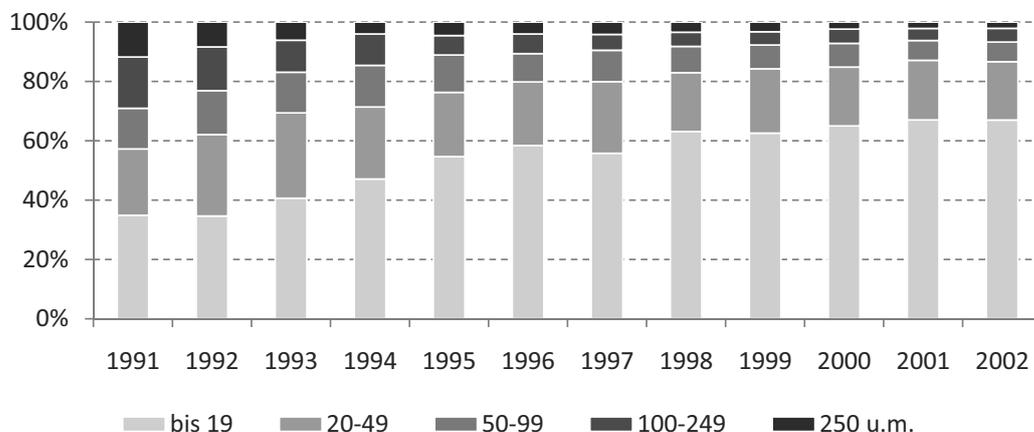
Auch die durchschnittliche Zahl der Mitarbeiter bei den Monatsmeldern ist in Westberlin 1991 größer als 2002, jedoch ist der Rückgang im Vergleich zu den anderen Regionen sehr gering. Es gibt auch keine eindeutige Tendenz, denn zwischenzeitlich gibt es auch immer wieder Abschnitte, in denen die mittlere Betriebsgröße zunimmt. Lag sie 1991 deutlich unter dem Wert in Brandenburg und Ostberlin, sind westberliner Monatsmelder 2002 im Schnitt fast doppelt so groß wie die entsprechenden Betriebe in den Ostregionen. Dadurch ist auch zu erklären, dass zwar der Anteil der Jahresmelder in Brandenburg 2002 geringer ist als in

Westberlin, der Anteil, den diese Betriebe an der Gesamtbeschäftigung haben, den in Westberlin jedoch deutlich übersteigt.

Um die Betriebsstrukturen noch genauer untersuchen zu können, werden die Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg in Größenklassen (BGK) nach der Anzahl der Beschäftigten eingeteilt. Dabei werden sowohl Jahres- als auch Monatsmelder berücksichtigt, so dass eine Auswertung der Strukturentwicklung nur bis 2002 möglich ist.

Typisch für den Transformationsprozess der Neuen Länder ist ein starker Anstieg der Kleinbetriebe im Zeitverlauf (s. exemplarisch die Entwicklung im Engeren Verflechtungsraum in Abb 4.6). Das sozialistische Planwirtschaftssystem baute auf großen „Volkseigenen“ Betrieben und Kombinat auf, die große Teile der Wertschöpfungskette selbst abdeckten. Kleine, eigenständige Industriebetriebe waren kaum vorhanden, was sich nach der Wiedervereinigung jedoch recht schnell änderte. Viele der großen Altbetriebe wurden aufgelöst und in Form eigenständiger Betriebe privatisiert, die natürlich wesentlich kleiner waren als der Ausgangsbetrieb. Hinzu kam der rapide Abbau von Arbeitsplätzen, wodurch auch in der ursprünglichen Form erhalten gebliebene Altbetriebe in kleinere Betriebsgrößenklassen gelangten.

Abbildung 4.6.: Entwicklung der Betriebsgrößenstruktur im Engeren Verflechtungsraum

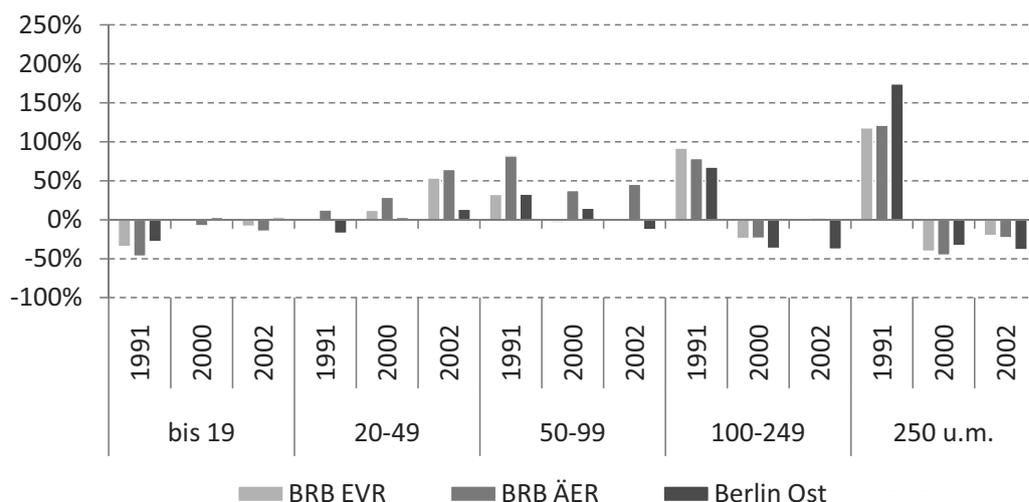


Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Anteile der Betriebe der jeweiligen Betriebsgrößenklasse an allen Betrieben des entsprechenden Jahres.

Die industriellen Kleinstbetriebe bis 19 Mitarbeiter stellen 1991 etwa ein Drittel aller Betriebe. Dieser Anteil verdoppelt sich im darauf folgenden Jahrzehnt. Der Anteil der kleineren Betriebe mit 20 bis 49 Mitarbeitern ist über die gesamte Zeit recht stabil, auch wenn zu Beginn ein Anstieg zu beobachten war, der jedoch wieder abgebaut wurde. Die Betriebe mit mindestens 50 Beschäftigten haben in ihrer Bedeutung drastisch verloren. Am deutlichsten wird dies an der Gruppe der Großbetriebe mit 250 und mehr Beschäftigten. Hatte 1991 noch mehr als jeder zehnte Betrieb eine solche Größe, so stellen sie 2002 gerade noch 2% aller Betriebe im Engeren Verflechtungsraum. Die Entwicklungen im Äußeren Entwicklungsraum und in Ostberlin sind vergleichbar.

Abbildung 4.7.: Entwicklung der Betriebsgrößenstruktur



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Relative Unterschiede der Anteile der einzelnen Betriebsgrößenklassen gegenüber Westberlin (=100).

Doch was bedeutet diese Entwicklung? Kann man wirklich von einer „Deindustrialisierung“ der neuen Bundesländer sprechen? Ein Vergleich mit Westberlin kann hier weitere Aufschlüsse geben. Die relativen Unterschiede der Anteile der Betriebe in den einzelnen Betriebsgrößenklassen in den Ostregionen gegenüber Westberlin sind für einige Jahre in Abb 4.7 dargestellt. Deutlich zu erkennen ist, dass die Kleinstbetriebe im Jahr 1991 in Brandenburg und Ostberlin deutlich weniger stark vertreten waren als im Westteil der Hauptstadt, im Äußeren Entwicklungsraum war

ihr Anteil nur etwa halb so groß. Dies änderte sich im Zeitverlauf und 2002 gibt es hier kaum noch Unterschiede zwischen den Regionen. Zu beachten ist dabei der Effekt der Berichtskreiserweiterung in Berlin im Jahr 2001. Dies betraf vor allem Kleinstbetriebe und ließ ihre Zahlen von 2000 auf 2001 um mehr als 20% ansteigen. Im Jahr 2000, also ohne diesen Effekt gab es praktisch keine Unterschiede in den Anteilen der Kleinstbetriebe. Die etwas größeren Betriebe mit 20 bis 49 Beschäftigten konnten, wie gesehen, in Brandenburg ihren Anteil an allen Betrieben in etwa halten. Ihr Anteil war 1991 in allen Regionen etwa gleich und da diese im Zeitverlauf in Berlin gesunken sind, ist diese Betriebsgruppe in Brandenburg im Jahr 2002 sehr viel stärker vertreten als in Berlin.

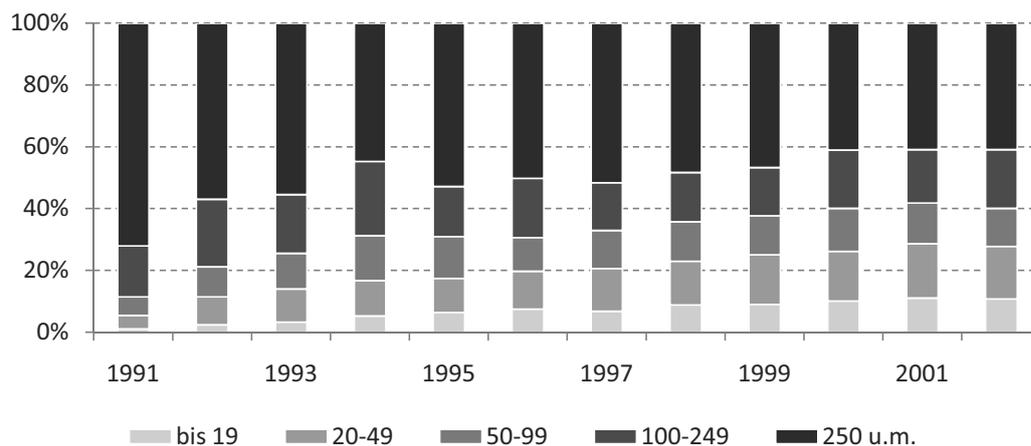
Die Anteile der größeren Betriebe mit mehr als 50 Beschäftigten lagen in den Ostregionen 1991 dagegen noch deutlich über den entsprechenden Anteilen in Westberlin. Fast 15% aller Betriebe in Ostberlin hatten mehr als 250 Beschäftigte, im Westteil waren es nur etwas mehr als 5%. Im Zeitverlauf kehrte sich dieses Bild um, so dass die Anteile der Großbetriebe in den Ostregionen 2002 deutlich geringer sind. Andererseits ist das Phänomen kleiner werdender Industriestrukturen nicht auf den Osten beschränkt. Auch in Westberlin steigt der Anteil sehr kleiner Betriebe zu Lasten der anderen Betriebsgrößenklassen.

Zusammenfassend kann also gesagt werden, dass Betriebsstrukturen in Ostberlin und Brandenburg zu Beginn große Unterschiede gegenüber Westberlin aufwiesen, diese sich im Zeitablauf jedoch verringern. Nennenswerte Unterschiede gibt es dabei vor allem bei den größeren Betrieben, die im Jahr 2002 in Westberlin deutlich häufiger auftreten und somit auf den ersten Blick die Tendenz der kleinbetrieblichen Struktur in den Neuen Bundesländern bestätigen. Zu beachten ist dabei, dass die geringen relativen Unterschiede in den kleinen Größenklassen durchaus eine beachtliche Anzahl an Betrieben darstellen, da der Vergleichswert, also der Anteil in Westberlin, ebenfalls recht groß ist, während es sich bei den anscheinend recht großen Unterschieden bei den Großbetrieben nur um sehr wenige Betriebe handelt. So gibt es 2002 in Westberlin 58 Betriebe mit mehr als 250 Mitarbeitern, welche etwa 2,6% aller Betriebe in dieser Region darstellen. Die Anteile in Brandenburg liegen bei etwa

2% und in Ostberlin bei 1,6%.

Bietet die Verteilung der Betriebe auf die Betriebsgrößenklassen lediglich leisen Anlass zur Besorgnis hinsichtlich einer möglichen Deindustrialisierung, so trifft dies auf die Entwicklung der Beschäftigtenverteilung in wesentlich stärkerem Maße zu. Als Anschauungsbeispiel dient wiederum der Engere Verflechtungsraum (Abb. 4.8). Waren 1991 noch nahezu drei von vier Beschäftigten in einem Großbetrieb tätig, so sind es 2002 nur noch etwa 40%. Gleichzeitig erhöhen sich die Anteile aller anderen Betriebsgrößenklassen: je kleiner die Betriebe, desto größer der Zuwachs. Die Kleinstbetriebe verzehnfachen ihren Anteil an der Gesamtbeschäftigung, er steigt von 1% auf knapp 11% im Jahr 2002.

Abbildung 4.8.: Entwicklung der Beschäftigungsstruktur im EVR



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

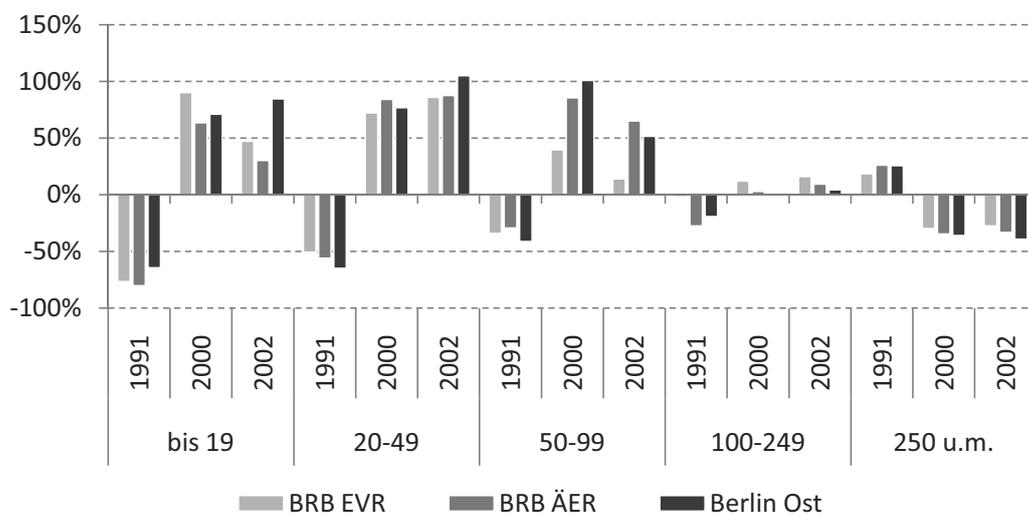
Anmerkung: Beschäftigungsanteile der Betriebe der jeweiligen Betriebsgrößenklasse an allen Beschäftigten des entsprechenden Jahres.

Die Verschiebung der Beschäftigung in Richtung kleinere Betriebe ist an sich nicht verwunderlich, sondern zu erwarten. Gründe dafür sind die Zerschlagung der alten Kombinate, der Abbau von Überbeschäftigung in weiterbestehenden Betrieben und der steigende Anteil neu gegründeter Betriebe, die im Allgemeinen relativ klein sind. Wie stark diese Verschiebung jedoch ausgefallen ist, zeigt wiederum der Vergleich mit Westberlin.

1991 ist der Beschäftigungsanteil der Großbetriebe (Abb. 4.9) in den Ostregionen deutlich größer als der in Westberlin. Etwa drei von vier

Jobs werden von dieser Betriebsgruppe gestellt, im Westteil nur etwa 60%. Diese Anteile fallen in Brandenburg und Ostberlin jedoch so schnell, dass sie bereits zwei Jahre später unter denen von Westberlin liegen. 2002 beschäftigen diese Betriebe nur noch zwischen einem Drittel (Ostberlin) und 40% (EVR), während in Westberlin noch deutlich mehr als die Hälfte aller Beschäftigten in Großbetrieben arbeiten.

Abbildung 4.9.: Entwicklung der Beschäftigungsstruktur



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Relative Unterschiede der Anteile der einzelnen Betriebsgrößenklassen gegenüber Westberlin (=100).

Bei Betrieben mit 100 bis unter 250 Beschäftigten gibt es kaum Unterschiede in den Beschäftigungsanteilen. Die kleineren Betriebe mit weniger als 100 Beschäftigten stellten 1991 anteilmäßig noch deutlich weniger Jobs als in Westberlin, 2002 überwiegen sie ihre westberliner Vertreter jedoch deutlich. Ihr Anteil an der Gesamtbeschäftigung ist jedoch sehr gering und so betreffen diese sehr großen relativen Anteilsunterschiede nur einen kleinen Teil der Beschäftigten.

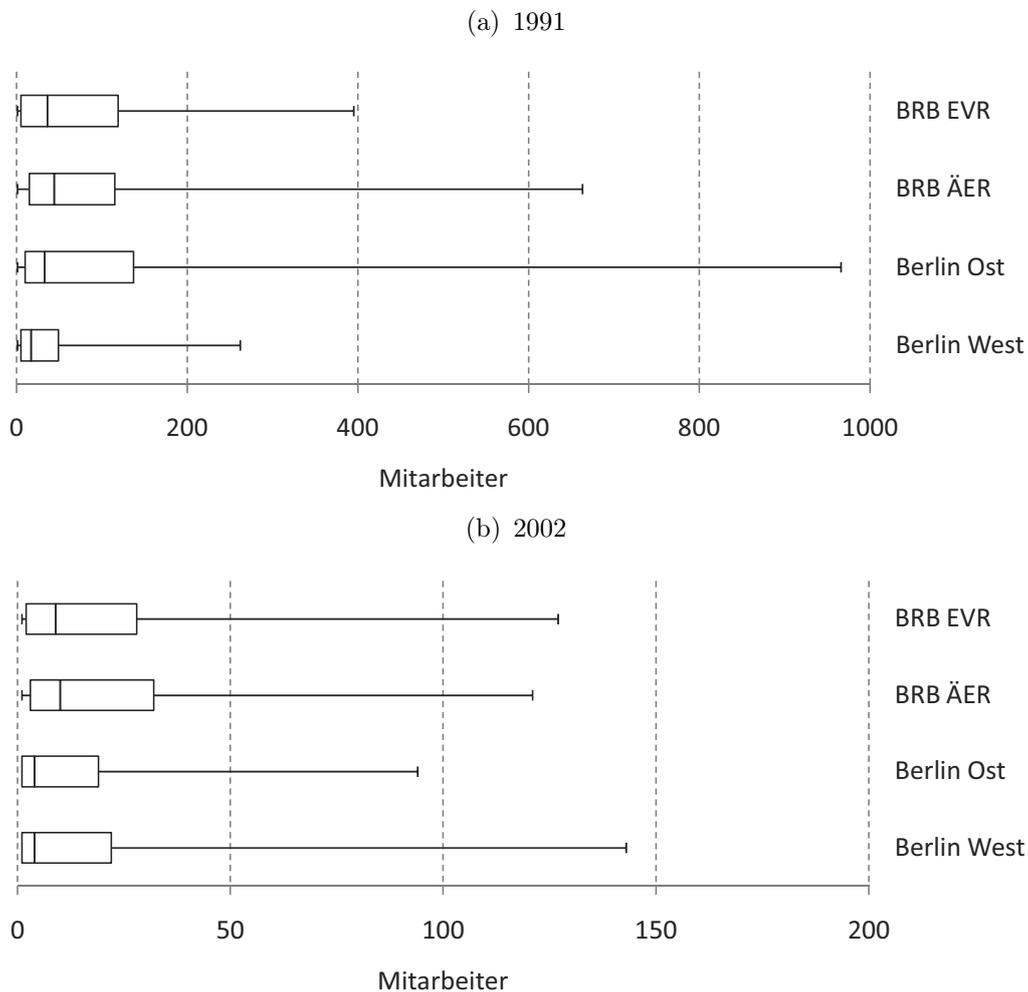
Auch wenn die Anteilsvergleiche Hinweise darauf ergeben, dass die Industrie in den Ostregionen durchaus kleinbetrieblicher strukturiert ist als in Westberlin, so sollten die gezeigten relativen Unterschiede aus den genannten Gründen nicht überbewertet werden. Sie reichen bei weitem nicht aus um die deutlichen Unterschiede in der mittleren Betriebsgröße,

wie sie bei den Monatsmeldern zu beobachten waren, zu erklären. Vergleicht man die mittleren Betriebsgrößen in den Betriebsgrößenklassen, so zeigen sich kaum Unterschiede in den Klassen mit weniger als 250 Mitarbeitern. Lediglich die Gruppe der Großbetriebe mit der nach oben offenen Mitarbeiterzahl weist zum Teil deutliche Unterschiede auf, die für die Differenzen bei der mittleren Beschäftigtenzahl mitverantwortlich sind. In den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung ist die mittlere Zahl der Beschäftigten in dieser Klasse in den Ostregionen deutlich größer als in Westberlin. Da diese Gruppe zudem mit einer größeren Häufigkeit vertreten war, hoben sie den Gesamtdurchschnitt deutlich über den Wert in Westberlin. 2002 kehrt sich dieses Bild um und die Großbetriebe sind in Westberlin im Schnitt deutlich größer und auch häufiger vertreten.

Die Betriebsgrößenverteilung lässt sich allein anhand des Mittelwertes nicht ausreichend beurteilen. Ein einfaches Mittel dafür sind sogenannte Box Plots einer Verteilung. Dargestellt werden im Allgemeinen 5 Kennwerte einer Verteilung. Der Kasten wird begrenzt vom unteren und vom oberen Quartil und schließt damit den Median ein. Hinzu kommen Minimum und Maximum, welche in diesem Fall aus Gründen des Datenschutzes durch das 5%- bzw. das 95%-Quantil ersetzt werden müssen.

Abbildung 4.10 zeigt solche Box Plots für die Jahre 1991 und 2002. Im ersten Jahr fällt auf, dass die Verteilungen in den Ostregionen sehr viel weiter auseinander gezogen sind als in Westberlin. Bis auf den Minimalwert sind auch alle Kennwerte in Brandenburg und Ostberlin wesentlich größer. Im Jahr 2002 haben sich die Verteilungen sehr stark angeglichen. Auffällig ist, wie viel kleiner die Kennwerte in allen Regionen geworden sind. Im mittleren Bereich liegt Brandenburg deutlich vor Berlin und zwischen den beiden Stadtteilen gibt es so gut wie keinen Unterschied. Ein Median-Betrieb, d.h. der Zentralwert der Verteilung, hat in Brandenburg mehr als doppelt so viele Mitarbeiter. Dies ist nicht zuletzt der Berichtskreiserweiterung in Berlin im Jahr 2001 zu verdanken, doch auch 2000 war ein Median-Betrieb in Brandenburg deutlich größer als einer in Berlin.

Abbildung 4.10.: Verteilung der Betriebe nach Betriebsgröße



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ

Anmerkung: Statt Minimal- und Maximalwert sind aus datenschutzrechtlichen Gründen das 5%- und das 95%-Quantil dargestellt.

Diese Vergleiche widersprechen der Behauptung, die Ostdeutsche Industrie sei sehr kleinbetrieblich strukturiert. Lediglich bei den sehr großen Betrieben ist Westberlin stärker vertreten bzw. sind diese deutlich größer als die entsprechenden Vertreter in den Ostregionen. Im mittleren Bereich sind brandenburgische Betriebe deutlich größer als westberliner und zwischen den beiden Teilen der Hauptstadt gibt es kaum noch Unterschiede. Wieso wird dies dann immer wieder behauptet? Ein Grund könnte die Beschränkung der Analyse auf die Monatsmelder und einfache Mittelwertvergleiche sein. Bei den zahlenmäßig nicht so stark vertretenen Monatsmeldern heben einige wenige sehr große Betriebe in West-

berlin den Beschäftigungsdurchschnitt deutlich über den Wert in Ostberlin oder Brandenburg. Werden auch die Jahresmelder (s. Tab. 4.1) berücksichtigt, so sind diese Unterschiede sehr viel geringer.

Tabelle 4.1.: Vergleich der mittleren Betriebsgrößen

Jahr	BRB EVR		BRB ÄER		Berlin Ost		Berlin West	
	JM+MM	MM	JM+MM	MM	JM+MM	MM	JM+MM	MM
1991	160	225	206	256	183	233	80	162
1992	104	138	134	174	100	143	78	155
1993	87	130	98	138	78	112	74	147
1994	65	102	69	101	74	106	70	138
1995	62	115	70	117	67	107	68	147
1996	56	102	60	100	58	96	69	149
1997	55	96	56	89	44	81	64	145
1998	46	91	49	86	38	78	63	150
1999	43	87	45	82	36	77	60	146
2000	38	82	42	80	35	77	58	141
2001	35	83	38	78	27	83	47	148
2002	36	85	38	77	25	76	44	136

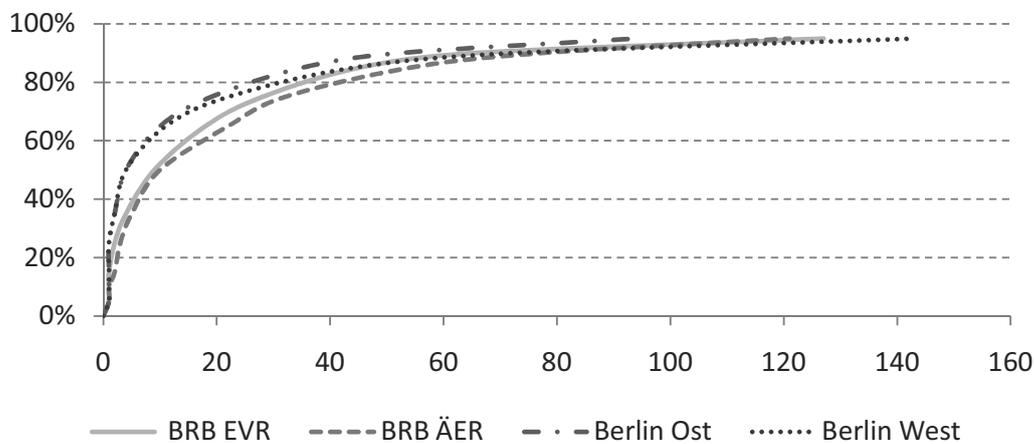
Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ

Werden alle Betriebe berücksichtigt, sind die Unterschiede in der mittleren Betriebsgröße weit weniger stark ausgeprägt, da die „Ausreißer“ durch die wesentlich größere Zahl der Betriebe nicht so stark ins Gewicht fallen. Lediglich in Ostberlin bleibt der Rückstand sehr deutlich. Dies liegt ebenfalls an den sehr „kleinen Großbetrieben“. Im Jahr 2002 haben 1% der Betriebe in Westberlin mehr als 570 Beschäftigte, was auf etwa 22 Betriebe zutrifft. Nur der Engere Verflechtungsraum mit 521 Beschäftigten kann hier fast mithalten, im Äußeren Entwicklungsraum liegt dieser Wert bei 408 und Ostberlin liegt mit 320 weit abgeschlagen. Da die Gesamtzahl der Betriebe hier geringer ist, trifft dies dann auch auf noch weniger Betriebe zu.

Die Beschäftigung in Westberlin ist also viel stärker auf einige wenige sehr große Betriebe konzentriert, wohingegen ein großer Anteil sehr klein ist. Dies wird durch die empirische Verteilungsfunktion (Abb. 4.11) genauso wie durch eine Konzentrationsmessung mit Hilfe des Gini-Koeffizienten bestätigt. 1991 ist dieser trotz sehr unterschiedlicher Be-

etriebsstrukturen in allen Regionen auf etwa dem gleichen Niveau (um 0,8). Im Verlauf der Zeit entwickeln sich dies jedoch unterschiedlich. In Westberlin steigt die Konzentration bis 2002 auf etwa 0,85 während sie in den Ostregionen sinkt und dann zwischen 0,75 im Äußeren Entwicklungsraum und 0,78 in Ostberlin liegt. Die Verteilungsfunktion zeigt ebenfalls die deutlich kleineren Kleinbetriebe, während am oberen Ende die wenigen Großbetriebe deutlich größer sind als die in den Ostregionen.

Abbildung 4.11.: Verteilung der Betriebsgrößen im Jahr 2002



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Empirische Verteilungsfunktion der Betriebsgrößen im Jahr 2002. Maximalwert aus Gründen des Datenschutzes bei 95%.

Die hohe Konzentration in Ostberlin mag auf den ersten Blick überraschen, da die Quantilswerte, vor allem für die größeren Betriebe hier deutlich kleiner sind als die in Brandenburg, man also annehmen müsste, dass die Beschäftigung sich auf viele kleinere Betriebe verteilt und die Großbetriebe nur eine untergeordnete Rolle spielen. Doch genau da liegt das Problem. 75% aller Betriebe im Jahr 2002 sind Kleinstbetriebe mit 19 und weniger Beschäftigten, die Hälfte aller Betriebe hat maximal 4 Beschäftigte. Bei so vielen so kleinen Betrieben können einige wenige Großbetriebe für eine sehr hohe Konzentration sorgen.

Aus Abbildung 4.10 wird ebenfalls deutlich, dass die Auswirkungen des Transformationsprozesses im Verarbeitenden Gewerbe in Ostberlin am stärksten waren. 1991 war hier der Anteil der Großbetriebe noch der

höchste der vier Regionen. Auch war die Verteilung recht breit, der Interquartilsabstand ebenfalls der größte. 2002 zeigt sich ein völlig anderes Bild. Die Verteilung ist sehr viel schmaler geworden, die Kennwerte weisen den stärksten Rückgang aller Regionen auf. Der Interquartilsabstand ist jetzt der niedrigste, d.h. die mittleren 50% aller Betriebe haben nur noch zwischen ein und 15 Beschäftigten und liegen damit im engsten Bereich aller Regionen.

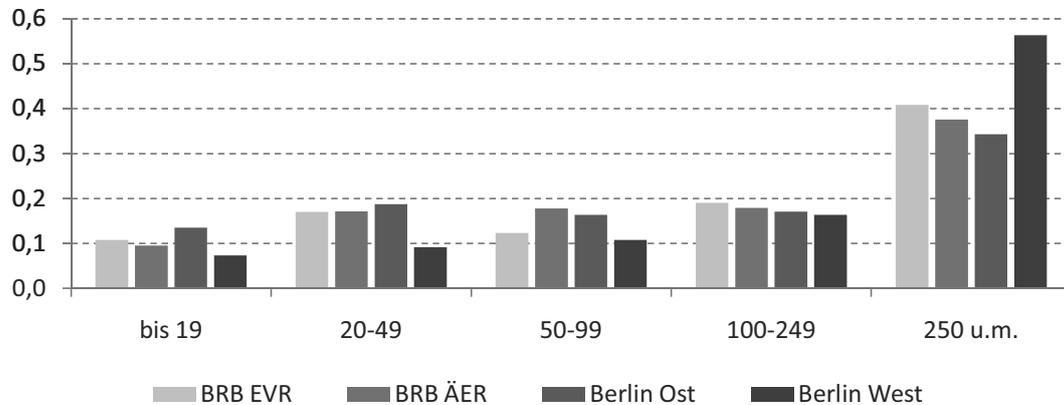
Insgesamt kann also nicht behauptet werden, dass das Verarbeitende Gewerbe in Brandenburg und Ostberlin sehr viel kleinbetrieblicher strukturiert ist als in Westberlin. Die Abweichungen der Mittelwerte werden anscheinend durch einzelne sehr große Betriebe hervorgerufen, die in Westberlin tatsächlich etwas häufiger aufzutreten scheinen. Von diesen wenigen Betrieben auf Strukturunterschiede schließen zu wollen wäre jedoch kaum angebracht. Andere Mittelwerte, wie der Median, der wesentlich unempfindlicher gegenüber Ausreißern ist, geben ein umgekehrtes Bild, denn der Median in den brandenburgischen Regionen ist deutlich größer als der in Berlin.

Vom Standpunkt der Beschäftigten aus gesehen trifft die Behauptung von der kleinbetrieblichen Struktur schon eher zu. Die wenigen sehr großen Betriebe in Westberlin beschäftigen einen großen Teil aller im Verarbeitenden Gewerbe tätigen Personen. Die Anteile im Jahr 2002 können aus Abb. 4.12 entnommen werden.

Die wenigen Großbetriebe stellen in Westberlin mehr als die Hälfte aller industriellen Arbeitsplätze. In Berlin Ost liegt der Beschäftigungsanteil der Großbetriebe bei nur etwa einem Drittel, im Engeren Verflechtungsraum bei circa 40%. Dieser hohe Anteil in Westberlin resultiert einerseits aus der im Vergleich zu den anderen Regionen sehr großen Anzahl an Beschäftigten in Großbetrieben, die häufiger auftreten und im Schnitt größer sind. Andererseits ist hier das Gegengewicht vor allem der Kleinstbetriebe besonders gering, da diese im Mittel deutlich kleiner ausfallen als in Brandenburg.

Auch wenn also die Unterschiede in den Anteilen an der Gesamtbeschäftigung auf den ersten Blick wiederum auf eine kleinbetriebliche Struktur

Abbildung 4.12.: Verteilung der Beschäftigten auf die Betriebsgrößenklassen 2002



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Anteile der Beschäftigten der Betriebe der jeweiligen Betriebsgrößenklasse an den Beschäftigten in allen Betrieben des entsprechenden Jahres.

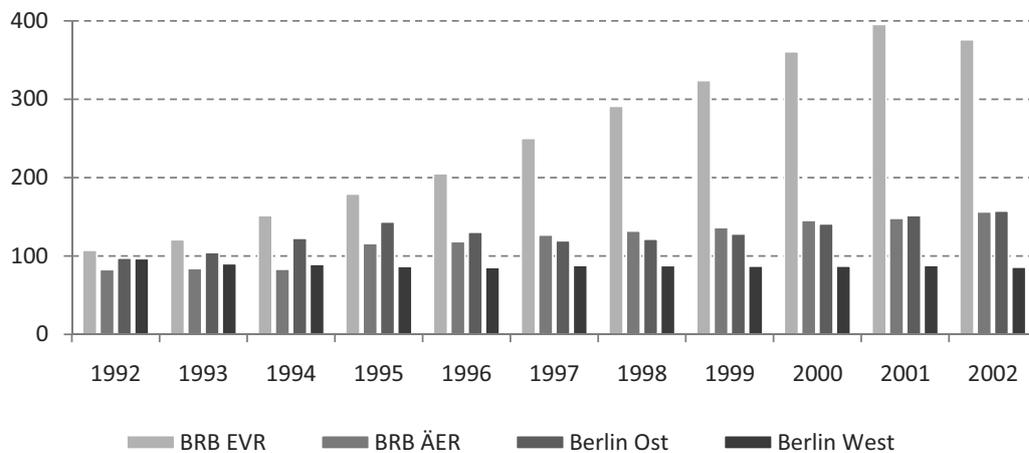
hindeuten, zeigt ein zweiter Blick, dass dieser Eindruck durchaus täuschen kann. Für die Unterschiede in der mittleren Betriebsgröße sind nicht nur die „großen“ Großbetriebe, sondern auch die „kleinen“ Kleinbetriebe verantwortlich, so dass ein Vergleich über das arithmetische Mittel nur wenig Aussagekraft besitzt.

4.2.2. Umsätze

Ähnlich dynamisch wie die Entwicklung der Betriebe und Beschäftigten verlief die Umsatzentwicklung. Von dem sehr niedrigen Stand von 1991 ausgehend, konnten die Betriebe in den drei Ostregionen ihre Umsätze über Zeit hinweg deutlich steigern (Abb. 4.13). Wiederum fällt der Engere Verflechtungsraum besonders positiv auf, denn hier steigen die Umsätze zwischen 1991 und 2001 auf nahezu den vierfachen Wert. Doch auch die Betriebe im Äußeren Entwicklungsraum und in Ostberlin können ihre Umsätze deutlich steigern. Lediglich die Umsätze westberliner Betriebe sinken im Zeitverlauf.

Zusammengenommen mit dem enormen Abbau von Beschäftigung zeigen diese Umsatzsteigerungen die deutlichen Produktivitätsfortschritte

Abbildung 4.13.: Entwicklung der Umsätze (1991=100)



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Gesamtumsätze aller Betriebe in den jeweiligen Regionen im Verhältnis zu den Umsätzen des Basisjahres. 1991=100

der ostdeutschen Betriebe. So erwirtschaften zwar im Jahr 2001 dreimal mehr Betriebe das Vierfache des Ausgangsumsatzes im EVR, dies tun sie jedoch mit insgesamt 30% weniger Beschäftigten. Doch auch in Westberlin wächst die Produktivität der Beschäftigten im Verarbeitenden Gewerbe, da der Arbeitsplatzabbau wesentlich stärker ausfällt als der Rückgang der Umsätze⁶.

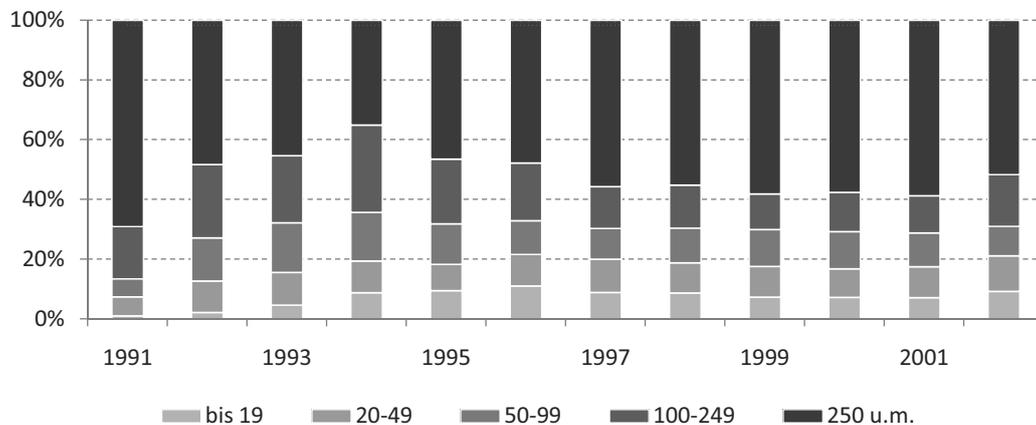
Abbildung 4.14 zeigt exemplarisch die Entwicklung der Umsatzstruktur nach Betriebsgrößenklassen für den Engeren Verflechtungsraum. Zunächst ist ein starker Rückgang des Anteils, welcher auf die Großbetriebe entfällt, zu beobachten, der vor allem durch die Verringerung der Zahl der Betriebe zu erklären ist. Von 1991 auf 1994 hat sich die Zahl der Betriebe in dieser Gruppe mehr als halbiert. Anschließend steigt ihr Einfluss jedoch wieder stark an, was sowohl an einer wieder leicht steigenden Betriebszahl als auch an der steigenden Zahl sehr kleiner Betriebe liegen kann. Wie stark die Konzentration der Umsätze auf wenige Betriebe ist, wird hier schon deutlich, denn im Jahr 2002 erwirtschaften die 2,1% größten⁷ Betriebe mehr als die Hälfte aller Umsätze des

⁶Angebracht wäre hier ein Vergleich deflationierter Umsatzangaben um so reale Werte zu erhalten. Doch auch bei Berücksichtigung der Inflation bleibt der Umsatzanstieg größer als der Beschäftigungsabbau.

⁷...mit mind. 250 Beschäftigten

Verarbeitenden Gewerbes im Engeren Verflechtungsraum.

Abbildung 4.14.: Entwicklung der Umsatzstruktur im EVR



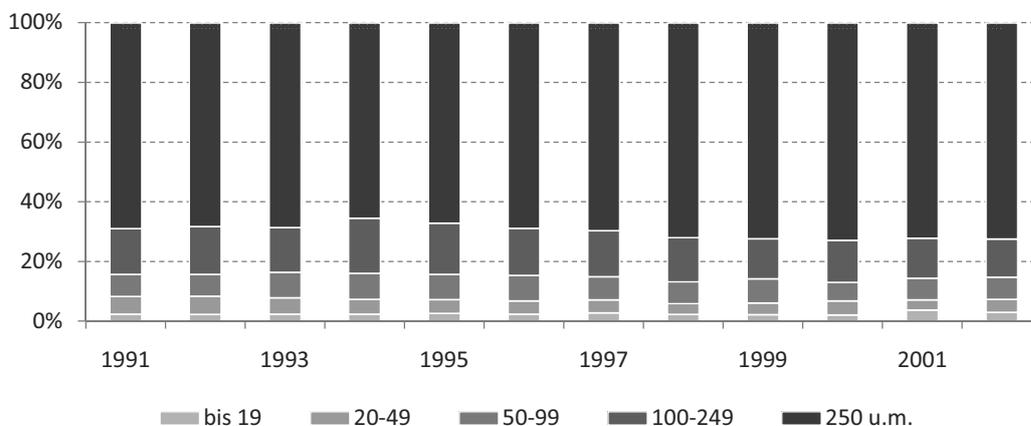
Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Anteile der Umsätze der Betriebe der jeweiligen Größenklassen am Gesamtumsatz im EVR.

In Westberlin (Abb. 4.15) dagegen ist die Konzentration der Umsätze von Beginn an sehr hoch und an der Struktur ändert sich im Zeitverlauf nicht sehr viel. Die wenigen Betriebe mit mehr als 250 Mitarbeitern (2,6% im Jahr 2002) erwirtschaften in allen Jahren etwa 70% aller Umsätze, wobei dieser Wert eine leichte Wachstumstendenz hat. Zum Ende der 90er Jahre spielen die vielen Kleinstbetriebe, die deutlich mehr als die Hälfte aller Betriebe stellen, kaum eine Rolle und erwirtschaften 2000 gerade einmal 2% aller Umsätze. Durch die Berichtskreiserweiterung 2001 steigt dieser Wert wieder etwas an, erreicht aber nicht einmal 4%, während diese Betriebsgruppe im EVR im gleichen Jahr fast 10% der Umsätze erzielt, obwohl es sich hier anteilmäßig um weniger Betriebe handelt.

Das überdurchschnittliche Wachstum der Umsätze im Engeren Verflechtungsraum ist vor allem auf die Entwicklung bei den sehr großen Betrieben zurückzuführen. Während diese Betriebsgruppe im Äußeren Entwicklungsraum und in Ostberlin nach deutlichen Rückgängen zu Beginn der 90er Jahre zu Beginn des neuen Jahrtausends in etwa wieder das Umsatzniveau von 1991 erreicht, fällt der anfängliche Rückgang im EVR deutlich moderater aus und die Umsätze steigen dann schnell wieder an, so dass diese Betriebsgruppe im Jahr 2001 das Dreifache des

Abbildung 4.15.: Entwicklung der Umsatzstruktur im Westberlin



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

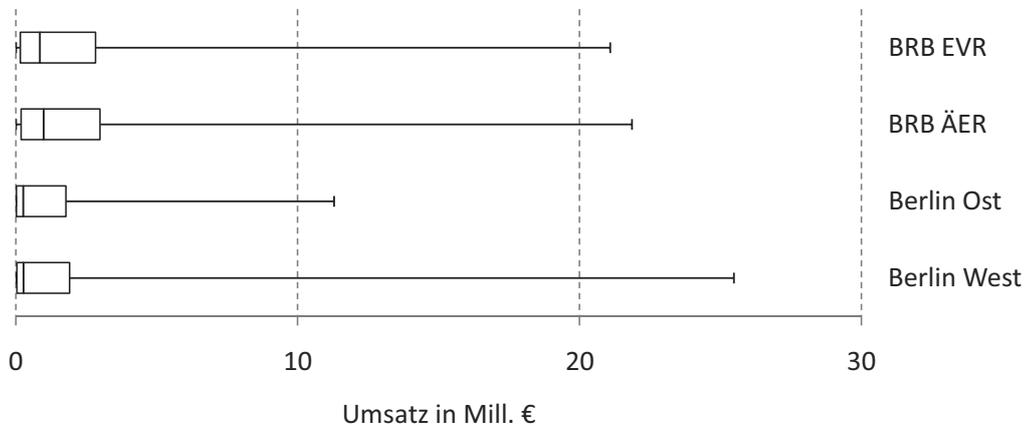
Anmerkung: Anteile der Umsätze der Betriebe der jeweiligen Größenklassen am Gesamtumsatz in Westberlin.

Umsatzes von 1991 erwirtschaftet. Doch auch bei den anderen Betriebsgrößenklassen zeigen sich meist überdurchschnittliche Entwicklungen.

Der Vergleich der Verteilungen (Abb. 4.16) der Umsätze erbringt ähnliche Ergebnisse wie der Betriebsgrößen. Wie schon bei den Beschäftigten, so sind auch die Umsätze in Berlin im Jahr 2002 deutlich stärker konzentriert als in Brandenburg. Ein sehr großer Teil aller Betriebe in Berlin liegt in einem sehr schmalen Umsatzbereich. Wiederum sind die Mediane der Umsätze in Brandenburg mit 700 bis 800 Tausend € deutlich größer als die in Berlin, welche in beiden Stadtteilen bei etwa 235 Tausend € liegen. Beim 95%-Quantil der Umsätze liegen die beiden brandenburgischen Regionen und Westberlin nahezu gleich auf, lediglich Ostberlin fällt deutlich zurück, wie es auch schon bei der Betriebsgröße zu beobachten war. Nach oben hin werden die Unterschiede auch zwischen Brandenburg und Westberlin deutlicher. Das 99%-Quantil liegt im EVR und im ÄER bei knapp 100 Millionen €, in Ostberlin sind es nur etwas mehr als 40 Millionen €, in Westberlin dagegen schon 160 Millionen €.

Die stärkere Konzentration der Umsätze in Berlin bestätigt wiederum ein Vergleich der Gini-Koeffizienten. Nach einem zwischenzeitlichen Rückgang steigen diese in den Ostregionen wieder an und erreichen 2002 Werte zwischen 0,86 und 0,89. In Westberlin ist wiederum eine konti-

Abbildung 4.16.: Verteilung der Umsätze 2002



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Statt Minimal- und Maximalwert sind aus datenschutzrechtlichen Gründen das 5%- und das 95%-Quantil dargestellt.

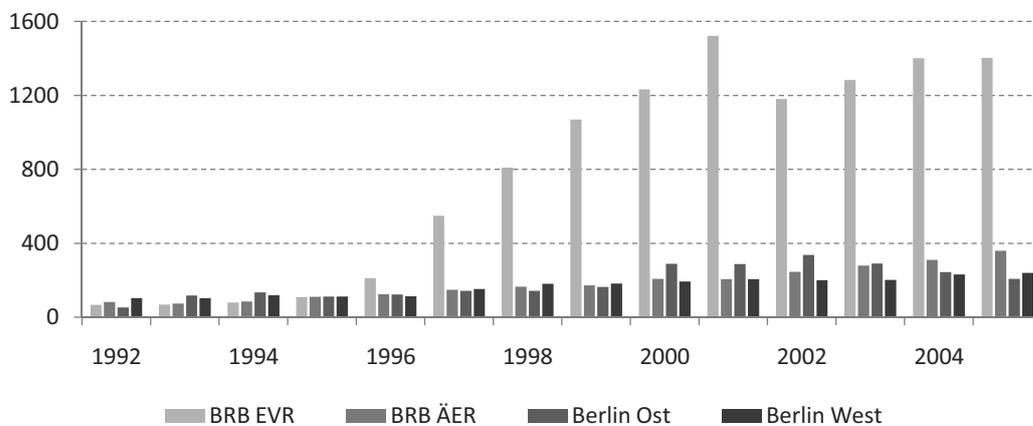
nuierliche Steigerung der Konzentration zu beobachten, welche im Jahr 2002 den Wert 0,94 erreicht.

4.2.3. Exporte

Der ostdeutschen Wirtschaft wird immer wieder vorgeworfen, zu sehr auf den einheimischen Markt fokussiert zu sein. Nachdem die Handelsbeziehungen in die ehemaligen Ostblockstaaten weggebrochen waren, war es tatsächlich für viele Betriebe schwer, sich nicht nur auf dem eigenen sondern auch auf fremden Märkten zu etablieren. An dieser Stelle soll zunächst ein allgemeiner Überblick über die Entwicklung der Exporte gegeben werden, bevor in Kapitel 5 noch näher auf die Bedeutung der Exporte für die betriebliche Entwicklung eingegangen wird.

Ähnlich wie bei den Umsätzen zeigt der Engere Verflechtungsraum das höchste Wachstum (s. Abb. 4.17) aller vier Regionen, gegenüber 1991 steigen die Ausfuhren bis 2005 auf das 14fache. Den drei Ostregionen gemeinsam ist, dass nach 1991 die Exporte zunächst stark einbrechen, besonders in Ostberlin, wo 1992 nur noch etwa halb so viel exportiert wird wie im Vorjahr.

Abbildung 4.17.: Entwicklung der Exporte



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

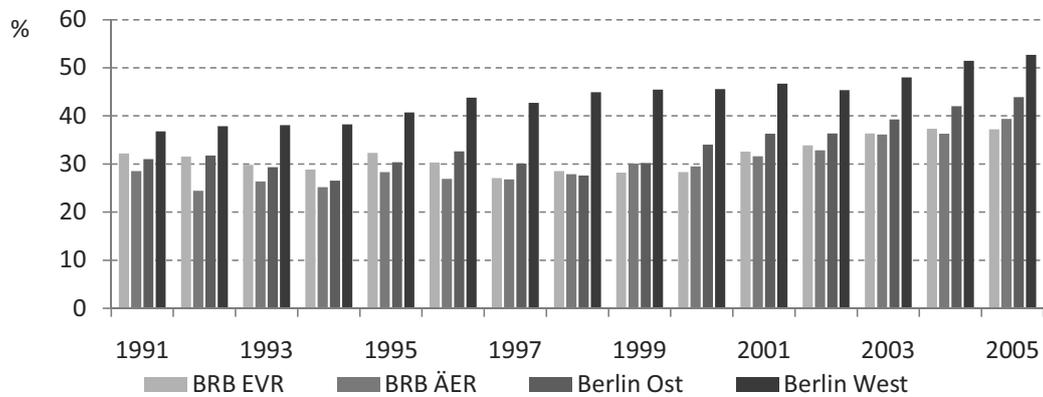
Anmerkung: Entwicklung der Exporte in den Regionen. 1991 = 100

Andererseits haben die Betriebe Ostberlins diesen Rückgang als erste überwunden und exportieren bereits 1993 wieder mehr als zwei Jahre zuvor. Die brandenburgischen Regionen brauchen dazu bis 1995, wo alle vier Regionen etwa gleich auf liegen in ihrer Entwicklung. In der Folgezeit zieht der Engere Verflechtungsraum den anderen jedoch deutlich davon. Erst die Krise nach dem 11. September 2001 scheint diesen Höhenflug stoppen zu können, denn die Ausfuhren brechen 2002 gegenüber dem Vorjahr deutlich ein.

Zu Beginn des neuen Jahrtausends kann sich auch Ostberlin deutlich von der Entwicklung im Westteil der Stadt abheben, jedoch nur für kurze Zeit. Im Jahr 2005 exportieren die Ostberliner Betriebe etwa doppelt soviel wie 1991, die in Westberlin können ihre Ausfuhren dagegen um 140% steigern. Erst ab etwa 2001 weist der Äußere Entwicklungsraum eine deutliche Steigerung in seiner Exportdynamik auf, nachdem er lange etwa auf dem Niveau von Westberlin verharrte. Zum Ende des Beobachtungszeitraumes können so die Ausfuhren auf etwa 360% des anfänglichen Wertes gesteigert werden.

Der Anteil exportierender Betriebe (s. Abb. 4.18) ist in Westberlin am höchsten. 1991 unterhalten hier etwa 37% aller Betriebe Auslandsbeziehungen, 2005 sind es bereits deutlich mehr als die Hälfte.

Abbildung 4.18.: Anteil exportierender Betriebe



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Anteil exportierender Betriebe an allen Betrieben der Monatserhebung. Keine Jahresmelder, da für diese keine Auslandsumsätze erfasst wurden.

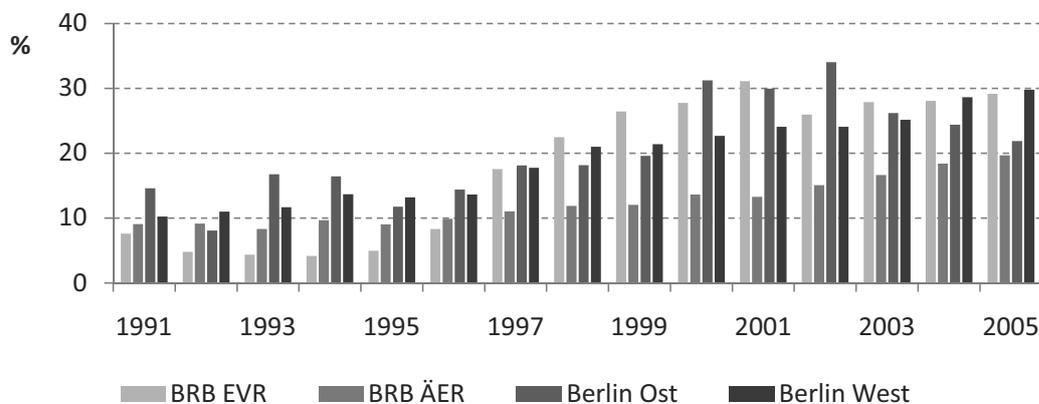
In den Ostregionen liegt der Anteil exportierender Betriebe 1991 bei etwa 30%. Auch hier ist anfänglich ein Rückgang mit anschließender Stagnation zu beobachten. Erst zu Beginn des neuen Jahrtausends sind erste deutliche Zuwächse zu beobachten, doch auch 2005 ist kein Anschluss an Westberlin zu erkennen. Überraschenderweise ist der Anteil exportierender Betriebe im Engeren Verflechtungsraum am geringsten. Der enorme Zuwachs der Ausfuhren hätte hier etwas anderes vermuten lassen.

Diese Diskrepanz ließe sich vielleicht damit erklären, dass das Ausgangsniveau im Engeren Verflechtungsraum (s. Abb. 4.19) zu Beginn sehr niedrig war und somit sehr hohe Wachstumsraten aufweisen kann.

Tatsächlich ist der Anteil exportierender Betriebe 1991 im Engeren Verflechtungsraum zwar der höchste der drei Ostregion, jedoch ist der Anteil der Ausfuhren an den gesamten Umsätzen hier mit knapp 8% am geringsten. Mit mehr als 14% ist dieser Anteil in Ostberlin sogar deutlich höher als im Westteil.

Nach anfänglichem Rückgang im Engeren Verflechtungsraum und in Ostberlin nimmt die Bedeutung der Exporte in allen vier Regionen deutlich zu. Zwischenzeitlich können Ostberlin und der Engere Verflechtungsraum sogar Westberlin deutlich hinter sich lassen. 2005 liegen jedoch

Abbildung 4.19.: Anteil der Exporte am Gesamtumsatz



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Anteil der Auslandsumsätze an den Umsätzen aller Betriebe der Monatserhebung. Keine Jahrespublisher, da für diese keine Auslandsumsätze erfasst wurden.

EVR und Westberlin mit knapp 30% etwa gleich auf. Ostberlin konnte die hohen Anteile nicht halten und erzielt 2005 nur noch etwa 20% aller Umsätze im Ausland.

Eine sehr viel gleichmäßigere Entwicklung vollzieht sich im Äußeren Entwicklungsraum. Langsam jedoch kontinuierlich steigert sich hier der Anteil der Exporte und erreicht 2005 knapp ein Fünftel.

Nimmt man Westberlin als Vergleichsregion, so kann nicht generell gesagt werden, dass Ostbetriebe weniger exportieren. In vielen Jahren erzielen Betriebe in Ostberlin und im EVR einen deutlich größeren Teil ihrer Umsätze im Ausland. Allerdings kann nicht abgestritten werden, dass deutlich weniger Betriebe auch auf fremden Märkten aktiv sind, der Export also auf einer nicht so breiten Basis steht. Hier besteht sicherlich noch Nachholbedarf für die Ostregionen.

4.2.4. Investitionen

Unter dem Begriff „Bruttozugänge“ werden in der jährlich durchgeführten „Investitionserhebung bei Betrieben des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden“ alle

Aufwendungen eines Betriebes für erworbene oder selbst erstellte Sachanlagen zusammengefasst. Dazu gehören Investitionen in Grundstücke mit oder ohne Bauten und in Maschinen, maschinelle Anlagen und in Betriebs- und Geschäftsausstattung.

Ein großes Problem der Betriebe in der ehemaligen DDR war die schlechte Kapitalausstattung. Maschinen waren veraltet oder fehlten ganz und mussten mit zusätzlichen Arbeitskräften kompensiert werden. Dies war ein Grund für den beobachteten starken Rückgang der Beschäftigung. Um die fehlende Kapitalausstattung zu ersetzen, waren enorme Investitionen notwendig.

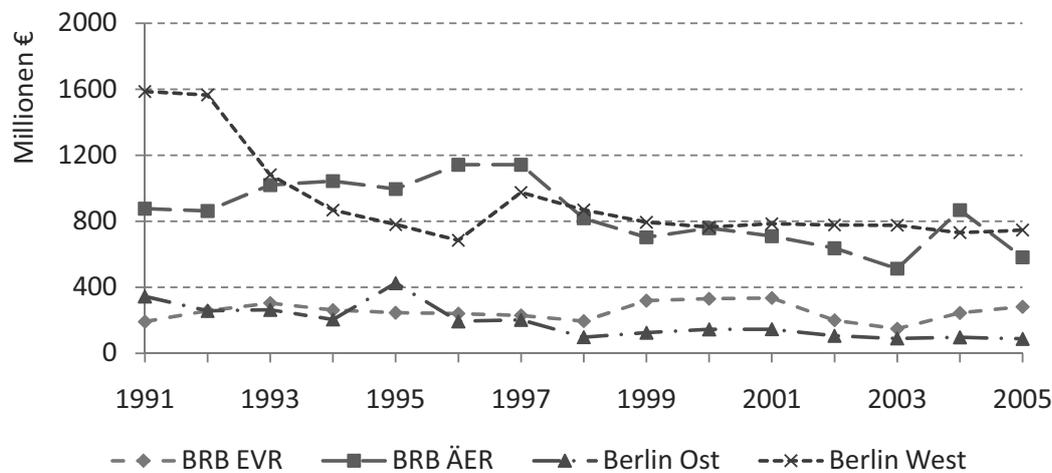
Abbildung 4.20 zeigt die Entwicklung der Bruttoinvestitionen in den vier Regionen. In Westberlin gehen die Bruttoinvestitionen vor allem in der ersten Hälfte der 90er Jahre deutlich zurück und stabilisieren sich dann etwa bei der Hälfte des Ausgangsniveaus von 1991. In den drei anderen Regionen gibt es keine einheitliche Entwicklung. Während im ÄER zur Mitte des Jahrzehnts die höchsten Investitionen zu verzeichnen sind, trifft dies für den EVR für die Jahre um den Jahrtausendwechsel zu. In Ostberlin ist ein von einzelnen Ausreißern abgesehen fallender Trend zu beobachten. Die absoluten Zahlen lassen jedoch kaum Rückschlüsse auf die Investitionstätigkeit zu.

Die jährliche Erhebung der Investitionen wird lediglich bei den monatlich meldenden Betrieben durchgeführt. Sollen die Ergebnisse richtig eingeordnet werden, muss auch die Entwicklung dieser Betriebsgruppe betrachtet werden. Abbildung 4.21 zeigt die Entwicklung⁸ der Betriebszahlen, der Beschäftigten und der Umsätze dieser Betriebsgruppe für die vier betrachteten Perioden. Da hier nur Monatsmelder von Bedeutung sind, kann die Analyse ohne Einschränkungen bis zum Jahr 2005 durchgeführt werden.

Die Zahl der Monatsmelder nimmt in Brandenburg über die Zeit zu, in beiden Teilen Berlins nimmt sie jedoch ab. Wie auch bei den Bruttoinvestitionen kann der Engere Verflechtungsraum Ostberlin sowohl bei

⁸Für genauere Zahlen siehe Tabellen B.1 bis B.4 im Anhang.

Abbildung 4.20.: Bruttoinvestitionen



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

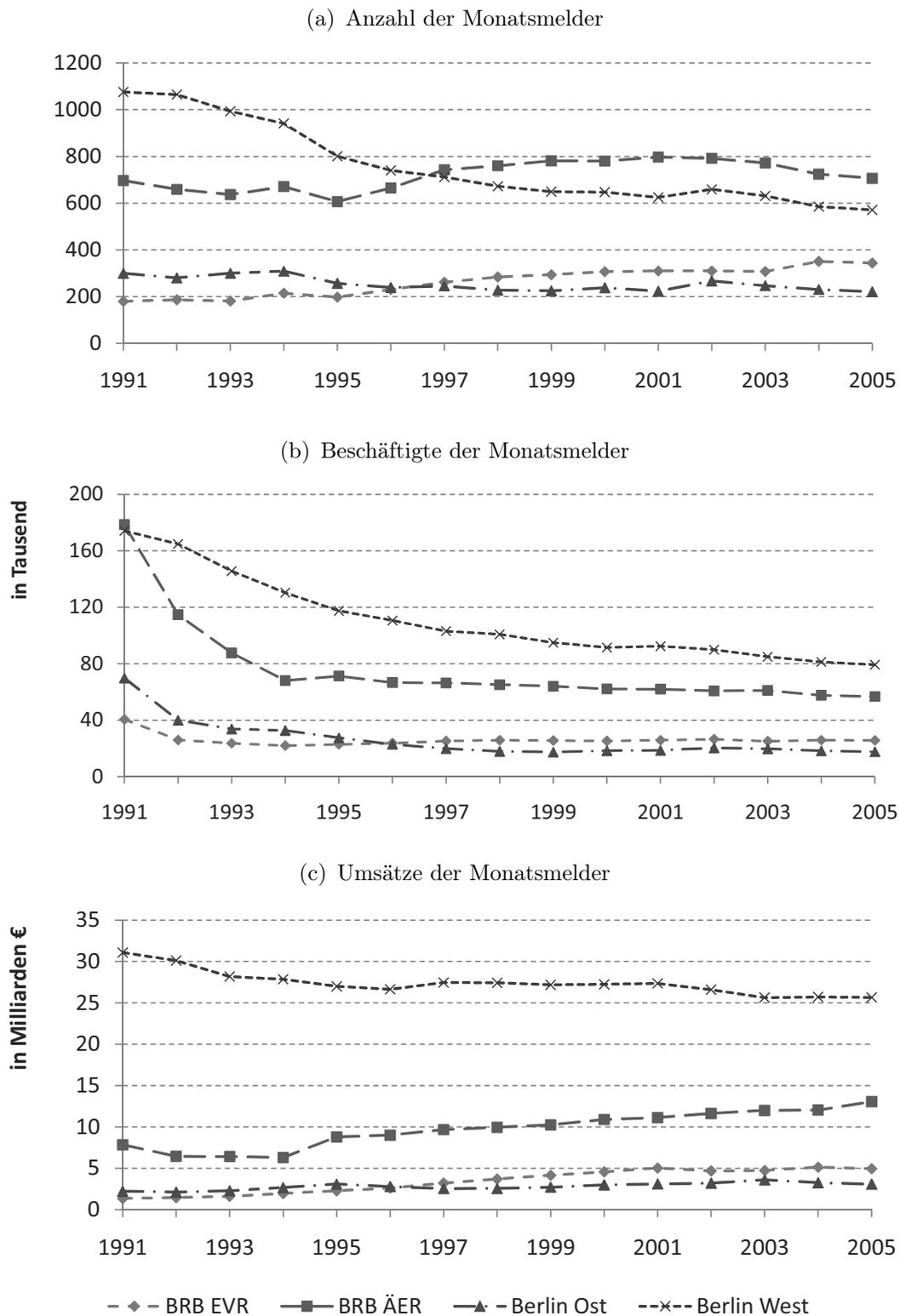
Anmerkung: Bruttoinvestitionen als Jahresaggregate in Millionen €.

der Zahl der Betriebe, als auch bei den Beschäftigten und den Umsätzen überholen. Auch Westberlin zeigt negative Entwicklungen bei Betriebsbestand, Beschäftigten und Umsätzen, so dass der Rückgang der Investitionen zumindest teilweise erklärt werden kann.

Doch wie kann die Investitionsintensität zwischen den Regionen verglichen werden? Dazu müssen die Bruttoinvestitionen zu einem Kennwert ins Verhältnis gesetzt werden, der etwas über das mögliche Niveau der Investitionen aussagt. Eine Möglichkeit wäre, die Bruttoinvestitionen je Beschäftigten im Verarbeitenden Gewerbe (s. Abb. 4.22) zu ermitteln.

Die Investitionen je Beschäftigten steigen in Brandenburg und Ostberlin von einem sehr niedrigen Niveau sehr steil an. Dies ist in Brandenburg sowohl auf eine Zunahme der Bruttoinvestitionen als auch auf die deutliche Verringerung der Beschäftigung zurückzuführen. In Ostberlin sind die Bruttoinvestitionen mit einzelnen Ausnahmen auch in den ersten Jahren der 90er Jahre rückläufig, die Zahl der Jobs geht jedoch noch schneller zurück. Westberlin stabilisiert sich nach einem zwischenzeitlichen Rückgang wieder auf dem Ausgangsniveau. Im neuen Jahrtausend liegen Brandenburg und Westberlin in etwa auf dem gleichen Niveau, die Investitionstätigkeit in Brandenburg hat sich also dem „normalen“

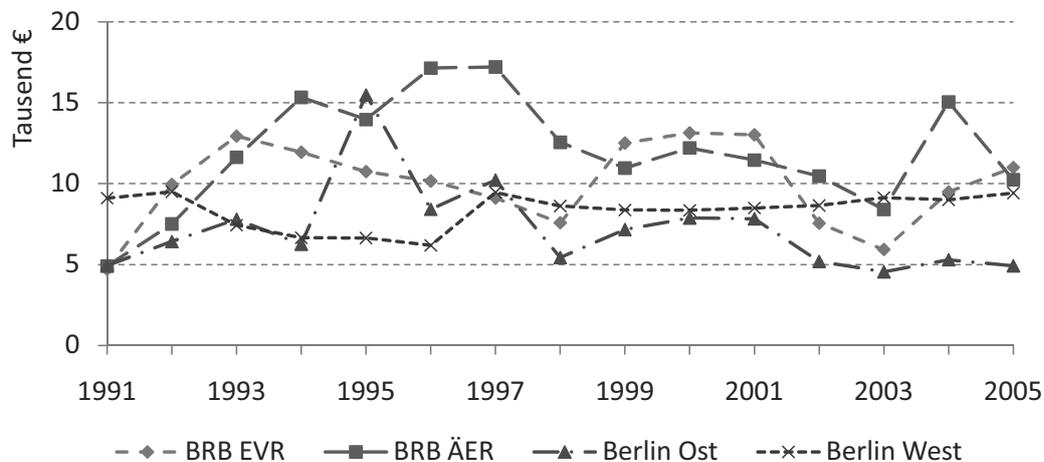
Abbildung 4.21.: Entwicklung der Monatsmelder



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Nur Ganzjahresmelder. Beschäftigte im September, Umsätze als Jahresaggregate.

Abbildung 4.22.: Bruttoinvestitionen je Beschäftigten



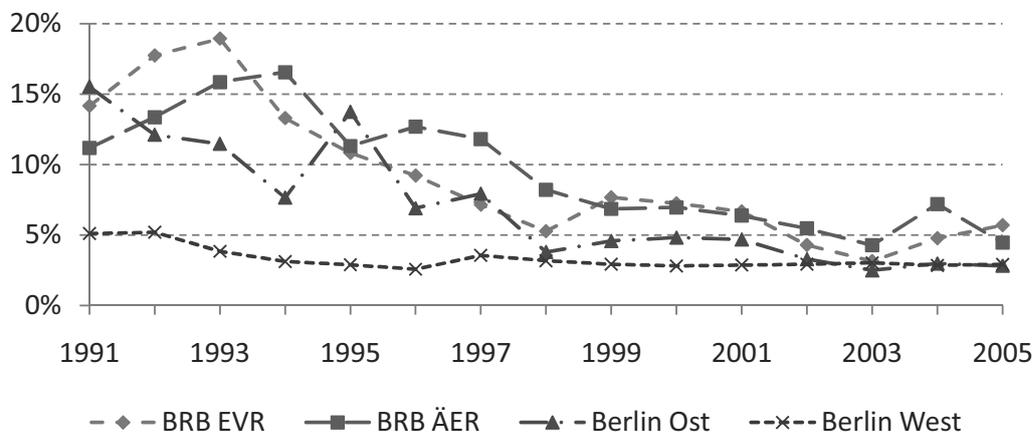
Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Nur Ganzjahresmelder. Bruttoinvestitionen als Jahresaggregate, Beschäftigte im September.

Niveau, wenn man das in Westberlin als solches bezeichnen möchte, angepasst. Nur der Ostteil Berlins liegt deutlich unter diesem Wert, was jedoch auf das Fehlen größerer Betriebe zurückzuführen sein könnte, die i.A. eine höhere Investitionstätigkeit aufweisen.

Als weitere Größe zur Normierung der Investitionen bietet sich der erwirtschaftete Umsatz (s. Abb. 4.23) an. Hier wird also gemessen, welcher Anteil der Einnahmen wieder in das Unternehmen investiert werden.

Abbildung 4.23.: Verhältnis von Bruttoinvestitionen und Umsatz



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Nur Ganzjahresmelder. Bruttoinvestitionen und Umsätze als Jahresaggregate.

Bei diesem Verhältnis ist in allen Regionen ein abnehmender Trend zu beobachten. In Westberlin scheint durch die langjährige Isolierung zunächst auch ein erhöhter Investitionsbedarf bestanden zu haben. Werden zu Beginn der 90er Jahre noch etwa 5% der Umsätze wieder investiert, so pendelt sich dieser Wert im neuen Jahrtausend bei einem Anteil von 3% ein. Die Ostregionen starten auf einem deutlich höheren Niveau zwischen 10% und 15%, steigen teilweise noch höher, ehe sie wieder sinken und sich im neuen Jahrtausend in etwa auf dem gleichen Niveau wie in Westberlin einpendeln.

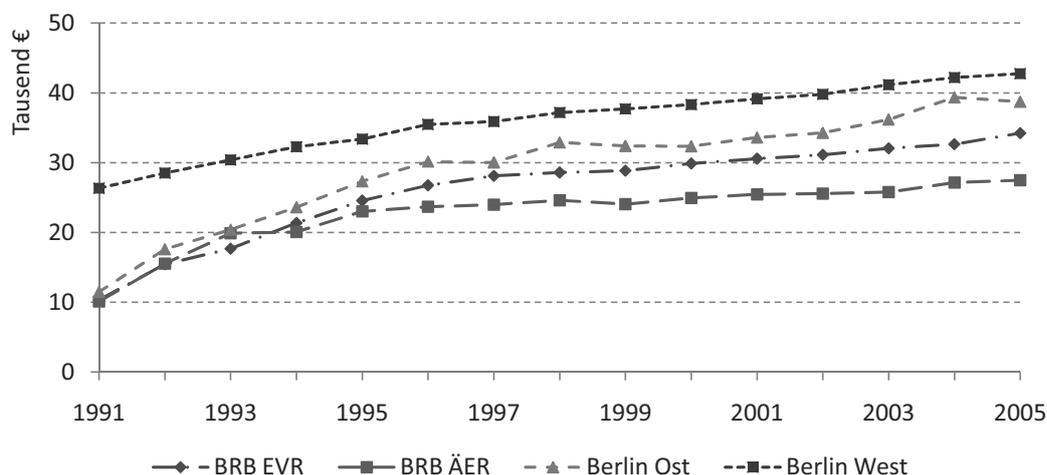
Die Ergebnisse scheinen genau die Erwartungen zu erfüllen, die man an die Entwicklung der Investitionen in einer Transformationswirtschaft hat. Zunächst liegen die Vergleichswerte für die Investitionen deutlich über denen in Westberlin, welches hier als Maßstab für ein „normales“ Niveau in einem Nichttransformationsland dient. Damit werden die während der zentralwirtschaftlichen Ordnung vernachlässigten Investitionen nachgeholt, fehlende und veraltete Ausstattungen durch moderne ersetzt. Mit der Zeit nähern sich die Niveaus jedoch an und im neuen Jahrtausend gibt es nur noch geringfügige Unterschiede, so dass angenommen werden kann, dass der Nachholbedarf nun befriedigt ist und sich die Investitionen eher auf die normalen Ersatz- und Erhaltungsinvestitionen verlagern.

Unter Umständen werden mit diesen Zahlen die Verhältnisse jedoch falsch eingeschätzt. Die Bruttoinvestitionen je Beschäftigten in den Ostregionen könnten in den 90er Jahren noch deutlich höher liegen, wenn die Betriebe ihren Beschäftigungsabbau bereits abgeschlossen und ein marktwirtschaftliches Beschäftigungsniveau erreicht hätten. Andererseits haben sie in dieser Phase vielleicht auch noch nicht ihr Umsatzpotential voll ausgeschöpft, so dass der Investitionsanteil am Umsatz überschätzt werden würde. Dagegen könnte man jedoch auch argumentieren, dass bei höherem Umsatz auch noch mehr investiert worden wäre.

4.2.5. Löhne und Gehälter

Wie bereits erwähnt, war die Lohnumstellung zum Kurs 1:1 und die anschließenden großen Lohnsteigerung mitverantwortlich für viele Betriebsschließungen und für einen Teil des Beschäftigungsabbaus. Das Wachstum der Produktivität der Mitarbeiter konnte mit dieser rasanten Entwicklung nicht mithalten und übte somit noch mehr Druck auf die Betriebe in Ostdeutschland aus. Abbildung 4.24 zeigt die Entwicklung der durchschnittlichen Löhne und Gehälter der vier Regionen.

Abbildung 4.24.: Entwicklung der Durchschnittslöhne und -gehälter



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Nur Ganzjahresmelder. Durchschnittslöhne und -gehälter als Summe der Bruttolöhne und -gehälter im Verhältnis zur Beschäftigung im September.

1991 starten die drei Ostregionen auf nahezu dem gleichen Niveau von etwa 10000 € pro Beschäftigten und Jahr⁹. Bemerkenswert ist der besonders starke Anstieg in Ostberlin, wo sich das mittlere Lohnniveau bereits nach zwei Jahren verdoppelt und nach vier Jahren verdreifacht hat. Dieser starke Anstieg ist dadurch zu erklären, dass in einem eng begrenzten Raum zwei verschiedene Lohnniveaus nicht längere Zeit aufrecht erhalten werden können. Um das massenhafte Abwandern hochqualifizierter Arbeitskräfte zu verhindern, müssen im Gebiet mit dem geringeren Lohnniveau die Löhne ansteigen. Dieses rasante Lohnwachs-

⁹Dieser Wert könnte das tatsächliche Lohnniveau deutlich unterschätzen, da gerade in den Anfangsjahren Kurzarbeit sehr verbreitet war.

tum hat sicherlich seinen Teil dazu beigetragen, dass in Ostberlin die höchsten Rückgänge an Betrieben und Beschäftigten zu beobachten waren.

Eine ähnliche, wenn auch nicht ganz so steile Entwicklung nehmen die Einkommen im Engeren Verflechtungsraum. Auch hier war der Druck der höheren Löhne in Westberlin noch recht groß. Haben die Löhne und Gehälter in Ostberlin am Ende des Beobachtungszeitraumes schon fast das Niveau Westberlins erreicht, liegen sie im Engeren Verflechtungsraum etwa 8000 € darunter. Noch weiter zurück liegt der Äußere Entwicklungsraum, wo ein Mitarbeiter im Jahr 2005 durchschnittlich etwa 15000 € pro Jahr weniger verdient. Dies scheint die obige These zu bestätigen. Je näher das Hochlohngebiet, desto größer ist der dadurch ausgeübte Druck auf die Lohnentwicklung.

Der Vorsprung Ostberlins vor Brandenburg erscheint noch deutlicher, wenn man bedenkt, dass die Monatsmelder hier im Schnitt deutlich kleiner sind und damit Skaleneffekte, die die Produktivität der Beschäftigten steigern, nicht so gut genutzt werden können. Andererseits könnten eventuell Unterschiede in der Branchenstruktur einen Teil dieser Unterschiede erklären.

4.3. Beschäftigungsdynamik im Transformationsprozess

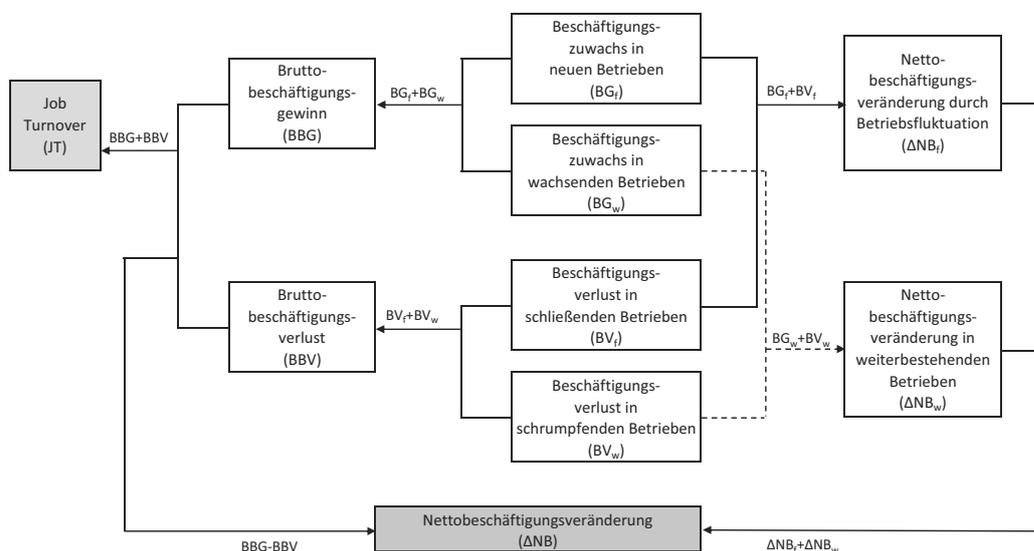
4.3.1. Die Job-Turnover-Analyse

Wie bereits an den Gesamtzahlen der Beschäftigung in Kapitel 2 zu ersehen war, war vor allem die erste Phase des Transformationsprozesses in Ostdeutschland von einem radikalen Abbau der Beschäftigung geprägt. Doch wo diese Jobs verloren gegangen sind, das geht nicht aus diesen Werten hervor. Haben wirklich alle Betriebe Beschäftigung abgebaut? Oder ist der Rückgang eher auf Betriebsschließungen zurückzuführen?

Gab es auch Betriebe oder vielleicht sogar ganze Gruppen von Betrieben, die sich besser entwickelten als andere? All diese Fragen können mit Mikrodaten auf Betriebsebene beantwortet werden.

Für diesen Zweck eignet sich die sogenannte Job-Turnover-Analyse (s. OECD, 1987), die im Folgenden vorgestellt wird. Dank der Panelstruktur der vorliegenden Betriebsdaten kann für jeden weiterbestehenden Betrieb die Beschäftigungsentwicklung beobachtet werden. Dabei muss zwischen Job-Turnover und Arbeitskräfte-Turnover unterschieden werden. Ein Betrieb kann durchaus innerhalb einer bestimmten Zeitspanne (hier ein Jahr) eine gewisse Zahl an Beschäftigten entlassen. Stellt er genau so viele Personen neu ein, so gibt es zwar einen Turnover in der Belegschaft, aber die Gesamtzahl der Beschäftigten bleibt konstant und es wurden weder Jobs geschaffen noch vernichtet. Nur wenn es eine Differenz zwischen der Zahl der entlassenen und der neu eingestellten Personen gibt, so ergibt sich ein Job-Turnover in Höhe dieser Differenz.

Abbildung 4.25.: Job-Turnover-Analyse



Quelle: in Anlehnung an OECD (1987)

Der starke Rückgang in der Beschäftigung des Verarbeitenden Gewerbes in den Neuen Bundesländern, vor allem in der ersten Hälfte der 90er Jahre des letzten Jahrhunderts, kann dementsprechend verschiedene Ursachen haben (s. Abb. 4.25). Mit Hilfe der Job-Turnover-Analyse

kann nun untersucht werden, ob etwa in den weiterbestehenden Betrieben mehr Arbeitsplätze abgebaut als neu geschaffen werden oder ob die Arbeitsplatzverluste durch Betriebsfortzüge und -schließungen die Gewinne durch Betriebszuzüge und -neugründungen überwiegen. In der Realität ergibt sich die Gesamtveränderung aus einer Kombination all dieser Ströme.

Für diese Analyse wird der Datensatz aus Jahres- und Monatsmeldern verwendet, da so eine möglichst große Zahl an Betrieben berücksichtigt werden kann. Als Beschäftigung wird die Zahl der Beschäftigten im September¹⁰ verwendet um so eine bessere Vergleichbarkeit von Monats- und Jahresmeldern zu erreichen. Zur Einteilung der Betriebe in die jeweiligen Gruppen werden jeweils Zwei-Jahres-Perioden betrachtet. Weiterbestehende Betriebe sind solche, die in einem bestimmten Jahr und im vorhergehenden Jahr gemeldet haben. Diese werden weiter unterteilt in wachsende und schrumpfende Betriebe, je nach Vorzeichen der Differenz aus Beschäftigung in diesem und im letzten Jahr. Betriebe, die die Zahl der Beschäftigten nicht verändern, spielen in diesem Zusammenhang keine Rolle und werden daher zumeist vernachlässigt.

Neben der Schaffung und Vernichtung von Arbeitsplätzen in weiterbestehenden Betrieben spielen die Beschäftigungsveränderungen durch Betriebsfluktuation eine wichtige Rolle. Jobs werden in zuziehenden und neugegründeten Betrieben geschaffen, durch Fortzüge und Schließungen werden Arbeitsplätze vernichtet. Aus dem Datensatz sind Zuzüge nicht von Neugründungen und Fortzüge nicht von Schließungen zu unterscheiden, weshalb alle Zuzüge und Neugründungen von Betrieben unter dem Begriff „neue Betriebe“ und analog Fortzüge und Betriebsstilllegungen unter „schließende Betriebe“ zusammengefasst werden.

Anhand der Beschäftigtenzahlen im Basisjahr (t) und im Vorjahr ($t - 1$) kann jeder Betrieb in jedem Jahr¹¹ einer dieser Gruppen zugeordnet

¹⁰Hier gibt es verschiedene Herangehensweisen, etwa könnte bei Monatsmeldern auch der Jahresdurchschnitt berechnet werden. Ich habe mich dafür entschieden den September zu verwenden, da dies für die Kleinbetriebe die einzige zur Verfügung stehende Zahl ist und so eine bessere Vergleichbarkeit gegeben ist.

¹¹Genauer gesagt in jedem außer dem ersten Jahr, da es zu diesem Zeitpunkt keine Vorperiode gibt, so dass die Beschäftigungsentwicklung nicht bekannt ist.

werden:

- Wachser: Der Betrieb meldet in beiden Jahren und die Beschäftigung ist gewachsen.
- Schrumpfer: Betriebe, die in t und $t - 1$ melden und einen Rückgang der Zahl der tätigen Personen zu verzeichnen haben.
- Starter: Betriebe, die in t , aber nicht in $t - 1$ melden. Diese Gruppe beinhaltet sowohl Neugründungen als auch Zuzüge und Schwerpunktverlagerungen in das Verarbeitende Gewerbe.
- Stopper: Betriebe, die zwar in $t - 1$ noch melden, in t aber nicht mehr. In dieser Gruppe sind sowohl Betriebsschließungen als auch Fortzüge und Schwerpunktsverlagerungen aus dem Verarbeitenden Gewerbe heraus vertreten.
- Konstanthalter: Betriebe, die in beiden Jahren die gleiche Anzahl an Beschäftigten melden. Für diese Analyse nicht von Bedeutung.

Die Nettobeschäftigungsveränderung (ΔNB) kann nun in ihre Bestandteile zerlegt werden. Sie setzt sich aus der Beschäftigungsveränderung in den weiterbestehenden Betrieben (ΔNB_w) sowie aus dem Saldo (ΔNB_f) der Beschäftigungsbeiträge, die sich aus Betriebsfluktuationen ergeben, zusammen. Andererseits kann die Nettobeschäftigungsveränderung auch in die Bruttobeschäftigungsgewinne ($B BG$) in wachsenden und neu hinzukommenden Betrieben und die Bruttobeschäftigungsverluste ($B BV$) in schrumpfenden und schließenden bzw. fortziehenden Betrieben zerlegt werden.

Dabei können weitere Fragen beantwortet werden, etwa nach der Attraktivität eines Standortes. Dazu wird die Veränderung der Beschäftigung durch die Betriebsfluktuationen betrachtet. Je attraktiver ein Standort ist, desto mehr sollten die Beschäftigungsgewinne durch Neugründungen und Zuzüge die Verluste durch Schließungen und Fortzüge überwiegen. Die Nettobeschäftigungsveränderung in weiterbestehenden Betrieben kann dagegen Aufschluss über den Konsolidierungsprozess geben. Zu

Beginn ist zu erwarten, dass durch Anpassungsprozesse die Beschäftigungsverluste in schrumpfenden Betrieben die Zugewinne in wachsenden Betrieben deutlich übersteigen. Mit Fortschreiten des Prozesses sollten sich diese beiden Ströme immer mehr kompensieren.

Die verschiedenen Ströme können sowohl in Absolutzahlen als auch relativ in Bezug auf das Beschäftigungsniveau im Basiszeitraum $t - 1$ betrachtet werden. Um die Dynamik der Beschäftigungsentwicklung besser beurteilen zu können, werden vor allem die relativen Werte zu Vergleichszwecken zwischen den Ostregionen und Berlin West herangezogen. Um die Gesamtdynamik zu beurteilen, wird der sogenannte Job-Turnover als Summe der Bruttobeschäftigungsgewinne in wachsenden und neuen Betrieben und der Bruttobeschäftigungsverluste in schrumpfenden und schließenden Betrieben verwendet. Da hier innerbetriebliche Arbeitsplatzänderungen nicht berücksichtigt werden, stellt dieser Job-Turnover ein Maß für die betriebsexterne Jobreallokation dar. Auch der Job-Turnover kann für Vergleichszwecke wieder relativ als Job-Turnover-Rate im Verhältnis zur Beschäftigung im Basisjahr $t - 1$ ausgedrückt werden.

Durch die Kombination von Monats- und Jahresherhebung werden möglichst viele Betriebe erfasst, inklusive derjenigen, welche durch Beschäftigungsschwankungen zwischen diesen beiden Erhebungen wechseln, da sie über die Betriebsnummer verfolgbar bleiben. Da bei den Monatsmeldern nur die Betriebe betrachtet werden, die über das ganze Jahr meldeten, werden nicht alle Betriebe im September eines Jahres erfasst. Hier ließe sich sicher auch eine andere Herangehensweisen vorstellen, wie etwa die Durchschnittsbildung. Allerdings kann es dann zu anderen Verzerrungen kommen, wenn Durchschnitte aus nur wenigen Monatsmeldungen ermittelt werden. Damit könnte theoretisch ein Datensatz für die Perioden 1991/1992 bis 2001/2002 erstellt werden. Probleme bereiten hier einige Änderungen im Berichtskreis der Statistiken. In ganz Deutschland wurde im Jahr 1995 eine Handwerkszählung durchgeführt, so dass 1997 einige Betriebe neu erfasst wurden. Wesentlich größer aber sind die Auswirkungen einer Veränderung des Berichtskreises in Berlin zum Berichtsjahr 2001 durch einen Abgleich des Unternehmensregisters.

Dadurch kamen sehr viele neue Betriebe hinzu, die zuvor nicht erfasst wurden, so dass hier nur eine Auswertung bis zum Jahr 2000 sinnvoll erscheint.

4.3.2. Betriebsdynamik

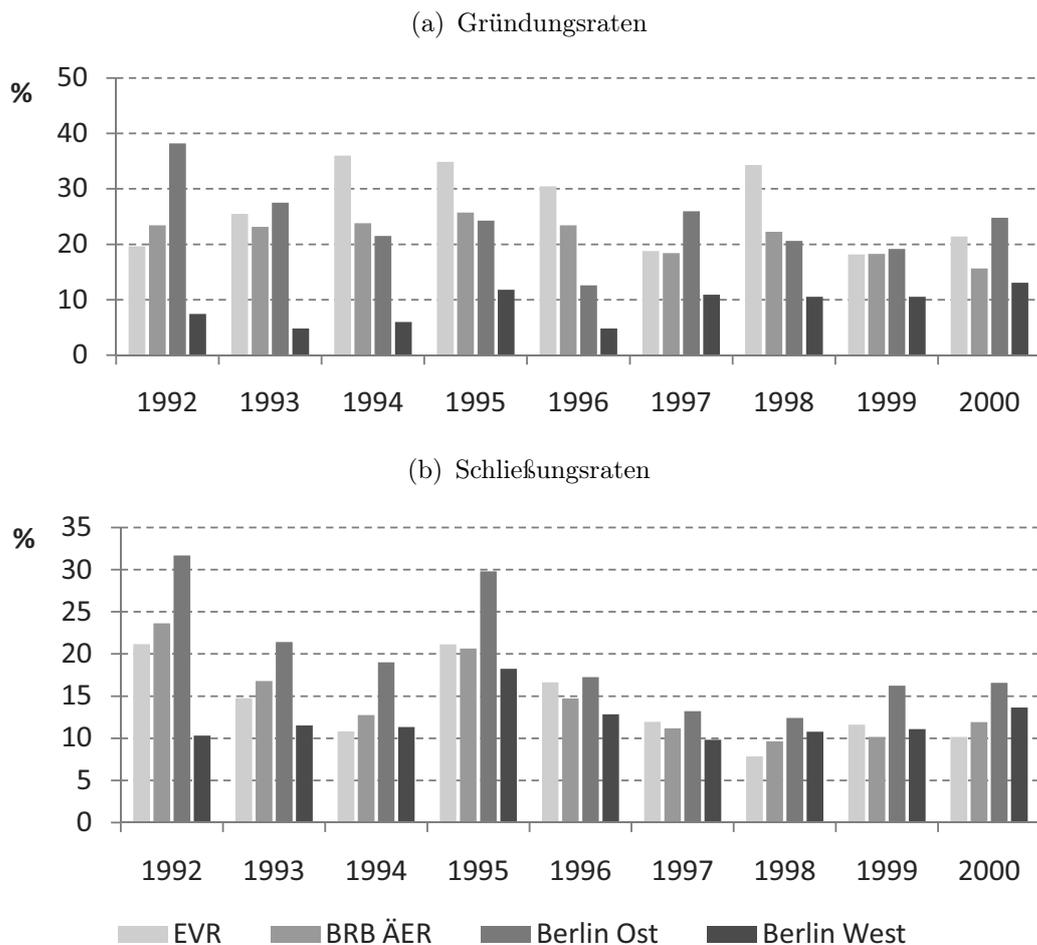
Die Transformation eines sozialistischen Planwirtschaftssystems hin zu einer marktwirtschaftlichen Ökonomie ist durch eine hohe Fluktuationsrate des Betriebsbestandes gekennzeichnet. Zwischen 1992 und 2000 wurden mehr als 5500 Betriebe neu gegründet, aus ehemaligen VEB's oder Kombinatens aus gegründet oder sind aus anderen Regionen nach Berlin und Brandenburg gezogen (s. Tabelle B.5). Dies ist eine sehr große Zahl, besonders wenn man beachtet, dass 1992 noch nicht einmal 3800 Betriebe existierten. Im gleichen Zeitraum sind aber auch fast 4800 Betriebe geschlossen worden oder weggezogen. Insgesamt ergibt sich daraus ein Anwachsen des Betriebsbestandes um etwa 750 Einheiten.

Im Unterschied zu anderen Neuen Bundesländern (vgl. Fritsch u. Niese (1999) für Sachsen und Hirschfeld u. a. (2001) für Thüringen mit Vergleich zu Sachsen und Sachsen-Anhalt) sind die Raten von neugegründeten und geschlossenen Betrieben relativ stabil. In diesen Bundesländern sind die Raten mit Werten von teilweise über 30% in den ersten Jahren wesentlich größer als in Berlin/Brandenburg, fallen in den folgenden Jahren jedoch deutlich ab. Lediglich die Gründungsrate im Verarbeitenden Gewerbe Thüringens steigt ab Mitte der 90er Jahre wieder an. Die größere Stabilität in Berlin/Brandenburg könnte von der geringeren Turbulenz in Berlin West hervorgerufen werden, welches einen großen Teil aller Betriebe in Berlin und Brandenburg stellt.

Daher ist eine gesonderte Analyse nach Regionen sinnvoll. Betrachtet man die Gründungs- und Schließungsraten (s. Abb. 4.26) der vier Regionen, so wird deutlich, dass der Westteil Berlins tatsächlich eine wesentlich geringere Fluktuation im Betriebsbestand aufweist. In den drei anderen Regionen können wie in Thüringen und Sachsen ebenfalls Fluktuationsraten von zum Teil mehr als 30% beobachtet werden. Im Ge-

gensatz zu Sachsen, wo sich beide Raten bis 1998 auf 10% bzw. 7,9% verringern, verharren die Gründungsraten in den brandenburgischen Regionen und in Ostberlin auf einem sehr hohen Niveau. Lediglich die Schließungsraten im EVR und im ÄER scheinen im Zeitverlauf deutlich abzunehmen und pendeln sich, vergleichbar mit Thüringen und Sachsen, bei etwa einem Zehntel ein. Besonders turbulent scheint es im Engeren Verflechtungsraum und in Ostberlin zuzugehen. Während ersterer vor allem außergewöhnlich hohe Gründungsraten aufweist (die Zahl der Betriebe steigt von 1992 bis 2000 um 150%), sind im Ostteil Berlins beide Raten sehr hoch, so dass die Zahl der Betriebe wesentlich weniger stark wächst.

Abbildung 4.26.: Gründungs- und Schließungsraten in den Regionen

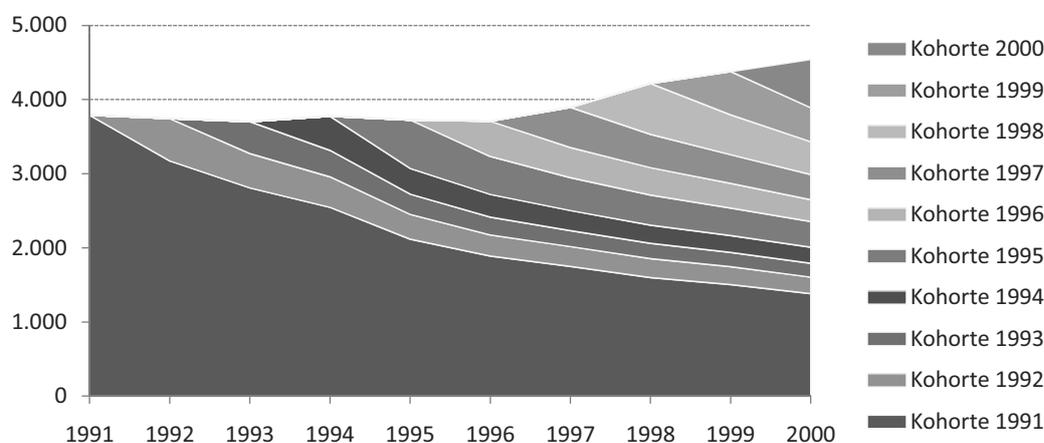


Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Neue und nicht mehr auftretende Betriebe im Verhältnis zum Betriebsbestand des Vorjahres.

Während in den drei Ostregionen die Nettomarktzutrittsrate, also das Saldo aus Gründungen und Schließungen in Relation zum Anfangsbestand, in fast allen Jahren positiv ausfällt, ist sie in Westberlin fast durchgehend negativ. Gründe dafür könnten vor allem in der aufgehobenen Isolation liegen. Seit der Wiedervereinigung ist es für dort ansässige Firmen möglich, sich auch im Umland anzusiedeln, was eventuell Standortvorteile bietet, etwa bessere Verkehrsanbindungen oder besondere Förderungen für Betriebsansiedlungen in den neuen Bundesländern. Leider sind aus den Daten nur sehr wenige Betriebsumzüge zu identifizieren, da zu vermuten ist, dass in vielen Fällen ein Betrieb an seinem alten Standort abgemeldet und am neuen Standort als neuer Betrieb angemeldet wurde, so dass eine Weiterverfolgung anhand der Betriebsnummer nicht möglich ist. Dieser Verlust an Betrieben schwächt sich mit dem Zeitverlauf deutlich ab, da auch wieder mehr neue Betriebe in Berlin West gegründet werden.

Abbildung 4.27.: Altersstruktur



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Zahl der Betriebe nach Jahr des ersten Auftauchens in der Erhebung.

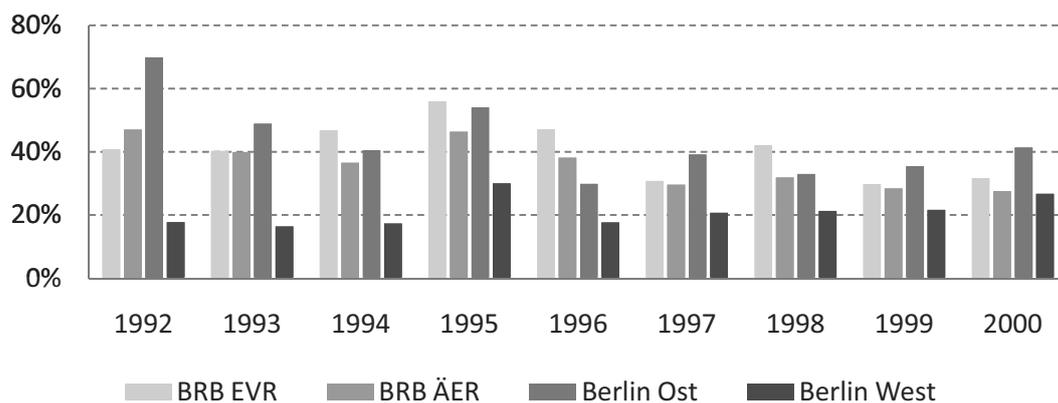
Die Abbildung 4.27 zeigt die Altersstruktur¹² der Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe in Berlin und Brandenburg. Die „Halbwertszeit“, also die Anzahl der Jahre, die vergehen bis der Anteil der überlebenden Betriebe einer Kohorte unter 50% sinkt, liegt bei etwa 5 Jahren. Von allen

¹²Die Kohorte 1991 umfasst dabei alle Betriebe, die 1991 meldeten. Die einzelnen Betriebe darin können natürlich um einiges älter sein, was jedoch nicht aus den Daten erkennbar ist.

1991 bestehenden Betrieben existieren im Jahre 2000 noch etwas mehr als ein Drittel. Mit etwa 16% ist die Schließungsrate von 1991 auf 1992 in Berlin und Brandenburg im Vergleich zu Thüringen, Sachsen und Sachsen-Anhalt, wo sie etwa doppelt so groß ist (vgl. Hirschfeld u. a. (2001)), relativ gering, was eventuell wieder am Einfluss Westberlins liegen könnte. Aufschlussreich ist auch ein Vergleich der Überlebensraten von Altbetrieben und Neugründungen, denn diese unterscheiden sich im zeitlichen Verlauf kaum voneinander. Neu- und Ausgründungen weisen kaum bessere Überlebenschancen auf als Altbetriebe.

Um den starken Einfluss des großen Anteils westberliner Betriebe zu berücksichtigen, bietet sich auch hier wieder eine regionale Betrachtung an. Einen ersten Eindruck der unterschiedlichen Entwicklungen in den Regionen gibt die Altersstruktur der Betriebe im Jahr 2000. Der Anteil an Altbetrieben liegt in Westberlin bei etwa 56%. In den beiden Regionen Brandenburgs und im Ostteil Berlins liegt dieser Anteil zwischen 13,5% (EVR) und 16,5% (ÄER). Hier wird deutlich, dass der Betriebsbestand in Westberlin sehr viel stabiler ist.

Abbildung 4.28.: Regionale Turbulenzen im Betriebsbestand



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Turbulenzen als Summe aller Betriebsgründungen und -schließungen im Verhältnis zur Anzahl der Betriebe im Basisjahr.

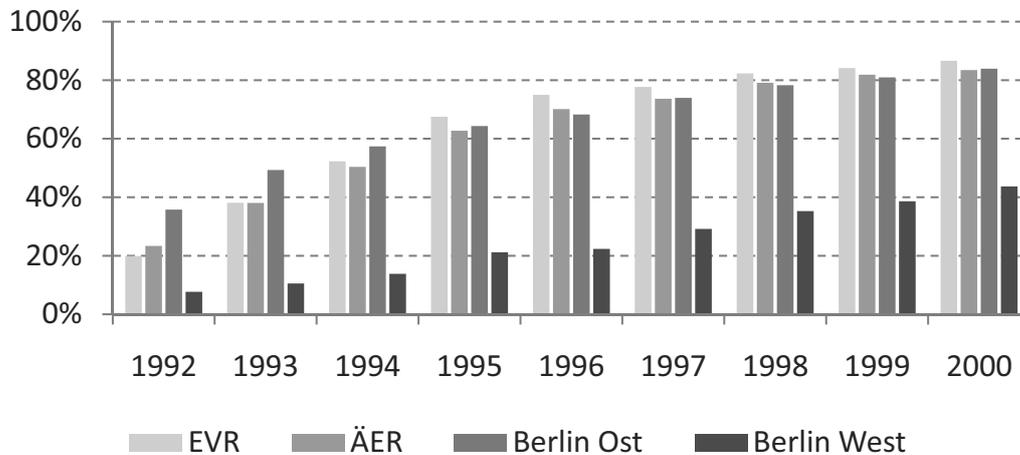
Ein weiteres Maß für die Stärke der Fluktuationen ist die sogenannte Turbulenzrate, die sich aus der Summe von Gründungen und Schließungen im Verhältnis zum Betriebsbestand am Anfang der betrachteten Periode ergibt. Abbildung 4.28 zeigt diese Turbulenzraten für die vier

Regionen. Die drei Ostregionen weisen über den gesamten Zeitraum höhere Raten auf als Westberlin. Der Abstand schrumpft jedoch im Zeitverlauf, da die Raten der Ostregionen zurückgehen, während gleichzeitig die in Westberlin leicht ansteigen. Die hohen Turbulenzraten zu Beginn sind wiederum typisch für die neuen Bundesländer, wie ein Vergleich mit Thüringen, Sachsen und Sachsen-Anhalt zeigt. Ein starker Rückgang, wie er bis zur Mitte der 90er Jahre in Thüringen zu beobachten war (s. Hirschfeld u. a., 2001), bleibt hier aus, jedoch ist ähnlich wie in Sachsen und Sachsen-Anhalt ein rückläufiger Trend zu erkennen. Die hohen Werte im EVR in den Jahren 1994 bis 1996 resultieren hauptsächlich aus einer sehr hohen Gründungsrate, während die hohen Werte für Ostberlin zu Beginn sowohl aus einer hohen Gründungs- als auch Schließungsrate resultieren.

Interessant insbesondere im Hinblick auf die Beschäftigungsentwicklung ist auch die Zusammensetzung des Betriebsbestandes aus Alt- und Neubetrieben. Altbetriebe werden diejenigen genannt, die bereits 1991 in der amtlichen Statistik erfasst wurden. Alle Betriebe, die zu einem späteren Zeitpunkt erstmalig melden, werden als Neubetriebe bezeichnet. Dabei sollte beachtet werden, dass es sich dabei in vielen Fällen um Ausgründungen aus Volkseigenen Betrieben und Kombinatens handelt und es somit zu einem großen Teil nicht wirklich neugegründete Betriebe sind.

Die hohe Betriebsdynamik in den Ostregionen zeigt sich in den sehr schnell wachsenden Anteilen der Neubetriebe. Zu Beginn wachsen die Anteile in Ostberlin besonders schnell, hier schrumpft der Bestand an Altbetrieben wesentlich stärker als in den brandenburgischen Regionen. Im weiteren Verlauf wächst der Anteil im Engeren Verflechtungsraum jedoch am stärksten, so dass hier der Anteil ab Mitte der 90er Jahre am höchsten ist. Dies resultiert vor allem aus sehr hohen Gründungsraten in dieser Region. Eine starke Betriebsdynamik im Sinne einer hohen Turbulenzrate kann also verschiedene Ursachen haben, in Ostberlin beruht sie auf hohen Schließungsraten, im Engeren Verflechtungsraum auf den größeren Gründungsraten.

Abbildung 4.29.: Anteile der Neubetriebe am Betriebsbestand



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

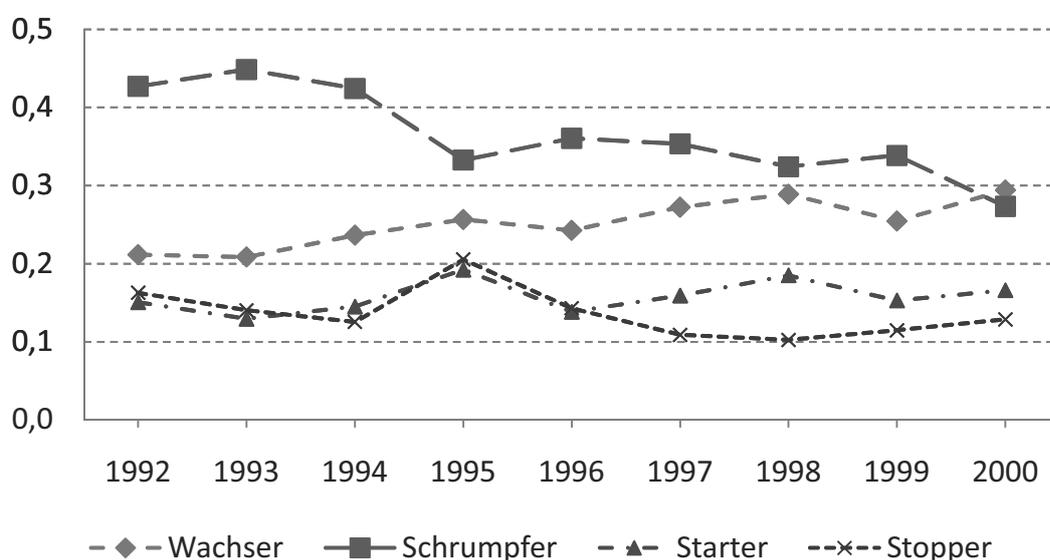
Anmerkung: Anteile der Betriebe, die nach 1991 erstmals meldeten an allen Betrieben.

Aber auch in Westberlin steigt der Anteil von Neubetrieben im Beobachtungszeitraum deutlich an. Dabei ist eine Beschleunigung ab Mitte der 90er Jahre zu beobachten. Während in den ersten Jahren die Betriebs-schließungen die Neugründungen deutlich übertrafen, steigen die Zahlen der Neugründungen in den Folgejahren und beide Gruppen gleichen sich in der zweiten Hälfte des Jahrzehnts nahezu aus, so dass die Gesamtzahl der Betriebe in etwa konstant bleibt. Durch die anfänglichen Rückgänge ist die Gesamtzahl der Betriebe am Ende des Beobachtungszeitraumes jedoch deutlich geringer (um etwa ein Viertel) als zu Beginn. In den Ostregionen steigt die Anzahl der Betriebe dagegen deutlich. Die bereits erwähnten Unterschiede in den Ursachen für die Betriebsdynamik finden sich auch hier wieder. In Ostberlin, wo die Schließungsraten besonders hoch sind, steigt die Zahl der Betriebe lediglich um etwas mehr als ein Drittel. Im Engeren Verflechtungsraum Brandenburgs mit seinen hohen Gründungs-raten hat sich der Betriebsbestand um mehr als 150% erhöht.

4.3.3. Beschäftigungsdynamik

Im Gegensatz zur Anzahl der Betriebe in Brandenburg und Ostberlin ist die Zahl der Beschäftigten vor allem in den ersten Jahren nach der Wiedervereinigung dramatisch gefallen. Dies ist Ausdruck des Anpassungsprozesses der ostdeutschen Wirtschaft an die marktwirtschaftlichen Erfordernisse. Im planwirtschaftlichen System waren Arbeitskräfte im Gegensatz zu Maschinen relativ günstig und vor allem auch verfügbar. Die fehlende Kapitalausstattung wurde durch erhöhten Arbeitseinsatz kompensiert. Unter den Bedingungen des freien Marktes und den schnell gestiegenen Löhnen waren die meisten Betriebe gezwungen, die übermäßige Beschäftigung abzubauen. Hinzu kamen, wie gesehen, auch viele schließende Betriebe, die ebenfalls zur massiven Arbeitskräftefreisetzung beitrugen. Welche Betriebe wie zur Beschäftigungsentwicklung beigetragen haben, soll im Folgenden untersucht werden.

Abbildung 4.30.: Verteilung beschäftigungswirksamer Betriebe



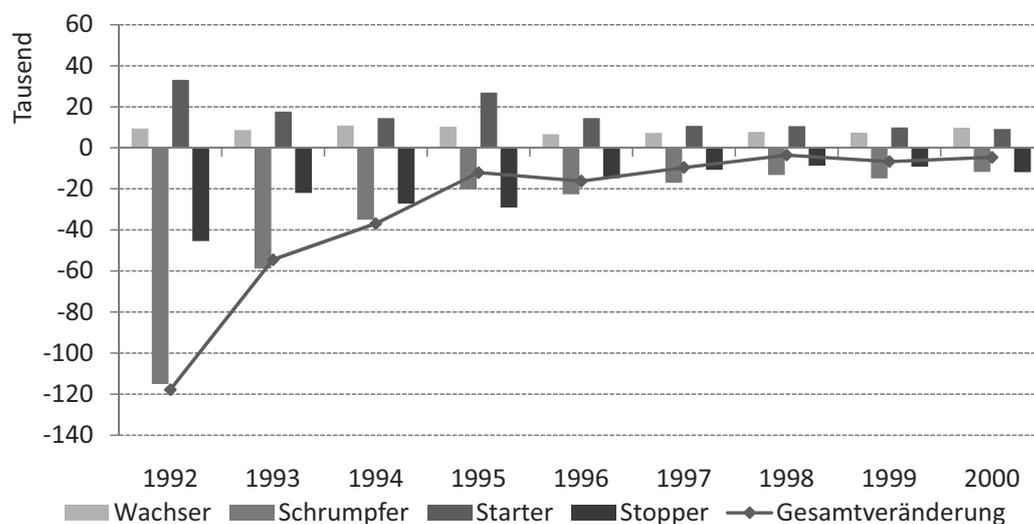
Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Anteile der Betriebe eines Jahres nach Art der Beschäftigungsentwicklung gegenüber dem Vorjahr.

Wie in Abbildung 4.30 zu erkennen ist, dominieren in den ersten Jahren schrumpfende Betriebe deutlich mit Anteilen von über 40% an den Betrieben, die zur Beschäftigungsdynamik beitragen. Dieser Anteil ver-

ringert sich im Zeitverlauf, während der Teil der Betriebe, die ihre Beschäftigung ausbauen, wächst und im Jahr 2000 sogar die größte Gruppe darstellt. Die Anteile neuer und schließender Betriebe sind dagegen deutlich geringer und lange Zeit fast identisch, so dass sich die Zahl der Neugründungen und Zuzüge einerseits und die der Schließungen und Fortzüge andererseits kompensieren. Erst ab 1997 übersteigt die Zahl der neuen Betriebe die der schließenden und somit steigt ab diesem Zeitpunkt auch die Zahl der Betriebe im Verarbeitenden Gewerbe in Berlin und Brandenburg. Ein Vergleich mit der Gesamtzahl der Betriebe zeigt auch, dass der Teil der in diesen Gruppen erfassten Betriebe im Zeitverlauf fällt und der Anteil der beschäftigungskonstanten Betriebe von etwa 20% zu Beginn des Beobachtungszeitraumes auf etwa 30% steigt, was als Zeichen des fortschreitenden Transformationsprozesses und der damit verbundenen Konsolidierung¹³ gedeutet werden könnte.

Abbildung 4.31.: Beschäftigungsveränderung nach Betriebstypen



Quelle: Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Anteile der Betriebsgruppen an der Gesamtentwicklung der Beschäftigung.

Die große Zahl der schrumpfenden Betriebe zu Beginn des Beobach-

¹³Allerdings dürfte hierfür auch der zunehmende Anteil sehr kleiner Betriebe, die immer die gleiche Anzahl an Mitarbeitern aufweisen, mitverantwortlich sein, während größere Betriebe mit relativ zu ihrer Größe unbedeutenden Beschäftigungsänderungen trotzdem zu den beschäftigungswirksamen Betrieben zählen. Hier könnte überlegt werden, ob Betriebe mit geringen relativen Beschäftigungsänderungen nicht auch zu den beschäftigungskonstanten Betrieben gezählt werden sollten als Ausdruck „normaler“, nicht transformationsbedingter Beschäftigungsfluktuationen.

tungszeitraumes schlägt sich auch in der Beschäftigungsentwicklung (s. Abb. 4.31) nieder. In dieser Gruppe gehen von 1991 auf 1992 etwa 115000 Arbeitsplätze verloren, was einem Viertel der Gesamtbeschäftigung im Jahr 1991 entspricht. Durch Betriebsschließungen und Fortzüge gehen noch einmal 45000 Arbeitsplätze verloren. Dem gegenüber stehen lediglich etwa 9400 neue Jobs in wachsenden Betrieben und 33000 Arbeitsplätze in neuen Betrieben. Dabei ist zu beachten, dass es sich bei den neuen Betrieben zu einem großen Teil um Ausgründungen aus ehemaligen Kombinat- und Volkseigenen Betrieben handeln dürfte. Auf diese Weise wird ein großer Teil der anscheinend wegfallenden Arbeitsplätze lediglich in eine neue Betriebseinheit überführt. Insgesamt gehen in diesem einen Jahr also knapp 120000 Arbeitsplätze verloren.

Die anfänglich sehr starken Fluktuationen schwächen sich in den folgenden Jahren deutlich ab. Während der Beschäftigungsverlust in schrumpfenden Betrieben stetig abnimmt, bleibt der Beschäftigungsgewinn in wachsenden Betrieben annähernd gleich, liegt aber bis zuletzt unter dem Verlust der schrumpfenden Betriebe. Überwogen zu Beginn die Arbeitsplatzverluste der schließenden Betriebe, werden diese in der zweiten Hälfte der 90er Jahre von den neuentstehenden Jobs in neuen Betrieben annähernd kompensiert. Ab 1995 sind die Veränderungsraten der Beschäftigung deutlich einstellig, bleiben aber bis zum Jahr 2000 negativ.

Noch größer als der Beschäftigungsrückgang fällt der Gesamtturnover, also die Zahl aller Beschäftigungsveränderungen, aus. Das Verhältnis von entstehenden und verschwindenden Jobs zur Zahl aller Beschäftigten im Vorjahr liegt im Jahr 1992 bei etwa 42%. Dieser Wert ist sehr hoch und typisch für ein Transformationsland. In den folgenden Jahren verringert sich dieses Verhältnis und stabilisiert sich dann bei knapp unter 20%.

Wie bei der Betriebsdynamik soll auch die Beschäftigungsdynamik auf regionaler Ebene untersucht werden um so die Entwicklungen in den Ostregionen mit der in Westberlin zu vergleichen.

Im Großen und Ganzen entspricht die Entwicklung der Beschäftigung in den drei Ostregionen (s. Tab. B.6) der der Gesamtregion. In den

ersten Jahren dominieren die Beschäftigungsverluste in den schrumpfenden Betrieben die Nettoentwicklung. Insbesondere im Engeren Verflechtungsraum fällt dieser Rückgang mit fast 50% von September 1991 auf September 1992 sehr drastisch aus. Andererseits ist hier die Zahl der Neugründungen besonders groß, was dafür sprechen würde, dass in dieser Region die Aufspaltung der ehemaligen Volkseigenen Betriebe und Kombinate besonders schnell vollzogen wurde. Die Anteile der in schrumpfenden Betrieben wegfallenden Arbeitsplätze verringern sich jedoch recht schnell und sind spätestens ab 1997 in allen drei Ostregionen nur noch einstellig.

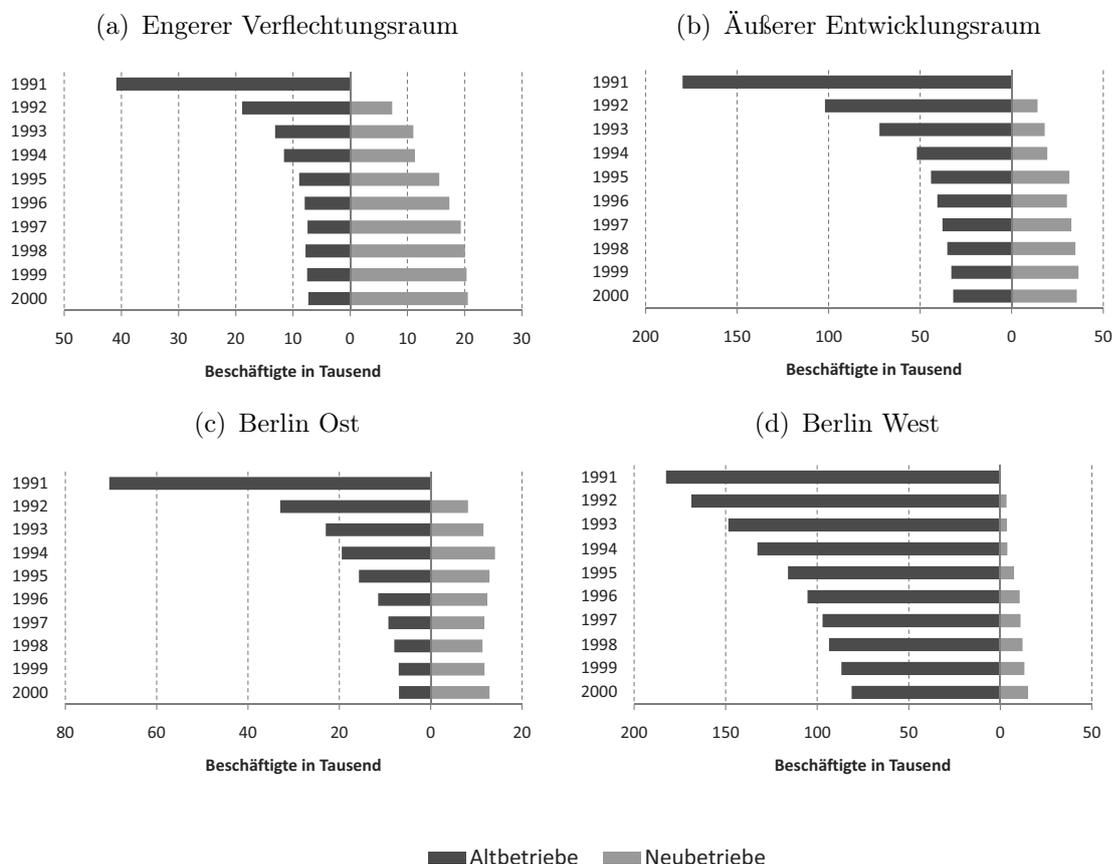
Die Anteile der Beschäftigungsänderungen in den anderen Betriebsgruppen unterliegen nicht so deutlichen Trends. Der Rückgang der Verluste in schrumpfenden Betrieben führt jedoch dazu, dass sich die Beschäftigungsdynamik beruhigt. Im Engeren Verflechtungsraum, wo die anfänglichen Verluste am größten waren, scheint die Konsolidierung zuerst erfolgt zu sein, denn 1995 ist die Talsohle erreicht und in den folgenden Jahren steigt die Zahl der Beschäftigungsverhältnisse im Verarbeitenden Gewerbe wieder leicht an. Auch im Äußeren Entwicklungsraum und in Ostberlin stabilisieren sich die Zahlen der Arbeitsplätze ab Mitte der 90er Jahre und verändert sich kaum noch, ein Anstieg der Beschäftigung ist hier jedoch noch nicht zu beobachten.

Erwartungsgemäß unterscheidet sich die Entwicklung im Westteil Berlins deutlich von jener in den Ostregionen. Zwar sind auch hier die Veränderungsdaten in den ersten Jahren i.A. etwas größer als die in späteren Jahren, diese Unterschiede sind jedoch nur gering. Andererseits scheint hier der Tiefpunkt noch nicht erreicht zu sein, denn die Gesamtveränderung bleibt über den gesamten Beobachtungszeitraum hinweg negativ.

Allen Regionen ist gemein, dass die Beschäftigung im Verarbeitenden Gewerbe am Ende der 90er Jahre wesentlich geringer ist als zu Beginn des Jahrzehnts. Den größten Rückgang hat Ostberlin zu verkraften, wo fast drei Viertel aller Arbeitsplätze weggefallen sind, wohingegen im Engeren Verflechtungsraum lediglich ein Drittel der anfänglich vorhandenen Beschäftigungen abgebaut wurden. Mit einem Rückgang von etwa

45% reiht sich Westberlin hier zwischen den Ostregionen ein.

Abbildung 4.32.: Beschäftigte in Alt- und Neubetrieben



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Beschäftigte in Altbetrieben, die bereits 1991 meldeten, und Neubetrieben.

Hirschfeld u. a. (2001) unterscheiden in ihrer Analyse der Beschäftigungsdynamik in Thüringen, Sachsen und Sachsen-Anhalt nach Altbetrieben, also solchen, die bereits 1991 bestanden, und neuen Betrieben. Die Entwicklung in Brandenburg und Ostberlin (s. Abb. 4.32) entspricht genau dem Bild, das die Autoren auch für die anderen Neuen Bundesländer finden. Die Altbetriebe bauen in den ersten Jahren sehr viele Arbeitsplätze ab und in Verbindung mit wegfallenden Beschäftigungen in schließenden Betrieben nimmt die Beschäftigtenzahl in dieser Gruppe dramatisch ab, stabilisiert sich dann aber in der zweiten Hälfte der 90er Jahre trotz sinkender Betriebszahlen.

Deutliche Unterschiede gibt es in der Beschäftigungsentwicklung neuer

Betriebe. Wie gesehen, wies der Engere Verflechtungsraum besonders hohe Gründungsraten auf. So hatte der EVR 1991 bei den Altbetrieben deutlich weniger Arbeitsplätze als Ostberlin, die Beschäftigung in Neubetrieben verläuft in beiden Regionen jedoch zunächst auf gleichem Niveau, später kann der EVR hier Berlin Ost sogar deutlich übertreffen. Im Jahr 2000 arbeiten im EVR etwa dreimal so viele Menschen in neuen Betrieben wie in Altbetrieben, in Ostberlin, bedingt durch sehr hohe Verluste in den Altbetrieben, fast doppelt so viele und im Äußeren Entwicklungsraum sind beide Gruppen etwa gleich groß.

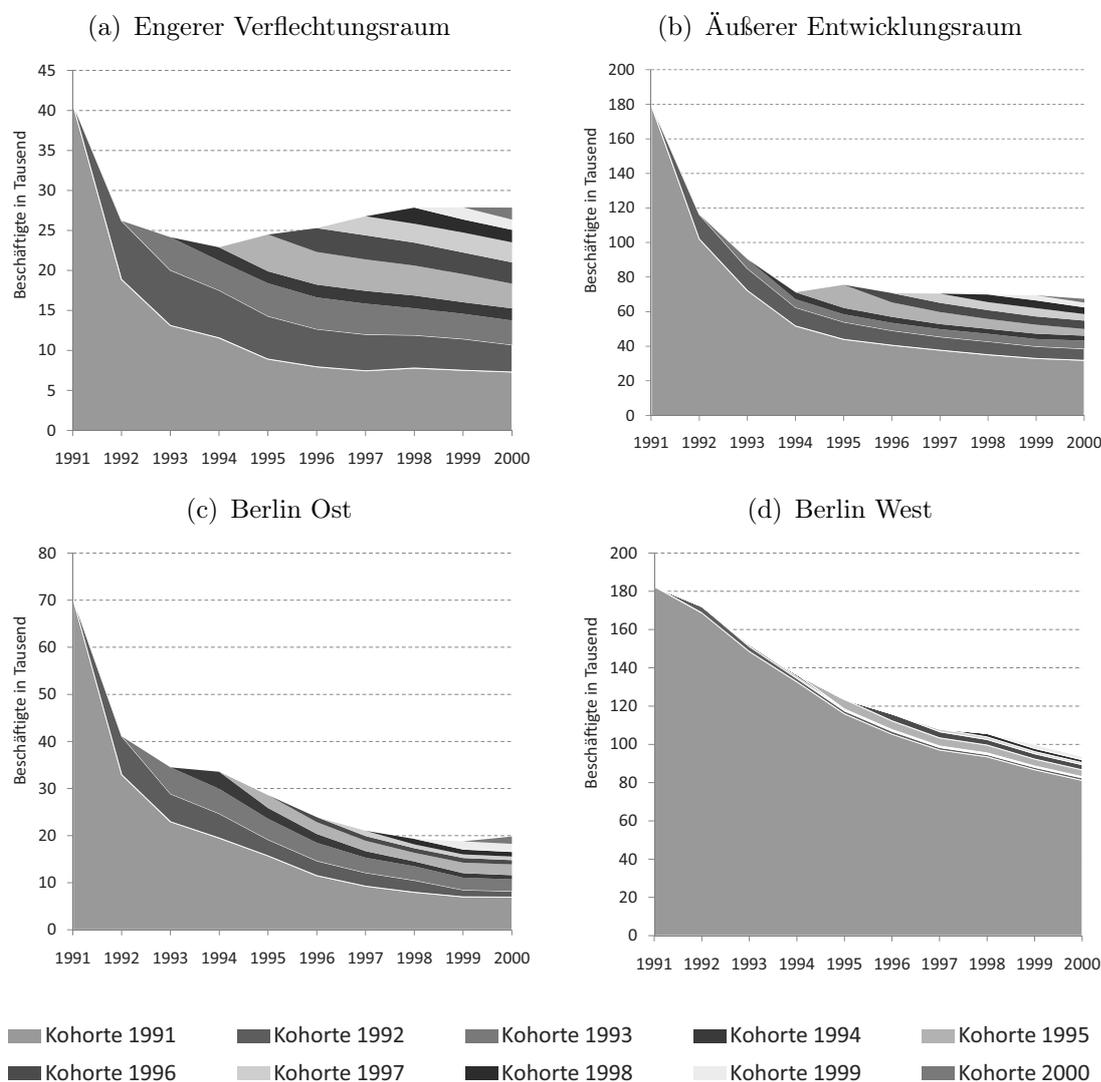
Auch in Westberlin bauen die Altbetriebe kontinuierlich Arbeitsplätze ab, wenn auch längst nicht so stark wie in den Ostregionen. Dieser Rückgang ist aufgrund schließender Betriebe und Rationalisierungen in den überlebenden Betrieben auch zu erwarten. Die Beschäftigung in neuen Betrieben kann den Verlust in den Altbetrieben nicht kompensieren, so dass insgesamt die Beschäftigung sinkt.

Wie groß die Dynamik im Verarbeitenden Gewerbe in den neuen Bundesländern ist, lässt sich auch sehr deutlich an den Beschäftigtenzahlen der einzelnen Betriebskohorten (s. Abb. 4.33) zeigen. Der Engere Verflechtungsraum ist die einzige Region, wo es den neuen Betrieben gelingt, die Beschäftigungsrückgänge in älteren Kohorten zu kompensieren, so dass ab 1995 die Zahl der Arbeitsplätze wieder steigt. Die hohen Gründungsraten spiegeln sich in den relativ starken Ausprägungen der jüngeren Betriebskohorten wieder. Im Äußeren Entwicklungsraum und in Ostberlin sind die Kohorten der neuen Betriebe im Verhältnis zur Beschäftigung in den Altbetrieben deutlich kleiner. In Westberlin spielen sie eigentlich kaum eine Rolle, denn auch im Jahr 2000 stellen neue Betriebe nur etwa 15% aller Arbeitsplätze im Verarbeitenden Gewerbe.

Welche Betriebe haben eigentlich überlebt? Und welche Rolle spielen sie 10 Jahre nach der Wende? In Brandenburg¹⁴ ist es etwa ein Viertel der

¹⁴Als regionaler Bezug wird hier der Standort 1991 verwendet. In Brandenburg ergibt sich dadurch im Jahr 2000 eine Abweichung der Betriebszahlen von jeweils minus eins. In Berlin sind die Abweichungen mit plus zwölf (Ostberlin) und minus 14 deutlich größer. Wie viele Betriebe aber wirklich den Standort wechselten, ist unbekannt, da es sich hier um Bruttoströme handelt. Da die Zu- und Abgänge innerhalb Brandenburgs und Berlins jeweils sehr gut übereinstimmen,

Abbildung 4.33.: Beschäftigung in den Betriebskohorten



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Jahres- und Monatsmelder.

Anmerkung: Beschäftigte in Betriebskohorten.

1991 existierenden Betriebe, in Ostberlin lediglich 17%. Doch auch in Westberlin überstehen gerade einmal zwei von fünf Betrieben die 90er Jahre. Bei den brandenburgischen Betrieben handelt es sich zumeist um besonders große Betriebe, denn der Anteil der Beschäftigung (47% im

ist zu vermuten, dass es sich jeweils fast ausschließlich um Umzüge innerhalb des Bundeslandes gehandelt hat oder dies gar keine echten Standortverlagerungen sind, sondern nur durch Gebietsreformen veränderte Zugehörigkeiten. Genauere Untersuchungen sind aufgrund des Datenschutzes nicht möglich. Umzüge über die Landesgrenzen, also beispielsweise ins Berliner Umland sind anhand dieser Zahlen nicht nachvollziehbar, was jedoch auch daran liegen könnte, dass diese nicht als Umzüge, sondern als Ab- und Anmeldung erfasst werden. Eine Berücksichtigung dieser Umzüge hat keine nennenswerten Auswirkungen auf die Ergebnisse.

EVR und 42% im ÄER) ist 1991 deutlich größer als der Betriebsanteil. Im Mittel sind sie etwa 70% größer als der Durchschnitt aller Betriebe.

Ähnlich sieht es in Berlin West aus. Die überlebenden Betriebe stellen 1991 etwa 65% der Beschäftigung, das mittlere Größenverhältnis entspricht dem in Brandenburg. Lediglich in Berlin Ost sind die überlebenden Betriebe 1991 im Schnitt nur wenig größer als der Durchschnitt aller Betriebe. Dieses Verhältnis ändert sich jedoch bereits im folgenden Jahr. Wie gesehen, ist die Betriebs- und Beschäftigungsdynamik in Ostberlin besonders hoch und durch Beschäftigungsabbau, Betriebsschließungen und Neugründungen verändert sich die Betriebslandschaft derart stark, dass die wenigen überlebensfähigen Betriebe 1992 bereits im Schnitt mehr als 50% größer sind als ein durchschnittlicher Betrieb.

Noch größer als der Beschäftigungsanteil ist der Anteil an den Umsätzen aller Betriebe, der in den Ostregionen etwa dem Doppelten des Betriebsanteils entspricht. Das heißt, dass vor allem große und überdurchschnittlich produktive Betriebe überleben konnten. Die Arbeitsproduktivität (Umsatz pro Mitarbeiter) lag vor allem in Ostberlin und im Äußeren Entwicklungsraum deutlich über dem Durchschnitt.

Der Anteil dieser überlebenden Betriebe im Jahr 2000 liegt in den Ostregionen zwischen 10% (im EVR) und 14% (im ÄER). Der geringe Anteil dieser Betriebe in Ostberlin zu Beginn gleicht sich im weiteren Verlauf den Anteilen der brandenburgischen Regionen wieder an, was vor allem den hohen Schließungsraten in Ostberlin einerseits als auch den höheren Gründungsraten speziell im Engeren Verflechtungsraum zuzuschreiben ist. Im Vergleich zum Durchschnitt aller Betriebe schneiden die überlebenden im EVR relativ schlecht ab. Sie sind zwar im Mittel mehr als doppelt so groß, ihre Arbeitsproduktivität ist jedoch deutlich geringer als der Durchschnitt. Hier scheinen sich viele kleine und hochproduktive Unternehmen angesiedelt zu haben, die durch die Nähe zu Berlin günstige Standortbedingungen vorfinden und die besser abschneiden als die alteingesessenen Betriebe.

Ein ganz anderes Bild zeigt sich im Äußeren Entwicklungsraum. Die überlebenden Betriebe beschäftigen 2000 etwa 45% aller im Verarbei-

tenden Gewerbe tätigen Personen und erwirtschaften mehr als 60% aller Umsätze. Sie sind im Schnitt mehr als dreimal so groß wie der Gesamtdurchschnitt aller Betriebe und die Mitarbeiter um etwa ein Drittel produktiver. Auffällig ist, dass die überlebenden Betriebe im Äußeren Entwicklungsraum mit durchschnittlich fast 140 Mitarbeitern im Jahr 2000 auch deutlich größer sind als die in den anderen Regionen einschließlich Westberlin, wo die mittlere Arbeiterzahl bei etwa 90 liegt.

Westberlin ist die einzige Region, in der die Anzahl der Betriebe in den 90er Jahren rückläufig ist. Dementsprechend steigt der Anteil der überlebenden Betriebe bis 2000 auf etwa 53%. In diesen Betrieben arbeiten mehr als 80% aller tätigen Personen und sie erwirtschaften mehr als 90% aller Umsätze. Es bestätigt sich also auch in Westberlin, dass vor allem große und sehr produktive Betriebe bessere Überlebenschancen haben, was auch zu erwarten ist.

4.4. Holt der Osten auf?

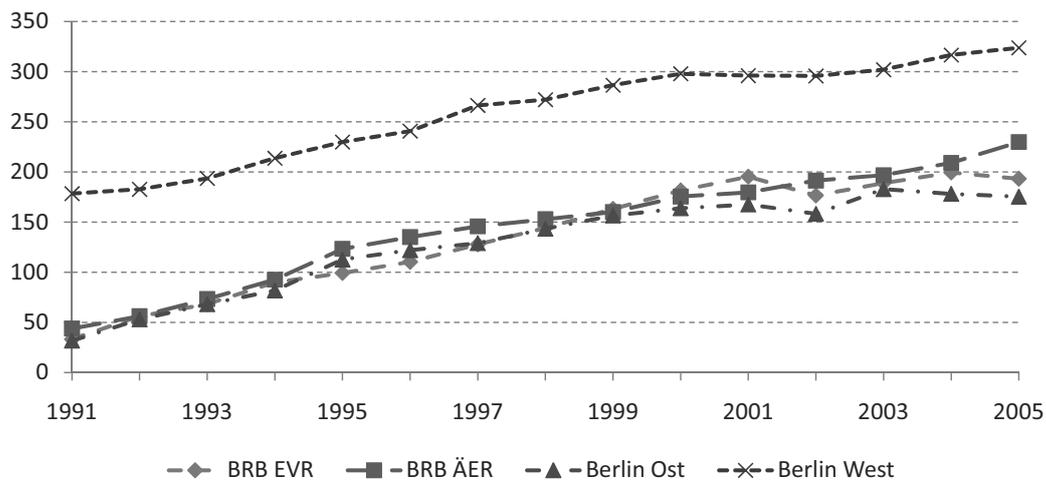
Ein viel diskutiertes Thema ist der Produktivitätsrückstand der ostdeutschen Betriebe. Einerseits wird immer wieder festgestellt, dass die Wachstumsraten im Verarbeitenden Gewerbe meist über denen in den Alten Bundesländern liegen. Das IWH meldet in der Ausgabe 8/2008 von „Wirtschaft im Wandel“, dass die ostdeutsche Industrie im Jahr 2002 bei der Rendite an Westdeutschland vorbeigezogen ist. In der Ausgabe 6/2005 titelte der Arbeitskreis Konjunktur Ostdeutschland in der selben Reihe noch „Ostdeutsche Wirtschaft: Aufholen in Trippelschritten“. Nach den Zahlen des Arbeitskreises „VGR der Länder“ lag selbst 2007 die nominale Bruttowertschöpfung eines Erwerbstätigen im ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbe einschließlich Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden noch fast 20% unter der eines Beschäftigten in den alten Bundesländern¹⁵.

Da in den vorliegenden Daten keine Angaben zur Bruttowertschöpfung oder den Kosten enthalten sind, kann als Produktivitätsmaß nur der

¹⁵Jeweils ohne Berlin.

Umsatz pro Mitarbeiter dienen. Ein Vergleich mit den Zahlen der VGR der Länder zeigt jedoch eine recht gute Übereinstimmung mit der Entwicklung der Bruttowertschöpfung je Mitarbeiter. Die pro Mitarbeiter erwirtschafteten Umsätze der vier Regionen sind in Abbildung 4.34 dargestellt.

Abbildung 4.34.: Arbeitsproduktivität



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

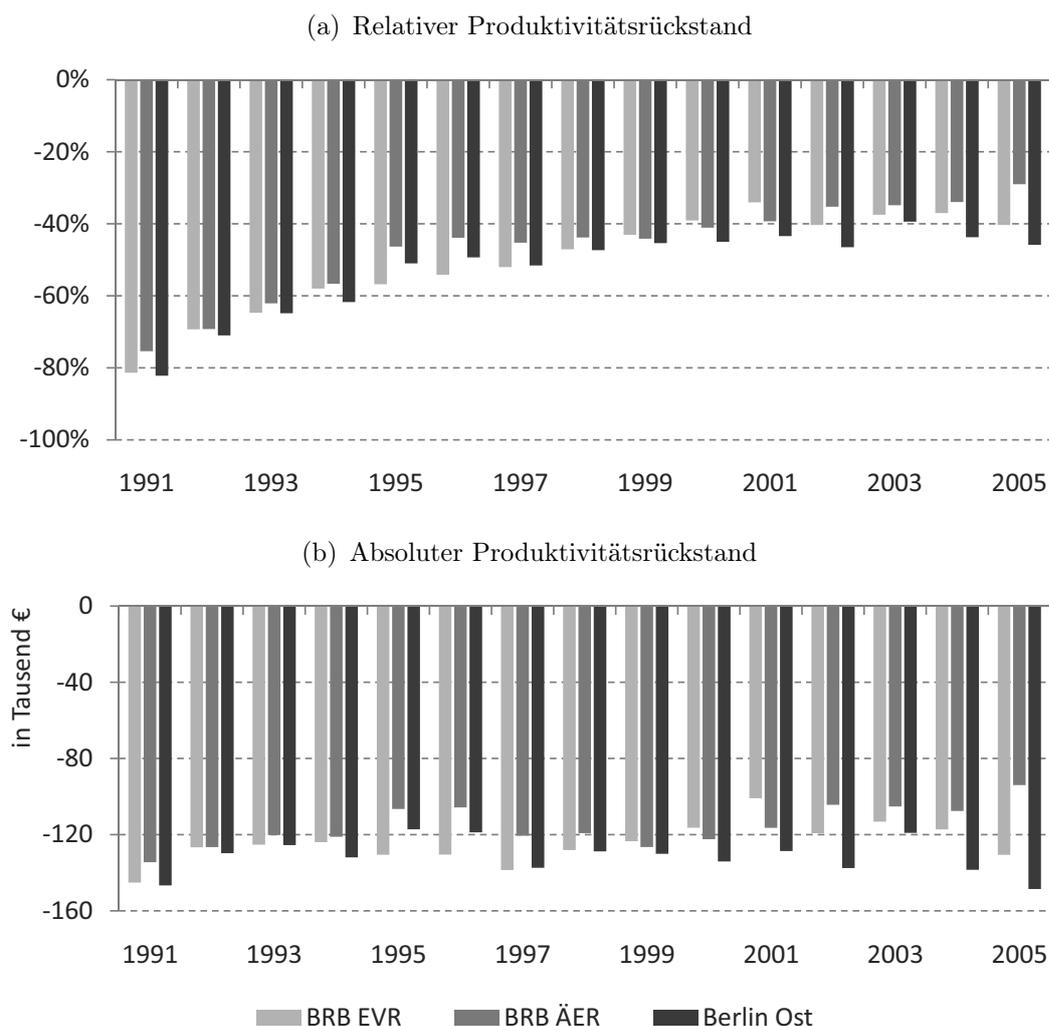
Anmerkung: Arbeitsproduktivität als erwirtschafteter Umsatz pro Mitarbeiter in Tausend € pro Mitarbeiter.

Eine Beurteilung der Entwicklung hängt davon ab, auf welche Werte sich diese stützt. Nach Abb. 4.34 verlaufen die Entwicklungen in den Ostregionen nahezu parallel zu Westberlin. Relativ gesehen (s. Abb. 4.35(a)) verringert sich damit der Rückstand. Lag die Produktivität der Beschäftigten im Engeren Verflechtungsraum und in Ostberlin 1991 noch bei etwa 20% des westberliner Niveaus, so hat sich der Rückstand bis 2005 etwa halbiert. Im Äußeren Entwicklungsraum sieht es sogar noch etwas günstiger aus, der Rückstand ist auf etwa 30% gesunken.

Die absolute Differenz (s. Abb. 4.35(b)) verharrt dagegen etwa auf dem gleichen Niveau und ist 2005 mit Ausnahme des Äußeren Entwicklungsraumes fast genauso groß wie 1991. Ein Mitarbeiter in einem Ostbetrieb erwirtschaftet damit etwa 140000 € weniger an Umsatz als einer in einem westberliner Betrieb. Die etwas bessere Entwicklung im ÄER findet sich also auch in absoluten Zahlen wieder. Werden nur die jähr-

lichen Wachstumsraten miteinander verglichen, so weisen Brandenburg und Ostberlin in fast allen Jahren größere Werte auf als Westberlin. Dies ist jedoch auf die geringere Ausgangsbasis zurückzuführen, absolut verändert sich dadurch der Rückstand nicht.

Abbildung 4.35.: Produktivitätsrückstand der Ostregionen



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Arbeitsproduktivität als erwirtschafteter Umsatz pro Mitarbeiter in Tausend € pro Mitarbeiter und Jahr. Westberlin=100. Absolute Differenz in Tausend €.

Bedeutet diese Entwicklung nun, dass ostdeutsche Betriebe wirklich in ihrer Produktivität deutlich hinter den Betrieben der alten Bundesländer zurückbleiben? Der Schluss von einer Produktivitätskennzahl der Beschäftigten auf Betriebe ist jedoch problematisch, da sich die Strukturen in Ost und West unterscheiden. Zudem gibt es viele weitere Einfluss-

größen, wie etwa die Betriebsgröße, die Branche, die Kapitalausstattung und der Modernitätsgrad oder das Qualifikationsniveau der Beschäftigten eines Betriebes, die die Produktivität beeinflussen. Will man objektive Vergleiche anstellen, so muss auf diese Merkmale ebenfalls kontrolliert werden. Dies geschieht im Folgenden anhand von Querschnittsregressionen.

Wie die deskriptive Analyse gezeigt hat, unterscheiden sich die Betriebspopulationen in den vier Regionen. Größere Betriebe, welche in Westberlin häufiger zu finden sind als in den Ostregionen, nutzen Skaleneffekte, haben leichteren Zugang zu Kreditmärkten und haben damit einen größeren finanziellen Spielraum für Investitionen in Forschung und Entwicklung oder in die Erschließung neuer Märkte. Somit könnte ein Teil des Produktivitätsrückstandes durchaus auf die unterschiedliche regionale Größenstruktur des Verarbeitenden Gewerbes zurückzuführen sein. Beim Vergleich der Bruttowertschöpfung je Beschäftigten aus den aggregierten Daten werden auf diese Weise die besonders produktiven Großbetriebe, welche im Osten fehlen, noch besonders stark gewichtet, wohingegen die besonders kleinen Kleinstbetriebe noch geringer gewichtet werden.

Ragnitz (2005) diskutiert ebenfalls einige mögliche Ursachen für den beobachteten Rückstand bei der durchschnittlichen Produktivität. Nach seinen Berechnungen liegt die Produktivität des ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbes im Jahr 2003 bei etwa 72% des Westniveaus. Ein Vergleich nach Betriebsgrößenklassen zeigt jedoch wesentlich geringere Unterschiede und er ermittelt, dass bei hypothetischen westdeutschen Strukturen die Produktivität auf etwa 91% des westdeutschen Niveaus steigt. Als weitere Faktoren, bei denen sich ost- und westdeutsches Verarbeitendes Gewerbe unterscheiden und die für die Produktivitätsunterschiede mitverantwortlich sein können, untersucht er die Branchenstruktur, Kapitalintensität, Besitzverhältnisse der Unternehmen und die Beschäftigungsstruktur. Abschließend stellt der Autor fest, dass „der Produktivitätsrückstand der ostdeutschen Wirtschaft primär ein Reflex unterschiedlicher Strukturen in den beiden Landesteilen ist und wenig über die tatsächliche Leistungskraft der ostdeutschen Un-

ternehmen aussagt“ (Ragnitz, 2005, S.17). Bereits 2001 hatte Ragnitz vor allem Ausstattungsunterschiede bei den Produktionsfaktoren Sachkapital, Humankapital, Wissenskapital und Infrastrukturkapital für den beobachteten Produktivitätsrückstand verantwortlich gemacht.

Was bleibt denn noch vom Produktivitätsrückstand, wenn all diese Faktoren berücksichtigt werden? Dazu werden Querschnittsregressionen benutzt, die unter Kontrolle verschiedener Betriebscharakteristika ermitteln, wie sich die Produktivität der Betriebe in Brandenburg und Ostberlin von der der westberliner Betriebe unterscheidet. Dabei wird versucht, so viele der genannten Ausstattungsunterschiede zu berücksichtigen, wie dies mit den vorliegenden Daten möglich ist.

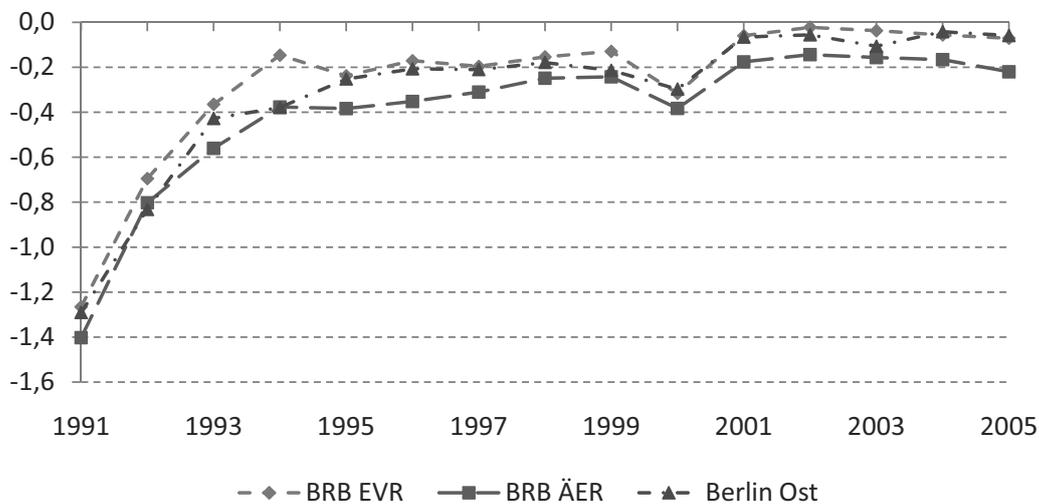
Für jedes Jahr $t = 1991, \dots, 2005$ werden einfache lineare Regressionen der Form

$$\ln AP_{it} = \beta_0 + \beta_{1t}EVR_{it} + \beta_{2t}\ddot{A}ER_{it} + \beta_{3t}BO_{it} + \gamma_t \mathbf{x}_{it} + u_{it}$$

geschätzt, wobei $\ln AP_{it}$ die logarithmierte Arbeitsproduktivität (Umsatz/Mitarbeiter) eines Betriebes i im Jahr t darstellt. Die Koeffizienten der Regionaldummys EVR für den Engeren Verflechtungsraum, $\ddot{A}ER$ für den Äußeren Entwicklungsraum und BO für Ostberlin geben dann Auskunft über den Produktivitätsunterschied der Betriebe in den jeweiligen Regionen gegenüber Westberlin im gegebenen Jahr, nachdem auf die Merkmale im Vektor \mathbf{x}_{it} kontrolliert wurde.

Mögliche regionale Unterschiede in der betrieblichen Struktur des Verarbeitenden Gewerbes können sehr einfach über die Zahl der tätigen Personen in einem Betrieb und Indikatoren für den Wirtschaftszweig auf 4-Steller-Ebene (bis 1994 nach SYPRO, dann nach WZ93 bzw. WZ2003) kontrolliert werden. Als Indikatoren für das Qualifikationsniveau in einem Betrieb dienen Angaben über den durchschnittlichen Lohn pro Mitarbeiter, der mit dem Durchschnittslohn der entsprechenden Region zentriert wird um Unterschiede im Lohnniveau zu berücksichtigen, sowie der Anteil der Arbeiter an allen Beschäftigten eines Betriebes. Hinzu kommen Indikatoren für die Exporttätigkeit und die Zugehörigkeit zu einem Mehrbetriebsunternehmen.

Abbildung 4.36.: Regionalkoeffizienten im zeitlichen Verlauf



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Koeffizienten der Regionaldummys in den jährlichen Querschnittsregressionen.

Abbildung 4.36 zeigt den zeitlichen Verlauf der Koeffizienten der Regionaldummys in den jährlichen Regressionen. Zu Beginn sind deutliche Produktivitätsrückstände der Ostregionen gegenüber Westberlin zu erkennen. Für den Engeren Verflechtungsraum ergibt sich demnach für einen sonst identischen Betrieb eine um 70% geringere Arbeitsproduktivität gegenüber Westberlin im Jahr 1991. Die Koeffizienten werden jedoch rasch kleiner und konvergieren gegen Null. Signifikante¹⁶ Unterschiede auf dem 5%-Niveau lassen sich im neuen Jahrtausend lediglich noch beim Äußeren Entwicklungsraum feststellen, dessen Rückstand bei etwa 15% bis 20% gegenüber Westberlin liegt.

Diese Regressionen sind ein recht einfaches Hilfsmittel und erheben keineswegs den Anspruch, der Weisheit letzter Schluss zu sein. Sie geben jedoch gute Anhaltspunkte dafür, dass das Verarbeitende Gewerbe in Brandenburg und Ostberlin große Fortschritte gemacht hat und in der Produktivität der Beschäftigten durchaus mit vergleichbaren Betrieben der alten Bundesländer mithalten kann. Die Produktivität hängt von vielen Einflussfaktoren ab und es ist nicht auszuschließen, dass bei Kon-

¹⁶Ist im weiteren Text von Signifikanz die Rede, so bezieht sich dies auf ein Signifikanzniveau von 5%, es sei denn, ein anderes Niveau ist angegeben. Hohe Signifikanz bezieht sich auf ein Signifikanzniveau von 1%.

trolle weiterer Größen die Unterschiede noch geringer oder aber auch größer ausfallen. Insbesondere könnten weitere Informationen über regionale Standortfaktoren, wie beispielsweise Verkehrsanbindung o.ä., die Aussagekraft deutlich erhöhen, da diese sonst in den Regionaldummies integriert sind. Dies könnte auch eine Erklärung für den größeren Rückstand des Äußeren Entwicklungsraumes sein, da hier die Entfernung zum nächsten Ballungszentrum oder zur nächsten Autobahnanbindung am größten ist. Wünschenswert wären auch Daten über die Kapitalausstattung und den Modernitätsgrad der Produktionsanlagen, die die Produktivität der Mitarbeiter direkt beeinflussen.

4.5. Fazit

Die Analysen der Betriebsdaten in diesem Kapitel haben die Befunde der aggregierten Daten im Kapitel 2 größtenteils bestätigt. Mit der Wiedervereinigung ist ein teilweise sehr schmerzhafter Umgestaltungsprozess angestoßen worden, den viele ostdeutsche Betriebe nicht überlebt haben. Andere Betriebe, die weiter existierten, mussten sich möglichst schnell den neuen Gegebenheiten anpassen, was nicht zuletzt weiteren Abbau von Beschäftigung bedeutete.

Erfreulich dabei ist die Entwicklung der Zahl der Betriebe. Die wirtschaftliche Leistung in Brandenburg und Ostberlin ist auf eine sehr viel breitere Basis gestellt worden, die Anzahl der Betriebe ist stark gestiegen. Die Industriestruktur hat sich der in Westberlin angenähert, die Löhne und Gehälter schließen langsam auf, ebenso wie die Produktivität.

Die immer wieder betonte kleinbetriebliche Struktur der Industrie in den neuen Bundesländern stellt sich bei näherer Betrachtung als nicht so gravierend heraus. Ein Vergleich der Verteilungen in den vier Regionen zeigt, dass dieser Eindruck vor allem auf einer stärkeren Konzentration in Westberlin beruht. Einige wenige Betriebe, die besonders groß sind, heben zwar die durchschnittliche Zahl der Mitarbeiter deutlich über die

Werte in den Ostregionen, solch eine kleine Gruppe kann jedoch keine Struktur bestimmen. Vielmehr sind die Betriebe in Brandenburg in vielen Bereichen der Verteilung sogar größer. Das Großbetriebe auch positive Auswirkungen auf ganze Branchen oder Regionen haben können und dass das Fehlen dieser Betriebe negative Folgen für die Neuen Bundesländer hat, soll damit jedoch nicht bestritten werden. Die Untersuchung der Betriebsstruktur hat jedoch gezeigt, wie irreführend Informationen aus aggregierten Daten sein können, wenn daraus etwas über die inneren Strukturen abgeleitet werden soll.

Die Analyse der Betriebs- und Beschäftigungsdynamik hat gezeigt, dass die Veränderungen im Verarbeitenden Gewerbe noch deutlich stärker sind, als dies die aggregierten Zahlen beschreiben. Die hohen Turbulenzraten und die großen Anteile der Neubetriebe in den Ostregionen geben Aufschluss über die großen Umwälzungen in der Betriebslandschaft.

Der enorme Beschäftigungsrückgang in den Neuen Bundesländern zu Beginn der 90er Jahre wurde vor allem durch den Beschäftigungsabbau in den weiterbestehenden Betrieben verursacht. Ein Problem dabei ist jedoch, dass die Abspaltung einzelner Betriebsteile, wie es sie in vielen Fällen gegeben haben mag, nicht erkennbar ist. Wurde ein Teil eines VEBs oder Kombinates herausgelöst und einzeln privatisiert, so erscheinen die betroffenen Mitarbeiter beim ursprünglichen, weiterbestehenden Betrieb als Beschäftigungsabbau. Der neue, nun selbständige Betrieb erhält eine neue Betriebsnummer und seine Mitarbeiter erscheinen als Beschäftigungsaufbau durch einen neu gegründeten Betrieb. Doch selbst wenn man annähme, alle Beschäftigungsgewinne in neuen Betrieben zu Beginn der 90er Jahre wären auf diese Weise zustande gekommen, könnten sie bei weitem nicht die großen Verluste in den weiterbestehenden Betrieben aufwiegen.

Die Dynamik in der Entwicklung der Ostregionen nimmt im Zeitverlauf nur langsam ab. Die Turbulenzraten nähern sich erst zum Ende des Jahrtausends denen in Westberlin an, was zum Teil jedoch auch daran liegt, dass hier die Dynamik zunimmt. Aus den Mikroanalysen lässt sich auch sehr gut zeigen, dass eine hohe Dynamik unterschiedliche Ursachen

haben kann. Obwohl die Turbulenzraten in Ostberlin und im Engeren Verflechtungsraum in vielen Jahren sehr ähnlich sind, stehen doch recht unterschiedliche Entwicklungen dahinter. Während im EVR vor allem die Gründungsraten sehr hoch sind, sich hier also sehr viele neue Betriebe ansiedeln, sind die Schließungsraten in Ostberlin die höchsten der vier betrachteten Regionen. Somit kann hier der Betriebsbestand nur sehr viel langsamer wachsen.

Eine besonders positive Entwicklung hat der Engere Verflechtungsraum aufzuweisen. Die Zahl der Betriebe ist am stärksten gestiegen, der Verlust von Arbeitsplätzen ist der geringste aller Regionen, sogar niedriger als der in Westberlin. Die Umsätze der Betriebe des EVR haben sich innerhalb von 10 Jahren vervierfacht. Ursachen dieser guten Entwicklung sind sicherlich nicht zuletzt die Lage bezüglich der neuen Bundeshauptstadt und die guten Standortbedingungen im Berliner Umland.

Kapitel 5.

Exporte und ihre Bedeutung für die betriebliche Entwicklung

Exporte spielen für die deutsche Wirtschaft eine herausragende Rolle, denn in den vergangenen Jahren wurde das deutsche Wirtschaftswachstum fast ausschließlich durch den Außenhandel getragen (s. Loschky u. Ritter, 2007). Dies wird gerade in der gegenwärtigen Krise deutlich. Nach Angaben des Statistischen Bundesamtes schrumpfte im ersten Quartal 2009 das Bruttoinlandsprodukt preis-, saison- und kalenderbereinigt um 3,8% gegenüber dem Vorquartal. Ursache dafür war vor allem der Außenbeitrag, denn die Exporte sind deutlich stärker zurückgegangen als die Importe und die Investitionen. Die privaten und staatlichen Konsumausgaben sind dagegen sogar leicht gestiegen. Durch die starke Exportausrichtung der deutschen Wirtschaft ist diese besonders stark von aktuellen Wirtschaftskrise betroffen.

Für die Betriebe in den neuen Bundesländern sind mit der Wiedervereinigung und dem Zusammenbruch des RGW die meisten Exportbeziehungen abgebrochen. Durch die mit der Einführung der D-Mark und die Errichtung eines gemeinsamen Wirtschaftsraumes quasi über Nacht entstandene direkte Konkurrenz mit der leistungsstarken Wirtschaft der alten Bundesländer waren viele Betriebe nicht überlebensfähig. Aber auch diejenigen, welche überlebten, mussten große Anstrengungen auf sich nehmen um konkurrenzfähig zu werden.

Durch diese besondere Situation in den Neuen Bundesländern ergibt sich hier vielleicht die Möglichkeit noch genauer zu beobachten, wer auf Auslandsmärkten aktiv wird und warum. Da die meisten Betriebe

bei der Exporttätigkeit quasi bei Null anfangen ist zu hoffen, dass noch genauer erkennbar wird wie sich Betriebe, die auf fremden Märkten aktiv werden, von den anderen unterscheiden.

5.1. Die Bedeutung der Exporte für die wirtschaftliche Entwicklung

Politicians are convinced that helping exporters is a no-lose issue. The argument in its most elementary form goes as follows: exports are good, and exporters are good firms; thus helping domestic firms export is good policy¹.

Seit vielen Jahren schon wird die Bedeutung von Exporten für das Wirtschaftswachstum diskutiert. 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) nutzten für ihre wegweisenden Analysen Betriebsdaten des „Annual Survey of Manufactures“ (ASM) US-amerikanischer Betriebe zwischen 1976 und 1987, um Unterschiede zwischen exportierenden und nichtexportierenden Betrieben zu untersuchen. In den folgenden Jahren veröffentlichten sie weitere Arbeiten² zu diesem Thema 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 Kolumbien, Clerides u. a. (1998) für Kolumbien, Mexiko und Marokko, De Loecker (2004) für Slowenien. In Deutschland hat sich vor allem Wagner (zum

¹Siehe Bernard u. Jensen (2004b, S.561)

²Bernard u. Jensen (1998), (1999a), (1999b), (2004a), um nur einige zu nennen.

Beispiel (2002a), (2002b), (2005b))³ mit Exporten und ihrem Einfluss auf die Entwicklung von Betrieben auseinander gesetzt. Wagner (2005a) fasst Strategien und Ergebnisse von 45 internationalen Studien zu diesem Thema zusammen. Alle Untersuchungen bestätigen, dass Exporteure im Durchschnitt produktiver und größer sind als nichtexportierende Betriebe.

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 sich eine pauschale Förderung von Exporten nicht positiv auf das Wachstum im Inland auswirkt.

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. Zudem kann die Konkurrenz mit ausländischen Anbietern zu größeren Anstrengungen und damit ebenfalls zu einem gesteigerten Produktivitätswachstum führen. Träfe diese Hypothese zu, so würde die Exportförderung auch das Produktivitätswachstum im Inland steigern. Die beiden Hypothesen schließen sich nicht gegenseitig aus und können durchaus beide zutreffend sein. Leider wird es dadurch umso schwieriger zu entscheiden, ob es tatsächlich positive Auswirkungen des Exports auf die betriebliche Entwicklung gibt.

Die Schwierigkeit besteht daher in der Identifizierung der Ursachen für die beobachteten Unterschiede, ob also eine der beiden oder doch beide Ursachen gleichzeitig wirken. Aus Sicht der Politikberatung ist vor allem das Vorhandensein von Lerneffekten interessant.

³Die hier und im Text aufgeführten nationalen und internationalen Arbeiten sollen nur die Bedeutung des Themas in der Wissenschaft verdeutlichen, die Auflistung ist keinesfalls als vollständig zu betrachten.

5.2. Wer exportiert?

In den neunziger Jahren des letzten Jahrhunderts exportierte rund jeder dritte Betrieb (s. Tab. 5.1) im Verarbeitenden Gewerbe in Berlin und Brandenburg⁴. Erst zu Beginn des neuen Jahrtausends konnte der Anteil exportierender Betriebe deutlich ansteigen und erreicht 2005 einen Wert von 44%. Hatten exportierende Betriebe in Berlin und Brandenburg 1991 noch etwa 54% aller Umsätze erzielt, so stieg dieser Anteil bis 2005 auf 72%. Der Teil der Beschäftigten in exportierenden Betrieben fiel zunächst von 63% um 12 Prozentpunkte, konnte jedoch zum Ende des Beobachtungszeitraums das ursprüngliche Niveau wieder erreichen. Dies könnte durch noch größere Anfangsschwierigkeiten dieser Betriebe erklärt werden, hervorgerufen durch den Wegfall der Handelspartner, vor allem in östlichen Ländern, und den dadurch noch höheren Anpassungsdruck. Die im Vergleich zum Betriebsanteil recht großen Umsatz- und Beschäftigtenanteile zeigen ebenfalls, dass vor allem größere und umsatzstärkere Betriebe auch im Ausland tätig sind.

Der Vergleich von exportierenden mit nichtexportierenden Betrieben zeigt, dass erstere in vielen Dingen „besser“ sind. Exportierende Betriebe sind im Durchschnitt mehr als doppelt so groß wie nichtexportierende. In beiden Gruppen ist deutlich der negative Trend bei der Betriebsgröße zu erkennen, jedoch bleiben die Relationen zwischen beiden Gruppen über die Zeit recht stabil. Ein Arbeiter verdient hier im Schnitt dreibis siebentausend Euro mehr pro Jahr, wobei dieser Vorsprung über die Zeit zunimmt. Dafür erwirtschaften die Beschäftigten in exportierenden Betrieben auch meist deutlich mehr an Umsatz. Ein durchschnittlicher exportierender Betrieb setzt pro Jahr etwa das Dreifache eines durchschnittlichen nichtexportierenden Betriebes um.

Diese Durchschnittsbetrachtungen bestätigen die Befunde in anderen Ländern. Zudem ist zu beobachten, dass die Unterschiede zwischen beiden Betriebsgruppen sich über die Zeit noch vergrößern. Doch sagen sie

⁴...mit mehr als 20 Mitarbeitern bzw. Teil eines Unternehmens mit insgesamt mehr als 20 Mitarbeitern. Hier werden lediglich Monatsmelder berücksichtigt, da nur für diese Informationen über Auslandsumsätze vorhanden sind.

Tabelle 5.1.: 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.

nichts über die Gründe aus. Werden nun besonders gute Firmen Exporteure, weil sie im Gegensatz zu weniger guten im internationalen Wettbewerb konkurrenzfähig sind? Oder ist der Export gut für die Betriebe, weil sie auf diesem Wege zum Beispiel Zugang zu neuem Wissen, Methoden und Verfahren erlangen und der Wettbewerb mit ausländi-

schen Konkurrenten sie zu noch größeren Anstrengungen nötigt effizient zu arbeiten?

Für die Beobachtungen könnten beide Hypothesen verantwortlich sein, Selektion wie auch Lerneffekte könnten die wachsenden Unterschiede erklären. Zudem muss auch die regionale Verteilung berücksichtigt werden, denn vor allem in den ersten Jahren dürften vor allem Betriebe aus Westberlin zu den Exporteuren gehören, während Ostbetriebe eher bei den Nichtexporteuren anzutreffen sind. Da zumindest zu dieser Zeit Betriebe in den neuen Bundesländern weniger leistungsfähig waren, könnte diese regionale Ungleichverteilung zu einer falschen Einschätzung bezüglich des Unterschiedes zwischen exportierenden und nichtexportierenden Betrieben führen.

Im Folgenden soll nun versucht werden mit verschiedenen Ansätzen zu untersuchen, ob es einen Zusammenhang zwischen den Exportaktivitäten eines Betriebes und seiner Entwicklung hinsichtlich verschiedener Parameter gibt. Die Klärung der Frage, ob es diesen Zusammenhang gibt und wie er wirkt, wäre für die Wirtschaftspolitik von großem Interesse.

Welche Vorteile werden mit dem Export in Verbindung gebracht? Nach Richardson u. Rindal (1995) hat Export positive Auswirkungen sowohl auf das Unternehmen (schnelleres Wachstum von Umsatz und Produktivität, Risikodiversifikation, größere Innovativität und verbesserte Überlebenschancen) als auch auf die Mitarbeiter (höhere Löhne, größere Arbeitsplatzsicherheit). Doch wie passt das mit den Beobachtungen zusammen? Denn auch bei den exportierenden Betrieben wird massiv Beschäftigung abgebaut. Oder gehen Arbeitsplätze in den nichtexportierenden Betrieben verstärkt verloren? Der Anteil der exportierenden Betriebe bleibt zunächst konstant, doch der Anteil an der Beschäftigung fällt, so dass hier anscheinend noch mehr Beschäftigung abgebaut wird. Andererseits liegt der Tiefpunkt hier bereits 1993 mit etwa 51%. Möglicherweise waren exportierende Ostbetriebe zunächst gezwungen, deutlich stärker Beschäftigung abzubauen. Demzufolge würden die anderen Betriebe diesen Schritt später nachholen, so dass es scheint, als ob in diesen Jahren die Arbeitsplätze bei Nichtexporteuren unsicherer wären.

Insgesamt kann aus diesen aggregierten Daten jedoch kaum etwas über die Entwicklung einzelner Betriebe geschlossen werden, da die Veränderungen in den Aggregaten sowohl durch Veränderungen bei den Mitgliedern der jeweiligen Gruppe als auch durch die Effekte von Übergängen zwischen den Gruppen hervorgerufen werden.

5.3. Betriebsentwicklung und Exporte

Der Exporttätigkeit werden verschiedene positive Effekte unterstellt, die in diesem Abschnitt etwas genauer untersucht werden sollen. Oft resultieren diese Unterstellungen aus einfachen Mittelwertvergleichen, wie sie etwa in Tab. 5.1 angestellt wurden. Dabei sollten diese Ergebnisse nicht losgelöst voneinander betrachtet, sondern eher im Zusammenhang gesehen werden. Daher werden bedingte Unterschiede unter Kontrolle sonstiger Eigenschaften der Betriebe ermittelt, die eventuell durch die Exporttätigkeit erklärt werden können.

5.3.1. Niveauunterschiede

Zunächst sollen einige Unterschiede⁵ zwischen exportierenden und nicht-exportierenden Betrieben, die in der Literatur immer wieder genannt werden, genauer untersucht werden. Gibt es eine Selbstselektion zum Beispiel größerer Betriebe auf die Auslandsmärkte, so ist ein einfacher Durchschnittsvergleich der Betriebsgröße in beiden Gruppen natürlich nicht sehr aussagekräftig. Mit Hilfe von Regressionen der Form

$$\ln Y_{it} = \alpha_t + \beta_t \cdot \text{Export}_{it} + \gamma_t X_{it} + u_{it} \quad \text{für } t = 1991, \dots, 2005 \quad (5.1)$$

sollen die Differenzen genauer analysiert werden. Y_{it} ist das jeweils untersuchte Merkmal eines Betriebes, wie beispielsweise die Betriebsgröße

⁵In diesem Abschnitt werden vor allem Unterschiede bei der Größe (Zahl der Beschäftigten und Umsätze) und bei den gezahlten Löhnen betrachtet. Ein immer wieder auftauchender und viel diskutierter Aspekt ist die Produktivität, welche in späteren Abschnitten noch ausführlicher betrachtet wird.

und der Umsatz, die logarithmiert werden, aber auch deren Veränderungsraten können betrachtet werden. Export_{it} ist ein Dummy für den Exportstatus. Er nimmt den Wert 1 an, falls der Betrieb i im Jahr t einen positiven Auslandsumsatz aufweist. Im Vektor X_{it} können verschiedene weitere Einflussgrößen berücksichtigt werden. In den vorliegenden Analysen werden dazu regionale und Industriedummies (WZ4-Steller), die logarithmierte Betriebsgröße, Abweichungen vom lokalen Lohnniveau und der Anteil der Arbeiter an allen Beschäftigten eines Betriebes sowie ein Indikator für die Zugehörigkeit zu einem Mehrbetriebsunternehmen verwendet. Aus dem Koeffizienten β der Dummyvariable für exportierende Betriebe lässt sich gemäß $100 \cdot (\exp(\beta_t) - 1)$ die prozentuale Differenz zwischen exportierenden und nichtexportierenden Betrieben im Jahr t hinsichtlich des betrachteten Merkmals unter Kontrolle der Merkmale in X_{it} ermitteln.

Die Ergebnisse dieser Regressionen (s. Tab. 5.2) erlauben nun deutlich aussagekräftigere Vergleiche zwischen exportierenden und nichtexportierenden Betrieben, da hier andere Einflussgrößen berücksichtigt werden. Nach den Ergebnissen der jährlichen Querschnittsregressionen haben exportierende Betriebe unter sonst gleichen Bedingungen (Branche, Region etc.) mindestens zwei Drittel mehr Beschäftigte als nichtexportierende und dieser Unterschied ist über die Zeit sehr stabil. Sollen also Kennzahlen zwischen Exporteuren und Nichtexporteuren verglichen werden, ist unbedingt auch auf die Betriebsgröße zu kontrollieren, was in den anderen Regressionen getan wurde.

Das mittlere Einkommen der bei einem Exporteur beschäftigten Arbeiter und Angestellten ist in den meisten Jahren etwa 6 bis 8 Prozent höher als bei vergleichbaren Nichtexporteuren. Dieser Einkommensunterschied weist eine wachsende Tendenz auf. Beschäftigte bei Exporteuren verdienen demnach nicht nur besser als Beschäftigte bei einem Nichtexporteur, weil erstere größer sind.

Wenig überraschend erwirtschaften exportierende Betriebe auch deutlich mehr an Umsatz als vergleichbare nichtexportierende Betriebe. Der Unterschied ist in allen Jahren positiv und wächst von 14% im Jahr

Tabelle 5.2.: Exportprämien (Querschnitt)

Jahr	Querschnittsregressionen			
	Größe	Lohn	Umsatz	Inlandsumsatz
1991	0,837*** (0,058)	0,026 (0,018)	0,134*** (0,041)	-0,052 (0,043)
1992	0,673*** (0,055)	0,020 (0,024)	0,099** (0,043)	-0,085* (0,045)
1993	0,588*** (0,055)	0,048** (0,022)	0,130*** (0,043)	-0,081* (0,047)
1994	0,663*** (0,056)	0,057** (0,028)	0,153*** (0,041)	-0,059 (0,043)
1995	0,589*** (0,059)	0,062*** (0,018)	0,122*** (0,039)	-0,118*** (0,043)
1996	0,533*** (0,059)	0,054*** (0,017)	0,167*** (0,038)	-0,066 (0,043)
1997	0,571*** (0,058)	0,100*** (0,018)	0,280*** (0,042)	0,022 (0,046)
1998	0,507*** (0,057)	0,057*** (0,016)	0,299*** (0,041)	0,077* (0,044)
1999	0,546*** (0,057)	0,063*** (0,016)	0,290*** (0,044)	0,043 (0,047)
2000	0,575*** (0,057)	0,062*** (0,019)	0,298*** (0,038)	0,019 (0,042)
2001	0,639*** (0,055)	0,061*** (0,017)	0,306*** (0,037)	0,037 (0,041)
2002	0,632*** (0,054)	0,078*** (0,017)	0,308*** (0,039)	0,029 (0,042)
2003	0,580*** (0,055)	0,083*** (0,017)	0,311*** (0,038)	0,020 (0,041)
2004	0,596*** (0,057)	0,079*** (0,020)	0,364*** (0,040)	0,035 (0,046)
2005	0,573*** (0,058)	0,090*** (0,019)	0,346*** (0,039)	0,029 (0,046)

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

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

1991 auf über 40% 2005. Doch setzen diese Betriebe wirklich mehr ab, oder wird lediglich ein Teils des Absatzes verlagert und das Bild durch höhere erzielbare Preise auf den Auslandsmärkten verzerrt? Dazu gibt der Vergleich des Inlandsumsatzes Auskunft. Demnach könnte höchst-

ten in den ersten Jahren von solch einem Verhalten gesprochen werden, ab Mitte der 90er Jahre gibt es keinen signifikanten Unterschied beim Inlandsumsatz mehr.

Zur Kontrolle der Querschnittsergebnisse bieten sich verschiedene Panelverfahren (s. Tab. 5.3) an. Dazu wird angenommen, dass die Steigungsparameter β_t und γ_t konstant über die Zeit sind. Verschiedene Regressionskonstanten für die Jahre werden durch Einbeziehung von Jahresdummies ermöglicht. Pooled OLS ignoriert mögliche zeitliche Korrelationen der wiederholten Beobachtungen. Vorteil ist jedoch eine wesentlich größere Datengrundlage gegenüber Querschnittsregressionen und die Möglichkeit der Kontrolle auf zeitliche Schocks, die alle Betriebe in einem Jahr gleichmäßig betreffen. Fixed Effects kontrolliert zusätzlich auf mögliche unbeobachtete Heterogenität, indem die Ausprägungen der Merkmale eines Jahres um ihren zeitlichen Mittelwert bereinigt werden. Nicht zu beobachtende Eigenschaften, die zeitlich konstant sind, werden somit eliminiert, jedoch auch andere unveränderliche Einflussgrößen.

Neben diesen beiden Standardmodellen wird auch ein dynamisches Panelmodell mittels *General Method of Moments*⁶ geschätzt. Hintergrund ist die Vermutung, dass viele der Eigenschaften eines Betriebes ein gewisses Beharrungsverhalten aufweisen, also nicht in jeder Periode völlig neu über die Ausprägung entschieden wird, sondern die Ausprägungen in der Vergangenheit hier ebenfalls einen Einfluss ausüben. Dies könnte beispielsweise durch langfristig Verträge erklärt werden.

Nicht nur werden drei verschiedene Panelverfahren verwendet, sondern diese auch auf verschiedene Zeitperioden bezogen. Aus den Ergebnissen der Querschnittsregressionen ist ersichtlich, dass die Koeffizienten in den ersten Jahren deutlich von den Werten in späteren Jahren abweichen können. Auch scheinen hier größere Sprünge auf eine höhere Unzuverlässigkeit hinzudeuten. Da Panelmodelle i.A. jedoch von der Konstanz der Koeffizienten ausgehen, werden alle Verfahren sowohl für die gesamte Beobachtungszeit also auch für die Jahre 1995 bis 2005 berechnet.

⁶Siehe Arellano u. Bond (1991). In Abschnitt 5.5.2 wird dieses Verfahren in Anwendung auf eine binäre abhängige Variable noch genauer beschrieben.

Tabelle 5.3.: Exportprämien (Panel)

	Größe	Lohn	Umsatz	Inlandsumsatz
	1991-2005			
Pooled OLS	0,625*** (0,036)	0,061*** (0,008)	0,259*** (0,024)	0,009 (0,027)
Fixed Effects	0,136*** (0,009)	0,037*** (0,006)	0,144*** (0,011)	0,025** (0,011)
GMM	0,036*** (0,012)	0,020*** (0,007)	0,052*** (0,013)	-0,001 (0,014)
	1995-2005			
Pooled OLS	0,591*** (0,041)	0,070*** (0,010)	0,313*** (0,027)	0,042 (0,030)
Fixed Effects	0,080*** (0,010)	0,025*** (0,005)	0,101*** (0,012)	-0,013 (0,013)
GMM	0,000 (0,013)	0,017*** (0,005)	0,063*** (0,014)	0,008 (0,016)

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Angegeben sind die Koeffizienten des Exportindikators sowie seine Standardabweichung, die bei POLS robust geschätzt wird wegen möglicher Korrelation der Residuen eines Betriebes. Kontrollvariablen wie im Text beschrieben. ***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau. In den dynamischen Modellen kann mit Ausnahme des Lohnes jeweils die Autoregression zweiter Ordnung der Residuen auf dem 5%-Niveau abgelehnt werden.

In den meisten Fällen sind die Ergebnisse des Fixed Effects kleiner als die des Pooled OLS, was auch zu erwarten⁷ ist, wenn unbeobachtete Effekte tatsächlich eine Rolle spielen. Noch kleiner sind i.A. die Ergebnisse des dynamischen Modells, da hier weitere mögliche Korrelationen zwischen erklärenden Variablen und Störgrößen eliminiert wurden. Für dieses Modell spricht ebenfalls, das in jedem Fall der verzögerte Wert der abhängigen Variable hochsignifikant⁸ ist, so dass ein gewisses Verharrungsverhalten wahrscheinlich ist.

⁷Das FE fügt die unbeobachteten Eigenschaften c_i additiv in die Modellgleichung 5.1 ein. Bei Pooled OLS werden diese in den Fehlerterm verschoben und Korrelationen zwischen erklärenden Variablen und unbeobachteten Effekten übertragen sich auf die Störgröße. Damit werden Koeffizienten entsprechend verzerrt.

⁸Hochsignifikant bedeutet im Folgenden, das die Nullhypothese (der entsprechende Koeffizient ist gleich Null) unter einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% abgelehnt werden kann. Signifikanz bedeutet dementsprechend die Ablehnung unter einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%, während bei schwacher Signifikanz eine Ablehnung lediglich bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% möglich ist. Ist eine Ablehnung auch im letzten Fall nicht möglich, so werden diese Koeffizienten als nichtsignifikant bezeichnet.

Bei der Größe der Betriebe reduziert bereits das FE den Effekt der Exporttätigkeit deutlich, ebenso die Beschränkung auf die späteren Jahre. Das dynamische Modell ermittelt für die gesamte Zeit noch einmal einen deutlich kleineren Einfluss, für die Jahre 1995 bis 2005 sogar gar keinen mehr. Wird also zusätzlich zu den anderen Kontrollvariablen auch auf die Betriebsgröße im vergangenen Jahr kontrolliert, so hat die Exporttätigkeit keinen Einfluss mehr auf die Betriebsgröße in diesem Jahr.

Auch der Unterschied bei den Löhnen wird durch FE wesentlich geringer eingeschätzt, liegt aber immer noch bei etwa der Hälfte (3 bis 4 Prozent) des Ergebnisses aus den Querschnittsregressionen. GMM schätzt den Einfluss wiederum noch kleiner, ist jedoch nur mit Vorsicht zu interpretieren, da hier die aus den Annahmen des GMM folgende Bedingung, dass die Residuen zwar autokorreliert erster Ordnung sind, jedoch keine Autokorrelation zweiter Ordnung vorliegen darf, verletzt wird. Dies deutet darauf hin, dass neben der verzögerten abhängigen Variable weitere erklärende Variablen nicht strikt exogen sind und so die Schätzung verfälscht sein könnte.

Bei den Umsätzen bietet sich ein ähnliches Bild. FE ergibt kleinere Ergebnisse als Pooled OLS und GMM wiederum kleinere als FE. Nach dem dynamischen Modell hätten Exporteure lediglich einen um etwa 6% höheren Umsatz als vergleichbare nichtexportierende Betriebe. Bei den Inlandsumsätzen ergibt lediglich Fixed Effects für alle Jahre einen auf dem 5%-Niveau signifikanten Effekt. Das dynamische Modell ergibt für beide Zeitintervalle Effekte nahe Null. Demnach haben exportierende und nichtexportierende Betriebe unter sonst gleichen Bedingungen einen identischen Inlandsumsatz, Exporte sind also echter Umsatzzuwachs, nicht Verlagerung des Inlandsabsatzes auf andere Märkte.

5.3.2. Unterschiede in der Dynamik

Neben den momentanen Niveaus der Betriebseigenschaften sind auch Auswirkungen auf die Entwicklungsgeschwindigkeit denkbar. Wachsen bei Exporteuren die Löhne vielleicht schneller? Oder unterscheiden sie

sich in ihrer Personalstruktur von nichtexportierenden Betrieben, so dass der Durchschnittslohn deshalb höher ist? Bieten Außenhandelsgeschäfte ein höheres Potential für Umsatzwachstum? Um diese Frage zu beantworten werden wiederum Querschnittsregressionen verwendet, im Gegensatz zu Modell 5.1 wird jedoch jeweils die Wachstumsrate auf die Niveaus der erklärenden Variablen im Ausgangsjahr regressiert:

$$\Delta^* \ln Y_{it} = \ln Y_{i,t+1} - \ln Y_{it} = \alpha_t + \beta_t \cdot \text{Export}_{it} + \gamma_t X_{it} + u_{it} \quad (5.2)$$

Die Ergebnisse für den Koeffizienten des Exportindikators dieser Querschnittsregressionen sind in Tabelle 5.4 aufgeführt.

Die Wachstumsraten von Exporteuren und Nichtexporteuren unterscheiden sich nach diesen Ergebnissen nur selten signifikant voneinander. Zu Beginn der 90er Jahre scheinen exportierende Betriebe deutlich stärker zu Beschäftigungsabbau gezwungen zu sein als nichtexportierende Betriebe. Bedeutet dies, dass Arbeitsplätze bei Exporteuren doch nicht sicherer sind? Nicht zwangsläufig, da hier nur weiterbestehende Betriebe betrachtet werden und gerade in diesen Jahren die Betriebsfluktuationen ebenfalls eine große Rolle in der Beschäftigungsentwicklung spielten. Ab 1997 sind die Koeffizienten positiv, jedoch nur selten signifikant verschieden von Null.

Die Exporteffekte auf die Wachstumsraten des Umsatzes und des Inlandsumsatzes sind ab Mitte der 90er Jahre durchweg positiv, jedoch meist ebenfalls nicht signifikant. Das Jahr 1997 fällt hier immer wieder etwas aus dem Rahmen und weist von den anderen Jahren abweichende starke Effekte auf. Woran dies liegt kann nur schwer beantwortet werden, da über einzelne Betriebe, die eventuell neu hinzukommen oder ihren Status wechseln, keine Informationen zu erhalten sind.

Der Exportstatus wirkt sich anscheinend eher negativ auf die Lohnentwicklung aus, auch wenn hier ebenfalls nur selten signifikante Effekte beobachtet werden. Die fehlende Signifikanz könnte aber auch durch die Verwendung einer großen Zahl an Wirtschaftszweigindikatoren verursacht werden, wodurch die Zahl der Freiheitsgrade der Regression deut-

Tabelle 5.4.: Exportprämien bei Wachstumsraten(Querschnitt)

Jahr	Querschnittsregressionen			
	Größe	Lohn	Umsatz	Inlandsumsatz
1991	-0,124*** (0,028)	-0,031 (0,025)	-0,102*** (0,034)	-0,071** (0,033)
1992	-0,082*** (0,026)	-0,006 (0,023)	-0,041 (0,030)	-0,044 (0,031)
1993	-0,115*** (0,030)	0,032 (0,028)	0,006 (0,026)	0,001 (0,030)
1994	0,004 (0,021)	0,005 (0,016)	-0,005 (0,025)	-0,009 (0,026)
1995	-0,011 (0,015)	-0,013 (0,011)	-0,027 (0,023)	-0,038 (0,024)
1996	-0,002 (0,018)	-0,013 (0,014)	0,034 (0,022)	0,026 (0,022)
1997	0,007 (0,014)	-0,040*** (0,014)	0,072*** (0,021)	0,084*** (0,023)
1998	0,002 (0,015)	0,014 (0,010)	0,023 (0,020)	0,022 (0,022)
1999	0,028 (0,018)	-0,017 (0,013)	0,032 (0,023)	0,017 (0,024)
2000	0,025 (0,013)	-0,005 (0,011)	0,026 (0,020)	0,029 (0,021)
2001	0,015 (0,016)	0,009 (0,011)	0,031 (0,022)	0,014 (0,023)
2002	0,018 (0,014)	-0,009 (0,011)	-0,007 (0,020)	0,011 (0,022)
2003	0,025 (0,017)	-0,034** (0,015)	0,009 (0,023)	0,018 (0,030)
2004	0,040*** (0,012)	-0,009 (0,009)	0,035* (0,018)	0,039* (0,020)

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

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

lich verringert wird. Auch wenn diese Indikatoren oft keine signifikanten Koeffizienten aufweisen, wäre es sehr schwierig, diese nach und nach zu eliminieren, da es einerseits für jedes Jahr ein anderes Vorgehen erforderte und die Anzahl doch sehr groß ist und so einen enormen Aufwand bedeuten würde.

Wie schon bei den Niveauregressionen sollen die Ergebnisse der Querschnittsregressionen auch hier mit denen von Panelverfahren (s. Tab. 5.5) verglichen werden. Wiederum liefern diese Verfahren teilweise deutlich andere Ergebnisse, teilweise sogar mit entgegengesetztem Vorzeichen.

Tabelle 5.5.: Exportprämien bei Wachstumsraten (Panel)

	Größe	Lohn	Umsatz	Inlandsumsatz
1991-2005				
Pooled OLS	-0,015*** (0,006)	-0,009** (0,004)	0,003 (0,007)	0,005 (0,007)
Fixed Effects	-0,021** (0,008)	-0,015** (0,007)	-0,030*** (0,011)	-0,003 (0,012)
GMM	-0,001 (0,014)	-0,013 (0,010)	-0,043** (0,019)	0,003 (0,020)
1995-2005				
Pooled OLS	0,015*** (0,005)	-0,012*** (0,003)	0,020*** (0,007)	0,020*** (0,007)
Fixed Effects	0,007 (0,009)	-0,029*** (0,007)	-0,029** (0,013)	-0,003 (0,015)
GMM	0,014 (0,011)	-0,026*** (0,007)	-0,032* (0,019)	0,014 (0,021)

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Angegeben sind die Koeffizienten des Exportindikators sowie seine Standardabweichung. Kontrollvariablen wie im Text beschrieben. ***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau. In den dynamischen Modellen kann jeweils die Autoregression zweiter Ordnung der Residuen auf dem 5%-Niveau abgelehnt werden.

Bei der Beschäftigungsentwicklung findet sich der Vorzeichenwechsel auch in den Panelmodellen wieder. Werden alle Jahre einbezogen, so ergeben sich negative Effekte, werden nur die Jahre 1995 bis 2005 berücksichtigt, so werden positive Effekte der Exporttätigkeit ermittelt. Andererseits sind diese Effekte auch nur im relativ unzuverlässigen Pooled OLS und bei FE mit allen Jahren signifikant auf einem sinnvollen Niveau.

Von größerem Aussagewert sind die Ergebnisse der Lohnentwicklung. Anscheinend stehen Exporteure unter besonderem Kostendruck und versuchen Einsparpotentiale bei den Löhnen und Gehältern der Beschäftig-

ten verstärkt zu erschließen. Für die Jahre 1995 bis 2005 schätzt bereits Pooled OLS, dass die Exporteure geringere Lohnsteigerungen aufweisen. Bei Fixed Effects und dynamischem Ansatz ist dieser Effekt betragsmäßig noch deutlich größer und hochsignifikant.

Bei der Umsatzentwicklung zeigen sich ebenfalls eher negative Vorzeichen. Gerade also bei den Eigenschaften (Umsatz und Löhne), bei denen Niveauvorteile für die Exporteure festgestellt wurden, zeigen diese eine geringere Wachstumsrate als nichtexportierende Betriebe. Das heißt aber nicht unbedingt, dass der Abstand zwischen den Gruppen sinken muss, denn Selektionsprozesse könnten den Abstand erhalten oder sogar noch ausbauen.

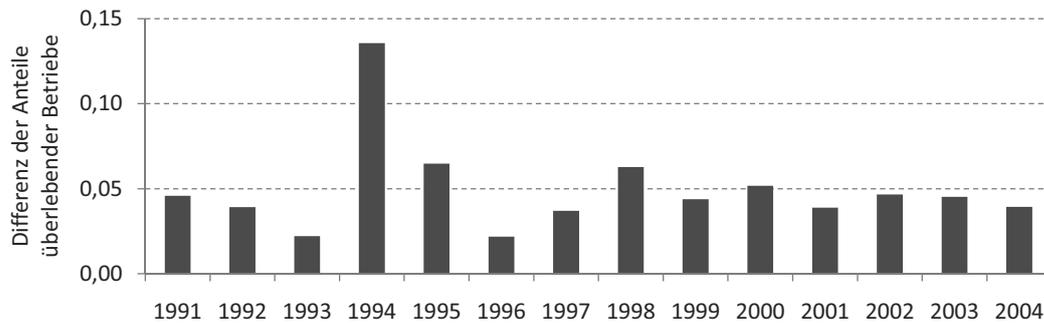
Ein ähnliches Phänomen kann bei den dynamischen Panelmodellen beobachtet werden. Für die Niveaus der jeweils untersuchten Betriebseigenschaften weisen die Werte der Vorperiode einen positiven und hochsignifikanten Koeffizienten auf, ein größerer Wert im Vorjahr begünstigt also ein gutes Abschneiden in der gegenwärtigen Periode. Bei den Wachstumsraten sind die Koeffizienten der verzögerten abhängigen Variable jedoch negativ und größtenteils ebenfalls hochsignifikant. Eine besonders gute Entwicklung in einer Periode führt also eher zu einer unterdurchschnittlichen Entwicklung in der Folgeperiode. Dies stellt sicher, dass sich die Betriebe nicht zu sehr auseinanderentwickeln, sondern es immer eine Konvergenz auf einen langfristigen Entwicklungspfad gibt.

5.3.3. Überlebenswahrscheinlichkeit

Unter Kontrolle weiterer Einflüsse relativieren sich demnach die in deskriptiven Vergleichen oft gefundenen Unterschiede und verschwinden oft sogar gänzlich. So konnte zum Beispiel bei der Arbeitsplatzsicherheit, also der Wachstumsrate der Beschäftigung eines Betriebes, unter Kontrolle unbeobachteter Heterogenität kein Unterschied mehr zwischen Exporteuren und Nichtexporteuren gefunden werden. Dies betrifft jedoch nur die weiterbestehenden Betriebe. Hat der Export durch breitere

Streuung des Absatzes eventuell positive Auswirkungen auf die Überlebenswahrscheinlichkeiten eines Betriebes? Auf den ersten Blick scheint dies zu stimmen.

Abbildung 5.1.: Vergleich der Überlebenswahrscheinlichkeiten



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Differenz der Anteile von Betrieben, die im folgenden Jahr weiter melden, zwischen Exporteuren und Nichtexporteuren.

Abbildung 5.1 zeigt die Differenz der Überlebenswahrscheinlichkeiten von Exporteuren und Nichtexporteuren in einem Jahr. Betriebe mit Auslandsgeschäften zeigen dabei stets die höheren Werte und der Anteil der überlebenden Betriebe ist im Schnitt etwa 4 bis 5 Prozentpunkte größer.

Andererseits haben die Analysen in Tab. 5.1 gezeigt, dass sich beide Gruppen in ihrer Zusammensetzung deutlich unterscheiden. Also sollen auch diese Ergebnisse unter Kontrolle weiterer Einflussgrößen überprüft werden. Dazu werden Probitmodelle geschätzt, deren abhängige Variable das Überleben bzw. Nichtüberleben von einem Jahr zum folgenden ist. Kontrolliert wird auf Betriebsgröße, Lohnniveau, Arbeiteranteil, Zugehörigkeit zu einem Mehrbetriebsunternehmen sowie auf den Standort im Basisjahr. Die Koeffizienten der Exporttätigkeit sind zunächst negativ, ab 1994 aber fast durchgehend größer als Null, jedoch nur sehr selten signifikant auf einem sinnvollen Niveau.

Für die Erklärung der Überlebenswahrscheinlichkeit ist vielmehr vor allem die Betriebsgröße mit stets positiven und hochsignifikanten Koeffizienten verantwortlich. Je größer ein Betrieb ist, desto geringer ist demnach die Wahrscheinlichkeit eines Ausscheidens aus dem Betriebspanel

durch Schließung, Schwerpunktsverlagerung oder Wegzug. Und da exportierende Betriebe im Schnitt deutlich größer sind, ist ihre Überlebenswahrscheinlichkeit ebenfalls höher. Auch der Standort (vor allem in den ersten Jahren) und auch die Zugehörigkeit zu einem Mehrbetriebsunternehmen üben deutlichen Einfluss aus.

5.3.4. Fazit

Die in den Mittelwertvergleichen gefundenen Unterschiede, wie sie auch aus aggregierten Daten hervorgehen, müssen auf der Mikroebene relativiert werden, denn sie basieren eher auf den unterschiedlichen Strukturen der beiden Betriebsgruppen. Beim Vergleich ähnlicher exportierender und nichtexportierender Betriebe ergeben sich meist deutlich geringere, zum Teil kaum noch messbare Unterschiede.

Auch die Methodik der Vergleiche spielt hier eine große Rolle. Einfache Querschnittsregressionen ergeben zumeist immer noch deutliche Vorteile für Exporteure, während die Kontrolle unbeobachteter Effekte mittels Fixed Effects oder GMM zu deutlich kleineren Exportprämien führt. Dennoch zahlen Betriebe mit Auslandstätigkeit höhere Löhne und erzielen mehr Umsatz als vergleichbare Betriebe, die ausschließlich auf dem inländischen Markt tätig sind. Exporttätigkeit führt entsprechend zu echtem „Mehrumsatz“, denn beim Inlandsumsatz gibt es keine Unterschiede zwischen den Gruppen. Für die Förderung des Wachstums des BIP und des Verfügbaren Einkommens ist damit die Förderung von Exporten eventuell ein mögliche Option.

Die Vergleiche der Wachstumsraten ergeben, dass die Löhne nach Kontrolle weiterer Betriebseigenschaften bei Exporteuren weniger stark wachsen als bei Nichtexporteuren. Dies spricht dafür, dass die Exportprämien mit der Zeit geringer werden. Und auch bei den Umsätzen ist mit ähnlichem zu rechnen. Andererseits können Betriebe auch zwischen beiden Gruppen wechseln. Gibt es einen Selbstselektionsprozess der *besseren* Betriebe in den Export, so könnten die Niveauunterschiede durch-

aus erhalten bleiben oder gar noch wachsen, obwohl Exporteure hier niedrigere Wachstumsraten aufweisen.

Ebenfalls relativieren muss man die Annahme, dass exportierende Betriebe eine höhere Überlebenswahrscheinlichkeit aufweisen. Auch hier können die aus aggregierten Daten beobachteten Unterschiede durch unterschiedliche Zusammensetzungen der beiden Gruppen erklärt werden. Vergleichbare Betriebe weisen dagegen eine sehr ähnliche Wahrscheinlichkeit auf, auch im folgenden Jahr noch im Panel enthalten zu sein. Verbessert werden könnte diese Analyse zum Einen dadurch, dass Daten für ganz Deutschland benutzt werden, so dass zumindest der Einfluss von Weg- und Zuzügen minimiert wird. Zum Anderen wären hier auch adäquatere Methoden der Survivalanalyse möglich, die jedoch den Rahmen dieser Arbeit sprengen würde.

5.4. Gibt es Lerneffekte durch Exporte?

Eine der wichtigsten Größen für die wirtschaftliche Entwicklung ist die Steigerung der Produktivität der Betriebe. Nur die kontinuierliche Steigerung der Effizienz des Einsatzes der Inputfaktoren kann die langfristige Konkurrenzfähigkeit sichern.

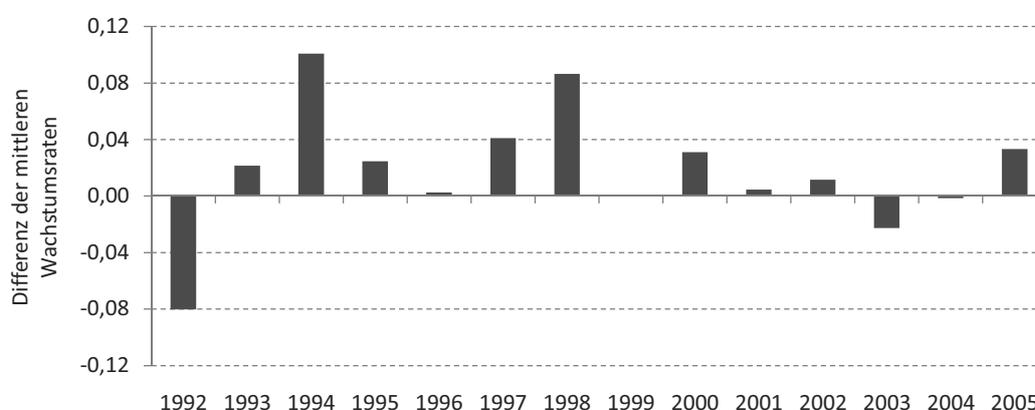
Wie bereits erwähnt, werden in der Literatur immer wieder zwei Hypothesen angeführt, die zu unterschiedlichen Produktivitätsniveaus bei exportierenden und nichtexportierenden Betrieben führen können. Laut der Selektionshypothese beruhen diese Unterschiede lediglich auf einem Auswahlprozess, nachdem die produktiveren Betriebe mit einer höheren Wahrscheinlichkeit zu exportieren beginnen. Diese Hypothese kann Niveauunterschiede erklären, aber keine Unterschiede in den Entwicklungsgeschwindigkeiten. Weisen exportierende Betriebe höhere Wachstumsraten bei der Produktivität auf, so könnten diese als Beleg für die Lernhypothese ausgelegt werden:

If trade improves productivity by increasing learning at individual firms, we would expect firms involved in interntio-

*nal trade to learn more and thus display faster productivity growth.*⁹

Die Mittelwertvergleiche in Tab. 5.1 haben gezeigt, dass Mitarbeiter in exportierenden Betrieben deutlich mehr an Umsatz erwirtschaften¹⁰. Auch was das Wachstum betrifft, scheinen exportierende Betriebe im Vorteil zu sein, wie Abbildung 5.2 zeigt.

Abbildung 5.2.: Exportvorteil bei Produktivitätswachstum



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Differenz der mittleren Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität.

In fast allen Jahren zeigen demnach exportierende Betriebe eine höhere mittlere Wachstumsgeschwindigkeit. Lediglich zu Beginn (von 1991 auf 1992, angegeben ist das Wachstum gegenüber dem Vorjahr) und in den Jahren 2003 und 2004 zeigen sich andere Ergebnisse. Die starke Abweichung zu Beginn ist sicherlich durch die anfänglichen starken Einbrüche bei den Ostexporteuren zu erklären, während die geringeren Wachstumsraten zu Beginn des neuen Jahrtausends Auswirkungen der Krise nach den Terroranschlägen des 11. Septembers 2001 sein könnten.

Doch können diese Vorteile auch unter Kontrolle anderer Betriebseigenschaften bestehen? Und worauf sind sie zurückzuführen? Werden einfach besonders produktive Betriebe Exporteure? Oder hat Exporttätigkeit

⁹Siehe Bernard u. Jensen (1999b, S.11)

¹⁰Die Arbeitsproduktivität als Umsatz pro Mitarbeiter dient hier als Maß der Produktivität eines Betriebes. Aus Ermangelung an Kosten- und Gewinninformationen können keine anderen Maße ermittelt werden.

positive Auswirkungen auf die Produktivitätsentwicklung? Dies soll im Folgenden näher untersucht werden.

5.4.1. Standardansätze

Diese „unbedingten“ Unterschiede, wie sie bisher 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 wiederum Exportprämien mit Hilfe von Regressionen (5.3) der logarithmierten Arbeitsproduktivität auf einen Dummy für die Exporttätigkeit und einer Reihe von Kontrollvariablen ermittelt. Kontrolliert wird zu meist auf den Standort, die Branche, die Betriebsgröße, Indikatoren für die Qualität der Belegschaft und das Jahr.

$$\ln AP_{it} = \alpha + \beta_t \text{Export}_{it} + \gamma_t \mathbf{Kontroll}_{it} + u_{it} \quad (5.3)$$

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 (5.3) 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 betrachteten Jahr, so ergeben sich Exportprämien für die Wachstumsraten. Da in diesem Fall zwei Jahre betrachtet werden, ergeben sich für die Exporttätigkeiten eines Betriebes mehr als nur zwei Zustände. Daher werden weitere

Dummyvariablen definiert:

$$\text{Start}_{it} = 1 \text{ wenn } \text{Export}_{it} = 0 \text{ und } \text{Export}_{i,t+1} = 1 \quad (5.4)$$

$$\text{Beide}_{it} = 1 \text{ wenn } \text{Export}_{it} = 1 \text{ und } \text{Export}_{i,t+1} = 1 \quad (5.5)$$

$$\text{Stopp}_{it} = 1 \text{ wenn } \text{Export}_{it} = 1 \text{ und } \text{Export}_{i,t+1} = 0 \quad (5.6)$$

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

$$\begin{aligned} \Delta^* \ln AP_{it} &= \ln AP_{i,t+1} - \ln AP_{it} \\ &= \alpha + \beta_{1t} \text{Start}_{it} + \beta_{2t} \text{Beide}_{it} + \beta_{3t} \text{Stopp}_{it} \\ &\quad + \gamma_t \mathbf{Kontroll}_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (5.7)$$

Aus den Koeffizienten β_j , $j = 1, 2, 3$ 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 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:

$$\begin{aligned} \ln AP_{it} &= \alpha + \beta_{1t} \text{Start}_{it} + \beta_{2t} \text{Beide}_{it} \\ &\quad + \beta_{3t} \text{Stopp}_{it} + \gamma_t \mathbf{Kontroll}_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (5.8)$$

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 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 vergleicht dann die Produktivität in $t - 3$ zwischen Betrieben, die in t exportieren und solchen, die dies nicht tun:

$$\ln AP_{i,t-3} = \alpha + \beta_t \text{Export}_{it} + \gamma_t \mathbf{Kontroll}_{it} + u_{it} \quad (5.9)$$

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:

$$\begin{aligned} \Delta^{(-3)} \ln AP &= \ln AP_{i,t-1} - \ln AP_{i,t-3} \\ &= \alpha + \beta_t \text{Export}_{it} + \gamma_t \mathbf{Kontroll}_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (5.10)$$

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:

$$\ln AP_{i,t+3} = \alpha + \beta \text{Export}_{it} + \gamma_t \mathbf{Kontroll}_{it} + u_{it} \quad (5.11)$$

$$\begin{aligned}\Delta^{(+3)}AP &= \ln AP_{i,t+3} - \ln AP_{i,t+1} \\ &= \alpha + \beta_t \text{Export}_{it} + \gamma_t \mathbf{Kontroll}_{it} + u_{it}\end{aligned}\tag{5.12}$$

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. Zudem sollten auch unbeobachtete Effekte berücksichtigt werden, was mit Paneldaten durchaus möglich ist.

5.4.2. Neue Ansätze

Wie schon bei den anderen Betriebseigenschaften in Abschnitt 5.3 werden auch hier die in den Querschnitten gefundenen Unterschiede für die Modelle (5.3 und 5.7) mit Hilfe von Panelmethoden überprüft, die die unbeobachtete Heterogenität berücksichtigen.

Aufschlussreicher wäre allerdings eine Analyse, ob die Aufnahme von Exportgeschäften die Betriebsentwicklung beeinflusst, ob sich dadurch also die Wachstumsrate verändert. In diesem Falle würde Modell (5.7) in der Art angepasst, dass die erklärte Größe nicht die Wachstumsrate ist, sondern die Differenz der aktuellen Wachstumsrate und derjenigen der Vorperiode ist:

$$\begin{aligned}\Delta^{*2} \ln AP_{it} &= \Delta^* \ln AP_{it} - \Delta^* \ln AP_{i,t-1} \\ &= (\ln AP_{i,t+1} - \ln AP_{it}) - (\ln AP_{it} - \ln AP_{i,t-1}) \\ &= \alpha + \beta_{1t} \text{Start}_{it} + \beta_{2t} \text{Beide}_{it} + \beta_{3t} \text{Stopp}_{it} \\ &\quad + \gamma_t \mathbf{Kontroll}_{it} + u_{it}\end{aligned}\tag{5.13}$$

mit $\Delta^* \ln AP_{it} = \ln AP_{i,t+1} - \ln AP_{it}$. Sollten Lerneffekte durch Exporte auftreten, so sollte sich die Wachstumsrate der Produktivität vergrößern gegenüber der Wachstumsrate vor der Aufnahme von Exporten. Gibt es keine Lerneffekte, so müsste es lediglich die normalen Schwankungen in der Wachstumsrate geben, die es auch bei Nichtexporteuren gibt und demzufolge müsste β_j den Wert Null annehmen. Da allerdings in die

Periode t bis $t + 1$ gerade auch der zusätzliche Umsatz aus Exporten dazukommt (Starter) beziehungsweise wegfällt (Stopper), könnten diese Ergebnisse verzerrt werden. Daher wird zur Kontrolle auch folgendes Modell gerechnet, welches die Differenz aus Wachstumsrate vor und nach Exportbeginn bzw. -stopp als abhängige Variable enthält. Damit sollen Simultanitätsprobleme vermieden werden.

$$\begin{aligned}
 \Delta^{**2} \ln AP_{it} &= \Delta^* \ln AP_{i,t+1} - \Delta^* \ln AP_{i,t-1} \\
 &= (\ln AP_{i,t+2} - \ln AP_{i,t+1}) - (\ln AP_{it} - \ln AP_{i,t-1}) \\
 &= \alpha + \beta_1 \text{Start}_{it} + \beta_2 \text{Beide}_{it} + \beta_3 \text{Stopp}_{it} \\
 &\quad + \gamma_t \mathbf{Kontroll}_{it} + u_{it}
 \end{aligned} \tag{5.14}$$

Nachteil dieser Vorgehensweise ist, dass hier vor allem die Koeffizienten von Exportstartern und -stoppern von Bedeutung sind, deren Zahl jedoch relativ gering ist. Bei durchgehend exportierenden Betrieben sollte sich selbst unter Annahme von Lerneffekten hier kein Unterschied gegenüber nichtexportierenden Betrieben ergeben.

Eine weitere Analysemöglichkeit bietet der First-Difference¹¹ Ansatz. Ausgehend vom Standardmodell¹²

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

wird die Vorperiode vom Modell subtrahiert:

$$\Delta \ln AP_{it} = \beta \Delta \text{Export}_{it} + \gamma \Delta \mathbf{Kontroll}_{it} + \Delta u_{it} \tag{5.15}$$

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, denn Änderungen in den erklärenden Variablen,

¹¹Dieses Vorgehen ist ganz ähnlich der Methode des *Difference-in-Differences* aus der Treatment-analyse, die oft zur Evaluation von politischen Programmen und Maßnahmen verwendet wird.

¹²Mit der zusätzlichen Annahme, dass Steigungsparameter konstant über die Zeit sind. D.h. $\beta_t = \beta$ und $\gamma_t = \gamma$ für alle t .

die beispielsweise durch die Aufnahme von Auslandsgeschäften hervorgerufen werden, dienen hier zu Erklärung der Wachstumsgeschwindigkeit.

Dabei kann ΔExport_{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,
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 nicht-exportierenden 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:

$$\begin{aligned} \Delta \ln AP_{it} = & \beta_1 \text{Start}_{i,t-1} + \beta_2 \text{Beide}_{i,t-1} + \beta_3 \text{Stopp}_{i,t-1} \\ & + \gamma \Delta \mathbf{Kontroll}_{it} + \Delta u_{it} \end{aligned} \quad (5.16)$$

Mit $\beta_1 = \beta$, $\beta_3 = -\beta$ und $\beta_2 = 0$ ist das Modell (5.15) auch in (5.16) enthalten, ist dafür aber wesentlich flexibler. Im Gegensatz zu Modell (5.7) 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, Beide und Stopp entsprechen den in den Gleichungen (5.4 - 5.6) 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 (5.7) 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. Damit entfällt der Vorteil der Elimination eventueller unbeobachteter Effekte durch die Differenzenbildung. Gibt es jedoch tatsächlich eine langfristige Konvergenz zu einem mittleren Niveau, so sollte die Wachstumsgeschwindigkeit auch vom Ausgangsniveau abhängen.

5.4.3. Ergebnisse

Zunächst soll untersucht werden, ob die Unterschiede in der Arbeitsproduktivität zwischen Betrieben mit und ohne Außenhandel einer genaueren Überprüfung standhalten (Tab. 5.6). In der zweiten Spalte (Modell 5.3) 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 5.9) bzw. drei Jahre in der Zukunft (Modell 5.11) 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.

Tabelle 5.6.: 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 Wirtschaftszweigdummy (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.

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 Da-

tensatz 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. Beim Vergleich der Produktivität drei Jahre vor dem Exportbeginn gibt es kein eindeutiges Bild, die Koeffizienten besitzen verschiedene Vorzeichen. Demnach scheint es nicht so zu sein, dass Exportstarter bereits lange vor der Aufnahme von Auslandsgeschäften deutlich produktiver waren als Betriebe, die weiterhin auf den Heimatmarkt beschränkt bleiben.

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 für Lerneffekte sprechen.

Weitere Aufschlüsse könnten die Ergebnisse der Vergleiche der Wachstumsraten in Tab. 5.7 geben. Wiederum erfolgt der Vergleich in der zweiten Spalte über alle Betriebe (Modell 5.7) und in Spalten drei und vier nur zwischen Exportstartern und Nichtexporteuren (Modelle 5.10 und 5.12).

Exporteure weisen demnach 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 wiederum Nachwirkungen der Terroranschläge sein, die vor allem Exportunternehmen getroffen haben.

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. Also selbst wenn man die gegebenen Daten als Totalerhebung und die ermittelten Koeffizienten als „wahre“ Werte betrachten würde, könnten hier kaum sinnvolle Aussagen getroffen werden. Wird die Krise nach 2001 mit in Betracht gezogen, könnte jedoch vermutet werden, dass

Tabelle 5.7.: Unterschiede im Produktivitätswachstum

Abhängige Variable:	$\Delta^* \ln AP_{it}$	$\Delta^{(-3)} \ln AP$	$\Delta^{(+3)} \ln AP$
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), 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.

das Wachstum eher größer ist als bei Nichtexporteuren. Dies sollte mit einer wesentlich größeren Datenbasis überprüft werden.

Untersucht wurde ebenfalls, ob Exportstarter besonders produktiv sind

Tabelle 5.8.: Arbeitsproduktivität bei Exportstartern und -stoppem

Abhängige Variable: Exportindikator: Jahr	ln AP_{it}		
	Start _{it}	Beide _{it} alle Betriebe	Stopp _{it}
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), 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.

bzw. ob eher unproduktive Exporteure aufhören zu exportieren (Modell 5.8, s. Tab. 5.8).

In allen Jahren signifikant sind lediglich die Koeffizienten des Indikators für Betriebe, die durchgehend exportieren. Betriebe, welche im kom-

menden Jahr erstmals Auslandsgeschäfte tätigen, weisen in fast allen Jahren positive Koeffizienten auf, welche jedoch nur selten signifikant sind. Grund dafür könnte sehr gut die geringe Zahl an Beobachtungen sein. Sollten sich mit mehr Beobachtungen diese Ergebnisse betätigen, 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 nicht signifikante 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 „schlechtesten“ 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.

Die Panelmodelle ergeben ähnliche Abweichungen von den Querschnittsergebnissen, wie sie auch schon im Abschnitt 5.3 beobachtet werden konnten. 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. Die Kontrolle auf den Wert der Vorperiode im dynamischen Panelmodell reduziert den Effekt der Exporttätigkeit auf die Produktivität weiter, er bleibt jedoch trotzdem positiv und hochsignifikant. Damit bestätigt sich also, dass exportierende Betriebe im Schnitt produktiver sind als nichtexportierende.

Etwas anders sehen die Ergebnisse aus, wenn nicht nur auf Exporttätigkeit, sondern auf das Verhalten in der entsprechenden 2-Jahresperiode regressiert wird. Die geschätzten Effekte des Fixed Effects Modells sind

Tabelle 5.9.: Exportprämien bei der Arbeitsproduktivität (Panel)

Abhängige Variable:	ln AP_{it}		ln AP_{it}	
	Export $_{it}$	Start $_{it}$	Beide $_{it}$	Stopp $_{it}$
Zeitraum: 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)
GMM	0,045*** (0,014)	0,055*** (0,021)	0,352*** (0,060)	0,229*** (0,038)
Zeitraum: 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)
GMM	0,053*** (0,016)	0,050** (0,024)	0,364*** (0,076)	0,234*** (0,044)

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. In den dynamischen Modellen kann jeweils die Autoregression zweiter Ordnung der Residuen auf dem 5%-Niveau abgelehnt werden.

wiederum deutlich kleiner als die des POLS, aber trotzdem meist signifikant auf dem 5%-Niveau. Die Koeffizienten des dynamischen Modells sind jedoch größer als die des Fixed Effects Modells, teilweise sogar noch größer als die des Pooled OLS.

Deutlich uneinheitlicher präsentieren sich die geschätzten Effekte der Exporttätigkeit auf die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität. Wird lediglich auf die Exporttätigkeit im Basisjahr regressiert, so ergeben alle drei Modelle für die Periode 1991 bis 2004 keine auf einem sinnvollen Niveau signifikanten Effekte. Werden die ersten Jahre vernachlässigt, so schätzen zumindest Fixed Effects und GMM einen negativen Effekt, d.h. exportierende Betriebe würden sogar ein niedrigeres Wachstumstempo aufweisen. Wird auf das Verhalten in der 2-Jahresperiode kontrolliert, so scheint der Statuswechsel durchaus einen Einfluss zu haben. Die Aufnahme von Auslandsgeschäften scheint mit einem überdurchschnittlichem

Tabelle 5.10.: Exportprämien bei der Entwicklung der Arbeitsproduktivität (Panel)

Abhängige Variable:	$\Delta^* \ln AP_{it}$	$\Delta^* \ln AP_{it}$		
Exportindikator:	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)
GMM	-0,019 (0,018)	0,007 (0,020)	-0,003 (0,024)	-0,017 (0,023)
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)
GMM	-0,029* (0,018)	0,021 (0,021)	0,005 (0,022)	-0,032 (0,024)

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. In den dynamischen Modellen kann jeweils die Autoregression zweiter Ordnung der Residuen auf dem 5%-Niveau abgelehnt werden.

Produktivitätswachstum verbunden zu sein, während die Aufgabe zu einer unterdurchschnittlichen Entwicklung führt. Das dynamische Modell stimmt zwar in den Vorzeichen überein, ergibt jedoch keine signifikanten Ergebnisse. Die durchgehende Exporttätigkeit scheint dagegen kaum einen Einfluss zu haben.

Die bisherigen Befunde sprechen eher für eine Selbstselektion besserer Betriebe in die Auslandsmärkte. Mit den Standardmodellen lassen sich kaum Hinweise auf das Vorhandensein von Lerneffekten finden. Daher soll nun untersucht werden ob sich die Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität durch die Aufnahme bzw. die Aufgabe von Auslandsgeschäften verändert (Modelle 5.13 und 5.14, s. Tab. 5.11).

Zunächst muss wiederum eingeräumt werden, dass es kaum signifikante Koeffizienten für die Indikatoren der Exporttätigkeit gibt. Zudem wech-

Tabelle 5.11.: Entwicklung der Arbeitsproduktivität bei Exportstartern und -stoppem

Abhängige Variable: Indikator:	$\Delta^{*2} \ln AP_{it}$ = $\Delta^* \ln AP_{it} - \Delta^* \ln AP_{i,t-1}$			$\Delta^{**2} \ln AP_{it}$ = $\Delta^* \ln AP_{i,t+1} - \Delta^* \ln AP_{i,t-1}$		
	Start _{it}	Beide _{it}	Stopp _{it}	Start _{it}	Beide _{it}	Stopp _{it}
1992	0,184** (0,083)	0,009 (0,046)	0,204** (0,095)	0,303** (0,087)	0,065 (0,048)	0,035 (0,097)
1993	0,066 (0,081)	0,045 (0,042)	0,238*** (0,084)	0,168** (0,080)	-0,052 (0,041)	-0,081 (0,090)
1994	-0,024 (0,079)	-0,056 (0,037)	-0,023 (0,074)	-0,098 (0,082)	-0,062 (0,039)	-0,116 (0,082)
1995	0,117 (0,085)	0,019 (0,041)	-0,278*** (0,107)	0,063 (0,084)	0,026 (0,040)	0,073 (0,109)
1996	-0,007 (0,088)	0,037 (0,039)	-0,129 (0,099)	-0,079 (0,092)	0,044 (0,039)	-0,077 (0,100)
1997	0,044 (0,094)	0,018 (0,035)	-0,251** (0,114)	-0,007 (0,095)	-0,041 (0,036)	-0,253** (0,116)
1998	-0,082 (0,077)	-0,043 (0,036)	-0,090 (0,088)	-0,049 (0,073)	-0,046 (0,034)	-0,102 (0,085)
1999	0,169** (0,086)	0,011 (0,034)	0,088 (0,092)	0,143* (0,073)	0,014 (0,030)	-0,103 (0,080)
2000	-0,019 (0,069)	0,035 (0,031)	-0,107 (0,083)	-0,093 (0,073)	0,035 (0,033)	-0,075 (0,095)
2001	0,038 (0,076)	0,001 (0,032)	-0,076 (0,080)	-0,118 (0,074)	-0,068** (0,032)	-0,038 (0,078)
2002	0,016 (0,062)	-0,042 (0,031)	-0,027 (0,092)	-0,069 (0,065)	-0,024 (0,033)	-0,009 (0,095)
2003	0,090 (0,074)	-0,015 (0,033)	-0,072 (0,079)	0,087 (0,064)	-0,002 (0,028)	0,028 (0,071)
2004	0,030 (0,073)	-0,012 (0,032)	-0,213*** (0,093)			

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.

seln auch die Vorzeichen der Effekte häufig, so dass auch eine eventuelle Richtung nur schwer anzugeben ist. Eine Befürchtung war, dass sich der zusätzliche Umsatz im Ausland erhöhend auf das Produktivitätsmaß Umsatz pro Mitarbeiter auswirken und so vielleicht eine Verzerrung ergeben würde, wenn die Beschäftigung nur mit einer gewissen Verzö-

gerung angepasst werden oder dadurch bislang ungenutzte Kapazitäten besser genutzt werden könnten. Doch auch bei Exportstartern gibt es keine deutliche Erhöhung der Wachstumsrate, nur in zwei Jahren werden positive und signifikante Effekte gefunden. Zumindest im Vorzeichen stimmen die Effekte eines Ausstiegs aus dem Export zumeist überein.

Gibt es mit dem Betreten eines Auslandsmarktes bzw. beim Austritt aus diesem Strukturanpassungen, so müssen auch diese berücksichtigt werden. Das First Difference Modell (5.16) regressiert dazu die Wachstumsrate der Produktivität auf die Veränderungen in den erklärenden Variablen (s. Tab. 5.12). 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 5.12 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. Zunächst scheint die Befürchtung, durch die Aufnahme der Niveaus wieder Verzerrungen durch unbeobachtete Effekte zu generieren, unbegründet zu sein, denn die Koeffizienten der den Modellen gemeinsamen erklärenden Variablen verändern sich dadurch kaum.

In allen Modellen scheinen Exportstarter ein größeres Produktivitätswachstum aufzuweisen als Nichtexporteure. Auch 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 Betriebsgröße und die 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

Tabelle 5.12.: Modelle mit Berücksichtigung von Anpassungen

Abhängige Variable:	$\Delta \ln AP_{ti}$ = $\ln AP_{it} - \ln AP_{i,t-1}$			
	1992-2005	1995-2005	1992-2005	1995-2005
Jahre:				
Start	0,084*** (0,016)	0,065*** (0,016)	0,081*** (0,016)	0,064*** (0,016)
Beide	0,019*** (0,005)	0,022*** (0,006)	0,019*** (0,006)	0,023*** (0,006)
Stopp	-0,064*** (0,021)	-0,063** (0,026)	-0,068*** (0,021)	-0,064** (0,026)
Δ Beschäftigung	-0,481*** (0,020)	-0,462*** (0,026)	-0,473*** (0,020)	-0,463*** (0,026)
Δ Lohn	$5,5 \cdot 10^7$ * ($1,2 \cdot 10^7$)	$4,7 \cdot 10^7$ *** ($5,4 \cdot 10^8$)	$5,8 \cdot 10^7$ * ($1,3 \cdot 10^7$)	$4,6 \cdot 10^7$ *** ($6,1 \cdot 10^8$)
Δ Anteil Arbeiter	0,112* (0,064)	0,158*** (0,058)	0,115*** (0,064)	0,176*** (0,059)
Δ MBU	0,026 (0,020)	0,015 (0,022)	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)
Jahresdummys	ja	ja	ja	ja
WZ-Dummys	ja	ja	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 Standortdummys. Ebenfalls kontrolliert wurde auf Standortwechsel. ***, **, *: Signifikanz auf 1%-, 5%- bzw. 10%-Niveau.

in diese Richtung, ebenso wie Rationalisierung in Form von Beschäftigungsabbau.

Dagegen scheint das Ausgangsniveau des Lohns keinen Einfluss zu be-

sitzen, sehr wohl aber die anfängliche Betriebsgröße und der Anteil an Arbeitern. Je größer ein Betrieb ist und je höher der Anteil der Arbeiter an seinen Mitarbeitern, desto größer ist das Wachstumspotential.

5.4.4. Fazit

Der deskriptive Vergleich von exportierenden und nichtexportierenden Betrieben bestätigt die Ergebnisse aus anderen Studien, nach denen exportierende Betriebe im Durchschnitt 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, wenn die mittleren Produktivitätsniveaus bzw. Wachstumsraten der Arbeitsproduktivität einander gegenüber gestellt werden. 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, eine höhere mittlere Arbeitsproduktivität aufweist und auch einen höheren Durchschnittslohn zahlt, ohne das die Exporttätigkeit des Betriebes dafür in irgendeiner Weise verantwortlich wäre.

Die Querschnittsanalysen bestätigen ebenfalls für das Verarbeitende Gewerbe in Berlin und Brandenburg, dass exportierende Betriebe produktiver sind als vergleichbare aber nicht exportierende Betriebe. Doch wie kommen diese Unterschiede zustande? Es konnte nicht gezeigt werden, dass Exportstarter bereits drei Jahre zuvor deutlich produktiver waren bzw. ein höheres Produktivitätswachstum in den Jahren vor der Aufnahme von Auslandsgeschäften aufwiesen. Andere Querschnittsanalysen konnten ebenfalls nicht zeigen, dass Exportstarter und -stopper sich in ihrer Produktivität von nichtexportierenden Betrieben signifikant unterscheiden, während durchgehend exportierende Betriebe signifikant besser waren. Ebenfalls nicht nachzuweisen war, dass die Aufnahme bzw. Aufgabe von Auslandsgeschäften einen signifikanten Einfluss auf die Entwicklung der Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität hat,

wie man es erwarten würde, wenn tatsächlich Lerneffekte existieren würden.

Ein möglicher Grund¹³ für die Probleme, solche Unterschiede zu identifizieren, könnte die geringe Zahl von Statuswechslern in den Querschnitten sein, so dass eine Anwendung auf eine größere Datenbasis sehr wohl signifikante Ergebnisse liefern könnte. Durch das Poolen der Beobachtungen und Anwendung verschiedener entsprechender Verfahren konnten teilweise doch die erwarteten Effekte gefunden werden. Dies illustriert eindeutig die Schwächen einfacher Querschnittsregressionen, denn die Ergebnisse sind von Jahr zu Jahr teilweise sehr unterschiedlich und unbeobachtete Effekte können nur mit Paneldaten berücksichtigt werden. Zudem ist die Anzahl der Beobachtungen entsprechend größer.

Diese Panelverfahren ergeben, dass Exportstarter durchaus im Mittel produktiver sind als vergleichbare Betriebe, welche auf ihren Heimatmarkt beschränkt bleiben. Dies spricht für die Selektionshypothese. Auch Aussteiger aus dem Außenhandel sind nach diesen Ergebnissen immer noch produktiver als vergleichbare nichtexportierende Betriebe, jedoch für Exporteure eher unterdurchschnittlich produktiv, was als weiteres Indiz für eine Selbstselektion gesehen werden kann.

Vergleicht man jedoch das Produktivitätsniveau von Exportneulingen und -aussteigern, so ist der Unterschied zu einem vergleichbaren nicht-exportierenden Betrieb bei letzteren deutlich größer (Fixed Effects und GMM). Wie könnte dann die Selektionshypothese allein die wachsende Differenz bei der Produktivität erklären, wenn weniger produktive Betriebe Auslandsmärkte betreten als sich von dort zurückziehen? Da es sich hier um bedingte Unterschiede handelt, müssten sich Exportstarter und -stopper in ihrer Struktur sehr deutlich unterscheiden.

Die Berücksichtigung von gleichzeitigen Veränderungen in den Betrieben findet jedoch deutliche Hinweise darauf, dass die Entwicklung der Arbeitsproduktivität von der Exporttätigkeit abhängt, und zwar in der Art, dass die Aufnahme zu einer deutlich überdurchschnittlichen Wachstumsrate und die Aufgabe zu einer schlechteren Entwicklung als bei

¹³Natürlich neben dem Grund, dass es solche Unterschiede tatsächlich nicht gibt.

nichtexportierenden Betrieben führt. Im Unterschied zu anderen Modellen ergeben sich hier aber auch für in beiden Jahren exportierende Betriebe eine höhere Entwicklungsgeschwindigkeit der Arbeitsproduktivität als bei vergleichbaren Nichtexporteuren, was für die Existenz von Lerneffekten spricht.

Doch was bedeuten diese Ergebnisse nun für unsere Fragestellung? Eine mögliche Deutung wäre, dass es tatsächlich Effekte aus dem Export gibt, die zu einer gesteigerten Wachstumsrate der Produktivität führen. Mit dem Einstieg in den Export wirkt dieser Effekt am stärksten, während er bei Aufgabe der Auslandsgeschäfte wieder wegfällt. Für diese Interpretation spricht auch, dass die Effekte für diese beiden Verhaltensmuster betragsmäßig etwa gleich groß, in ihren Vorzeichen jedoch genau entgegengesetzt sind. Und auch die in beiden Jahren exportierenden Betriebe können davon profitieren.

Für die Stabilität der Effekte scheint weniger die Wahl des Modells (mit oder ohne Niveaugrößen) als vielmehr die betrachtete Zeitperiode ausschlaggebend zu sein. Zumindest für Exportstarter verringert sich durch das Weglassen der ersten Jahre der geschätzte Effekt ein wenig, während es für kontinuierlich exportierende Betriebe eine Erhöhung bringt. Auch nimmt damit der Einfluss des Standorts ab, was mit der Angleichung der wirtschaftlichen Leistungsfähigkeit der Ostbetriebe gegenüber westberliner Betrieben erklärt werden kann.

5.5. 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 zu einer verstärkten Entwicklung von entsprechenden Modellen und

Schätzmethode. 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 nicht-exportierender Firmen im Vordergrund.

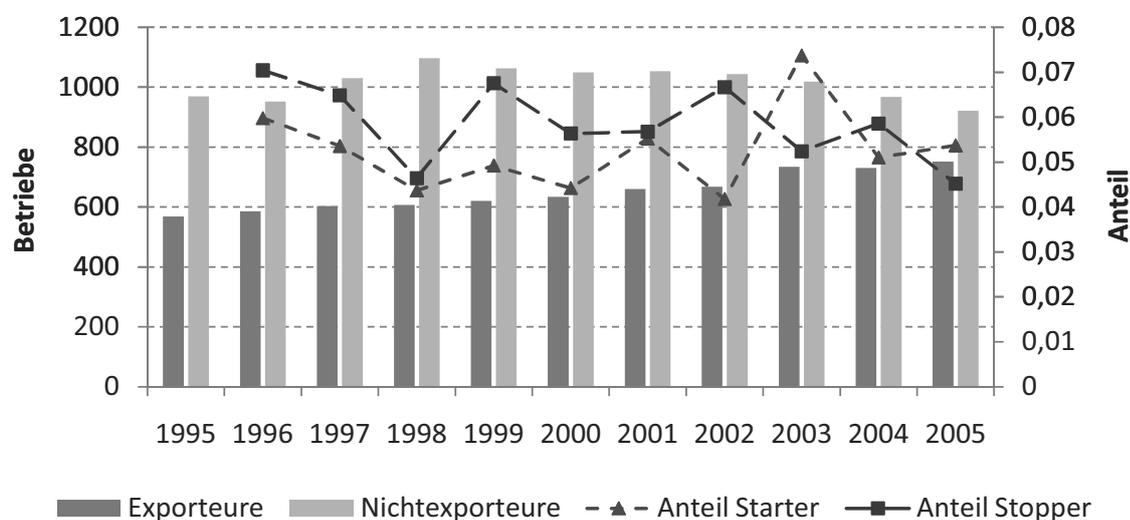
Einig sind sich alle Untersuchungen darin, dass exportierende Betriebe produktiver sind als nichtexportierende. In einigen Veröffentlichungen werden auch Anhaltspunkte gefunden, dass diese Firmen höhere Löhne zahlen oder dass ihre Arbeitsplätze sicherer sind. Die Frage, ob diese Unterschiede durch die Exporttätigkeit hervorgerufen werden oder ob es einen Selektionsprozess bereits „besserer“ Betriebe in den Export gibt, wurde ebenfalls in vielen Untersuchungen thematisiert. 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 Maßnahmen zur Exportförderung. Die ausgegebenen Mittel werden damit begründet, dass man mit ihnen zum Wirtschaftswachstum und zur Sicherung von Arbeitsplätzen beiträgt. Abgesehen von der Richtigkeit des Argumentes, dass durch Exporte Wirtschaftswachstum gefördert wird¹⁴, 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.

¹⁴Welches bisher weder eindeutig belegt noch widerlegt ist. Die Ergebnisse der vorherigen Abschnitts ergeben jedoch Hinweise darauf, dass es tatsächlich Effekte auf Produktivitätswachstum und Umsatz gibt.

Unter dem Begriff Persistenz des Exportverhaltens wird in diesem Falle die Zustandsabhängigkeit des Verhaltens über die Zeit verstanden, d.h. es wird untersucht wie die Exporttätigkeit eines Betriebes in einem Jahr sein Verhalten in folgenden Jahren beeinflusst. Eine solche Abhängigkeit ist durchaus zu erwarten, wie in Abschnitt 5.5.1 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 aufeinanderfolgenden 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 5.3.: Exportverhalten



Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: Anzahl der Betriebe mit bzw. ohne Auslandsumsatz und Anteile der Exportstarter an den Nichtexporteuren bzw. der Exportstopper an den Exporteuren des Vorjahres.

Erste Anhaltspunkte für die Beurteilung der Persistenz bieten die beobachteten Übergangsquoten (s. Abb. 5.3) 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, so dass Exporteure ihre getätigten Investitionen schützen und nicht exportierende Betriebe diese Schranke nur schwer überschreiten. Diese Übergangsraten sind wesentlich geringer als die von Bernard u. Jensen (2004b) für die USA beobachteten, doch machen die Autoren selbst die Einschränkung, dass die von ihnen verwendete Stichprobe nicht repräsentativ ist¹⁵. Für Kolumbien finden Roberts u. Tybout (1997)¹⁶ 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 jedoch 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 (2004b) verwendeten Stichprobe oder auch den hier verwendeten Daten des Verarbeitenden Gewerbes in Berlin und Brandenburg.

Betrachtet man das Verhalten über drei aufeinanderfolgende 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, tun dies 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 de-

¹⁵Die Autoren verwenden Daten des Annual Survey of Manufacturing (ASM), jedoch nur jene Betriebe, die zwischen 1984 und 1992 durchgehen in dieser Stichprobe vertreten waren, was dazu führt, dass in der resultierenden Stichprobe vor allem große Betriebe deutlich überrepräsentiert sind. 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 zutraf.

¹⁶Grundlage 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.

pendence“ sprechen. Alternativ ist ebenfalls denkbar, dass das Verhalten der Betriebe 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 die theoretische Fundierung einer möglichen Zustandsabhängigkeit des Exportverhaltens.

5.5.1. Ein 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 Wissenschaftlern¹⁷ 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 sie 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 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 (2004b) 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 Exportttätigkeit in

¹⁷Z.B. in Baldwin u. Krugman (1989) oder in Dixit (1989)

der Vorperiode, nicht aber in noch früheren Perioden¹⁸ 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

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

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 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:

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } \mathbf{w}_{it}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{z}_{it}\boldsymbol{\gamma} - N(1 - y_{i,t-1}) + u_{it} > 0, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (5.17)$$

Erlöse und Kosten werden also als abhängig von betrieblichen Eigen-

¹⁸Allerdings benutzen die Autoren einen weiteren Indikator für Betriebe, die zwar im Vorjahr nicht exportierten, dies jedoch zwei Jahre zuvor noch taten. Damit kann untersucht werden, ob die Markteintrittskosten bei Nichtexport sofort versinken oder ob sie sozusagen über einen längeren Zeitraum hinweg abgeschrieben werden. In letzterem Fall sollte letztmaliger Export vor zwei Jahren ebenfalls einen positiven Einfluss auf die Entscheidung in einem Jahr haben.

schaften (\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 Wechselkurschwankungen und andere externe Schocks können nur durch die Einbeziehung von Zeitdummies 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.

5.5.2. Schätzung des Modells

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.

Lineare Modelle

Für die Schätzung dieses binären Entscheidungsproblems gibt es verschiedene Möglichkeiten mit jeweils eigenen Vor- und Nachteilen. Zunächst wird ein lineares Wahrscheinlichkeitsmodell¹⁹ der Form

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + v_{it} \quad (5.18)$$

¹⁹Solch ein lineares Modell mit einer binären abhängigen Variable kann als lineares Wahrscheinlichkeitsmodell interpretiert werden, da

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

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) in \mathbf{x}_{it} berücksichtigt sowie ein Indikator für Betriebe, die zu einem Unternehmen mit mehreren Betrieben gehören. Da in den hier verwendeten Daten die räumliche Dimension sehr begrenzt ist, gehen ausschließlich brachenbezogene Indikatoren in Form des Anteils der exportierenden Betriebe in der Branche (auf Zweistellerebene der WZ-Klassifikation) und des Anteils des Auslandsumsatzes an den gesamten Umsätzen einer Branche, jeweils bezogen auf eine der vier genannten Regionen, 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.

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. Exportererfahrungen und aufgebaute Beziehungen erleichtern in diesem Fall den Wiedereintritt in den Exporthandel, auch wenn zwischendurch nicht exportiert wurde.

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:

$$y_{it} = \alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it} \quad (5.19)$$

Eine Schätzung des Modells 5.18 mit Pooled OLS führt zu einer verzerrten Schätzung des Koeffizienten α , da in diesem Falle der Fehlerterm $v_{it} = c_i + u_{it}$ 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, $v_{i,t-1}$ und v_{it} sind ebenfalls positiv durch die gemeinsame Komponente c_i korreliert, so dass letztendlich $y_{i,t-1}$ auch positiv mit v_{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.

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 (zunächst statischen) Modell mit unbeobachteten Effekten c_i

$$y_{it} = \mathbf{x}_{i,t}\boldsymbol{\beta} + c_i + u_{it} \quad (5.20)$$

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

$$\bar{y}_i = \bar{\mathbf{x}}_i\boldsymbol{\beta} + c_i + \bar{u}_i \quad (5.21)$$

Wird Gleichung 5.21 von 5.20 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.

$$\dot{y}_{it} = \dot{\mathbf{x}}_{it}\boldsymbol{\beta} + \dot{u}_{it} \quad (5.22)$$

Der Fixed Effects Schätzer ergibt sich dann als Pooled OLS Schätzer der Regression von \dot{y}_i auf $\dot{\mathbf{x}}_i$. 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 5.22 ergibt sich in diesem Fall zu

$$\dot{y}_{it} = \alpha\dot{y}_{i,t-1} + \dot{\mathbf{x}}_{it}\boldsymbol{\beta} + \dot{u}_{it} \quad (5.23)$$

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.

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 Instrumentalvariablen-schätzers 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

$$\Delta y_{it} = \alpha \Delta y_{i,t-1} + \Delta u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 3, \dots, T \quad (5.24)$$

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 jeweils ein Instrument. Doch warum sollten nicht mehr verzögerte Werte als Instrument verwendet werden? Das 2SLS-Verfahren hat jedoch 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:

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

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 5.24 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 5.24 dar-

stellen, 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

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

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

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 Δu_{it} , denn die ersten Differenzen sind aufgrund ihrer Konstruktion autokorreliert auch wenn die ursprünglichen u_{it} es nicht sind.

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:

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

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

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

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 den Momentannahmen

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

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 unbeob-

achteter 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.

Nichtlineare Modelle

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.

Probitmodell ohne unbeobachtete Effekte: Pooled Probit

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

$$P(y_{it}|y_{i,t-1}, \mathbf{x}_{i,t}) = \Phi(\alpha y_{i,t-1} + \mathbf{x}_{i,t}\boldsymbol{\beta}), \quad t = 2, \dots, T \quad (5.25)$$

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

Ist Modell 5.25 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..

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:

$$P(y_{it}|\mathbf{x}_i, c_i) = P(y_{it}|\mathbf{x}_{it}, c_i) = \Phi(\mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i), \quad t = 1, \dots, T \quad (5.26)$$

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 5.26 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

$$f(y_1, \dots, y_T | \mathbf{x}_i, c_i; \boldsymbol{\beta}) = \prod_{t=1}^T f(y_t | \mathbf{x}_{it}, c_i; \boldsymbol{\beta}) \quad (5.27)$$

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 ²⁰. 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 Dich-

²⁰Da 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.).

tefunktion herausintegrieren:

$$f(y_1, \dots, y_T | \mathbf{x}_i; \boldsymbol{\vartheta}) = \int_{-\infty}^{\infty} \left[\prod_{t=1}^T f(y_t | \mathbf{x}_{it}, c_i; \boldsymbol{\beta}) \right] (1/\sigma_c) \phi(c_i/\sigma_c) dc_i \quad (5.28)$$

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 (5.28) approximiert und somit konsistente Schätzer für $\boldsymbol{\beta}$ und σ_c^2 ermittelt werden können.

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

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

$$c_i | \mathbf{x}_i \sim N(\psi + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}, \sigma_a^2) \quad (5.29)$$

d.h., 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 $c_i = \psi + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi} + a_i$, 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 erhält man:

$$y_{it}^* = \mathbf{x}_{it}\boldsymbol{\beta} + c_i + e_{it} \quad (5.30)$$

mit der beobachteten Entscheidung

$$y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{wenn } y_{it}^* > 0, \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases} \quad (5.31)$$

Einsetzen der Annahme 5.29 in die Gleichung 5.30 ergibt

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

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 $H_0 : \boldsymbol{\xi} = \mathbf{0}$ durchgeführt werden.

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

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

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:

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

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 nicht-zufälliger Startzustände würde die Schätzung sehr vereinfachen, jedoch würde dadurch auch die Unabhängigkeit von c_i und y_{i0} impliziert, was im vorliegenden 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, speziell $y_{i0}|\mathbf{x}_i, c_i$ und $c_i|\mathbf{x}_i$, 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. Auch hier wird angenommen, dass c_i normalverteilt ist, der Erwartungswert jedoch ist nun linear in $(y_{i0}, \bar{\mathbf{x}}_i)$:

$$c_i|(y_{i0}, \mathbf{x}_i) \sim N(\psi + \xi_0 y_{i0} + \bar{\mathbf{x}}_i \boldsymbol{\xi}, \sigma_a^2) \quad (5.32)$$

Das Modell 5.30 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 5.28, 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 Random Effects Probitmodelle nach Chamberlain und Wooldridge wurden unter der Annahme hergeleitet,

dass es sich um ein balanciertes Panel²¹ 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 Betriebsschließung 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, das 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, werden alle Modelle sowohl auf den gesamten Datensatz als auch auf eine Teilstichprobe, die ein balanciertes Panel bildet, angewendet.

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

5.5.3. Ergebnisse

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 zum Einen um den gesamten Datensatz der Monatserhebung, der

²¹Dafür 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 beziehen. 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.

in diesem Sinne eine Totalerhebung mit Abschneidegrenze darstellt, und andererseits um einen Teildatensatz, der diejenigen 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. Wie in Abschnitt 3.4 bereits ausgeführt wurde, können geschätzte Standardfehler und Signifikanzen auch unter solchen Bedingungen durchaus Erklärungsgehalt besitzen und werden in diesem Sinne auch interpretiert.

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 der Unabhängigkeitsannahme von erklärenden Variablen und Störgrößen 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 (hier die des des GMM-Verfahrens) herangezogen werden können.

Lineare Modelle

Die Ergebnisse (s. Tab. 5.13) für den gesamten Datensatz belegen deutlich die Existenz von Persistenz im Exportverhalten. Die Koeffizienten des Indikators für Export im Vorjahr sind in allen drei Modellen signifikant größer als Null. Der GMM-Schätzer liegt zwischen den Schätzern von Fixed Effects und Pooled OLS, so wie es zu erwarten war. Auch der Koeffizient des Indikators 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“.

Neben dem Verhalten in der Vergangenheit ist in allen drei Modellen

Tabelle 5.13.: 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

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

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

lediglich der Anteil des Exports an den Umsätzen in einer Branche einer Region hochsignifikant, jedoch nicht immer mit dem gleichen Vorzeichen. In GMM und Fixed Effects ist der Koeffizient positiv, so dass es positi-

ve Spill-Over-Effekte von anderen Exporteuren einer Branche gibt. Das negative Vorzeichen im Pooled OLS könnte durch Verzerrungen durch Nichtberücksichtigung der unbeobachteten Heterogenität hervorgerufen werden.

Die ermittelten Ergebnisse sind etwas größer als die von Bernard u. Jensen (2004b) berechneten Werte. Da sie jedoch mit einem balancierten Panel arbeiten, ist ihre Datengrundlage nicht mehr repräsentativ für die Gesamtheit, die enthaltenen Betriebe sind im Schnitt deutlich größer und exportierende Betriebe sind erheblich überrepräsentiert. Um zu überprüfen, ob eine derartige Art der Stichprobenerstellung zu verzerrten Schätzern führt, werden auch die hier vorgestellten Methoden auf eine balancierte Teilstichprobe (s. Tab. 5.14) angewendet.

Durch die Beschränkung auf Betriebe, die über den gesamten Zeitraum meldeten, sind die Ergebnisse von Fixed Effects und GMM etwas größer und der Pooled OLS Schätzer ein wenig kleiner geworden, grundlegende Veränderungen sind nicht zu beobachten. Die Befürchtung, dass durch die Beschränkung auf durchgehend meldende Betriebe eine starke Verzerrung der Ergebnisse erfolgt, scheint nicht begründet zu sein. Bei den anderen erklärenden Variablen ist in diesem Fall der Exportanteil am Branchenumsatz im GMM nicht mehr signifikant, dafür jedoch die Betriebsgröße und die Arbeitsproduktivität, und zwar mit negativem Vorzeichen, was den Erwartungen widerspricht.

Nichtlineare Modelle

Die nichtlinearen Wahrscheinlichkeitsmodelle bestätigen die Ergebnisse der linearen Modelle. In allen Fällen hat die Exporttätigkeit in der Vorperiode einen signifikanten positiven Einfluss auf die Exportwahrscheinlichkeit (s. Tab 5.15). Die ersten drei (statischen) Modelle ergeben sehr ähnliche Ergebnisse, die jedoch durch die Vernachlässigung der Anfangszustände aufwärts²² verzerrt sind. Die Berücksichtigung dieser *initial*

²²Der 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

Tabelle 5.14.: 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

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

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

conditions im Probitmodell nach Wooldridge führt zu einer deutlichen Verringerung des geschätzten Einflusses. Das die Vernachlässigung der

zu erklären, da durch Vernachlässigung der Anfangszustände eine positive Korrelation zwischen verzögerter abhängiger Variable und Fehlertermen entsteht.

Anfangszustände in den anderen Modellen wirklich ein Problem darstellt wird auch in ihrer Signifikanz bei Wooldridge deutlich.

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 wiederum 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 (s. Tab. 5.16) 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 durch die unzulässigen Anwendung auf ein unbalanciertes Panel entsteht oder auf die drastische Verringerung der Datengrundlage²³ 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 werden. 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.

²³Die Beschränkung auf durchgehend meldende Betriebe entfernt vor allem kleinere Betriebe aus dem Datensatz. Dadurch wird wahrscheinlich die Variation in den erklärenden Variablen stark vermindert, so dass Schätzungen ihres Einflusses auf die abhängige Variable deutlich schwieriger werden.

Tabelle 5.15.: 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

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

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

Wahrscheinlichkeitseffekte

Da die geschätzten Koeffizienten der nichtlinearen Modelle selbst kaum einen Anhaltspunkt über die Wahrscheinlichkeitseffekte gibt, sollen diese im Folgenden noch einmal genauer dargestellt werden. Der Wahrschein-

Tabelle 5.16.: 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

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

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

lichkeitseffekt des Exports in der Vorperiode gibt an, wie sich die Wahrscheinlichkeiten zu exportieren in der gegenwärtigen Periode verändert, je nachdem, ob in der Vorperiode exportiert wurde oder nicht, während alle anderen erklärenden Variablen konstant gehalten werden.

Im linearen Wahrscheinlichkeitsmodell entsprechen die Koeffizienten den

Wahrscheinlichkeitseffekten für eine Veränderung in der erklärenden Variable um eine Einheit. In nichtlinearen Modellen sind die Effekte abhängig von den Ausprägungen der 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.

Tabelle 5.17.: 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***

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Monatsmelder.

Anmerkung: ***, **, *: Signifikanz auf 1%, 5% und 10% Niveau.
Wahrscheinlichkeitseffekte der Nichtlinearen Modelle für Durchschnitte der anderen Regressoren.

Die GMM-Modelle schätzen, dass die 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 nicht exportierte. Durch die Verwendung einer balancierten Teilstichprobe verändert sich in diesem Fall also das Ergebnis kaum. Die geschätzten Effekte aus der Pooled OLS- und der Fixed Effects-Schätzung schließen das Ergebnis der GMM-Schätzung ein, wie es anhand der Richtung der Verzerrungen zu erwarten war und bestätigen somit das gefundene Resultat.

Der geschätzte Effekt im dynamischen Probitmodell (W-RE) 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 Effekte können sich von Betrieb zu Betrieb deutlich unterscheiden. Die Ergebnisse der anderen Probitmodelle sind wesentlich größer, dürften aber durch Nichtberücksichtigung der Ausgangszustände weniger zuverlässig sein. Doch auch im Modell nach Wooldridge wird der Zusammenhang zwischen erklärenden Variablen und Störgröße möglicherweise nur unzureichend abgebildet. Ist dieser nicht linear, so sind auch die Ergebnisse des W-RE nicht verzerrungsfrei.

Der Vergleich mit anderen Untersuchungen scheint die hier vorliegenden Ergebnisse zu bestätigen. Bernard u. Jensen (2004b) 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. 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 aber auch hier.

Kaiser u. Kongsted (2004) schätzen einige nichtlineare Modelle anhand von Daten des Mannheimer Innovationspanels. Für das Random Effects Modell nach Wooldridge, 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 unterschätzt²⁴ wird, wenn die Markteintrittskosten nicht sofort versinken.

²⁴Der Indikator für letztmaligen Export in $t - 2$, den Kaiser und Kongsted in ihrer Arbeit nicht berücksichtigen, 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.

Letzteres kann nach den Ergebnissen der Analysen ausgeschlossen werden, d.h. einmal aufgebrachte Markteintrittskosten haben auch dann noch positive Wirkungen, wenn in einer Periode einmal nicht exportiert wird. 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 (2004b). In den nichtlinearen Modellen sind die geschätzten Effekte ebenfalls größer, wie es schon beim Effekt der verzögerten abhängigen Variable war. Im RE Probitmodell nach Wooldridge erhöht sich die Wahrscheinlichkeit zu exportieren um 21 (im unbalancierten Modell) bzw. 18 Prozentpunkte (im balancierten Modell) für Betriebe, die zwei Jahre zuvor noch exportierten. Die Ergebnisse der anderen Modelle sind entsprechend 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.

5.5.4. Fazit

Hauptanliegen der Analysen in diesem Abschnitt war es herauszufinden, ob sich die hohe beobachtete Persistenz des Exportverhaltens auf wahre „state dependence“ zurückführen 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 Aktivitäten auf ausländischen Märkten.

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 vergange-

nen 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, kann damit langfristige Auswirkungen auf das Verhalten des Betriebes entfalten. 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 auf Auslandsmärkten tätig waren, denn die dabei gesammelten Erfahrungen, geknüpften Beziehungen und getätigten Ausgaben können in vielen Fällen den Wiedereinstieg erleichtern.

Kapitel 6.

Zusammenfassung und Ausblick

Die Wiedervereinigung der beiden deutschen Staaten ist ein geschichtlich einmaliges Ereignis. Für sich genommen, ist es sicherlich ein sehr erfreuliches Ereignis, und doch zog es auch einige gravierende und nicht für alle erfreuliche Veränderungen nach sich.

Um die Kombinate und VEB's wettbewerbsfähig zu machen, musste das planwirtschaftliche Wirtschaftssystem gründlich entflechtet und umstrukturiert werden. Das nicht alle Betriebe und Produktionsstätten der in der DDR besonders stark vertretenen Industrie überlebensfähig waren, liegt auf der Hand. Doch selbst wenn Betriebe privatisiert und weitergeführt werden konnten, war dazu meist ein enormer Beschäftigungsabbau notwendig. Die besondere deutsche Situation mit ihrem schockartigen Übergang verschärfte die Situation für Ostdeutschland noch. Resultat waren viele Betriebsschließungen, Kurzarbeit oder Arbeitslosigkeit.

Mittlerweile hat sich die Entwicklung in den Neuen Bundesländern stabilisiert, in vielen Bereichen haben sie aufgeholt oder sogar überholt. Dennoch gibt es immer noch Strukturunterschiede zwischen Ost und West. So wurde bislang die geringere Exportneigung der Unternehmen in den Neuen Bundesländern beklagt. Andererseits hat der Ost-Beauftragte der Bundesregierung, Wolfgang Tiefensee (SPD), unlängst im Jahresbericht zur Deutschen Einheit festgestellt, dass dies ein Grund dafür ist, dass ostdeutsche Unternehmen weniger stark von der momentanen Krise betroffen sind.

Die Analyse der betrieblichen Einzeldaten für das Verarbeitende Gewerbe, den Bergbau und die Gewinnung von Steinen und Erden hat gezeigt, dass viel Unterschiede zwischen den Betrieben in Brandenburg und Ostberlin auf der einen und Westberlin auf der anderen Seite, die sich aus aggregierten Daten ergeben, auf Betriebsebene kaum noch eine Rolle spielen. In der Größenstruktur der Betriebe gibt es zwischen Ost- und Westteil der Hauptstadt kaum noch Unterschiede, lediglich die wenigen sehr großen Betriebe fehlen in Ostberlin. Diese wenigen Ausreißer sind es jedoch, die bei einfachen Mittelwertvergleichen ein falsches Bild erzeugen. In Brandenburg sind die Betriebe über einen großen Bereich der Verteilung sogar deutlich größer als in Westberlin, die größeren Kleinbetriebe lassen aber in Zusammenhang mit den fehlenden Großbetrieben den Beschäftigungsanteil dieser Größenklasse höher erscheinen. Damit soll nicht die Bedeutung von Großbetrieben geschmälert werden, doch von echten Strukturunterschieden kann deswegen kaum gesprochen werden.

Der regionale Vergleich lässt die Entwicklung vor allem im Engeren Verflechtungsraum sehr positiv erscheinen. Hier gab es von allen Ostregionen den geringsten Stellenabbau, dessen Talsohle auch bereits 1994 erreicht wurde. Zu Beginn des neuen Jahrtausends ist der Beschäftigungsstand im Vergleich zu 1991 sogar höher als der in Westberlin. Entsprechend positiv ist auch das Wachstum der erzielten Umsätze ausgefallen, die sich innerhalb von 10 Jahren fast vervierfacht haben. Die Analyse der Betriebs- und Beschäftigungsdynamik hat gezeigt, dass der Engere Verflechtungsraum eine besonders hohe Dynamik aufweist und die neu hinzukommenden Betriebe für diese positive Bilanz zu einem großen Teil verantwortlich sind. Anscheinend finden Betriebe im Berliner Umland besonders gute Bedingungen für eine erfolgreiche Tätigkeit vor.

Bestätigt wird dieser Eindruck durch die Analyse der Arbeitsproduktivität in den Regionen. Danach hat der Engere Verflechtungsraum, genau wie Ostberlin, mittlerweile zu den Betrieben in Westberlin aufgeschlossen, wenn man mit Hilfe von Mikrodaten ähnliche Betriebe vergleicht. Lediglich der Äußere Entwicklungsraum liegt auch nach Kontrolle ver-

schiedener Betriebseigenschaften noch deutlich zurück.

Inwiefern Westberlin wirklich eine geeignete Vergleichsregion darstellt, lässt sich mit den gegebenen Daten nicht beantworten. Die Angleichung der Betriebsstrukturen zwischen den beiden Stadtteilen im Zusammenhang mit den Abweichungen gegenüber den brandenburgischen Regionen scheint den Schluss nahelegen, dass solch eine städtische Region nicht mit dem eher ländlich geprägten Brandenburg zu vergleichen ist. Bessere Vergleiche ließen sich mit einem Datensatz für ganz Deutschland anstellen. Auch könnte damit analysiert werden, inwieweit Westberlin von einer typischen Entwicklung eines der Alten Bundesländer abweicht.

Besonderes Augenmerk sollte in dieser Arbeit auf die Bedeutung von Exporten für die betriebliche Entwicklung gelegt werden, da die Förderung von Exporten für die Wirtschaftspolitik ein wichtiges Instrument zur Anregung von Wirtschaftswachstum und Produktivitätssteigerung darstellt. Der deskriptive Vergleich von exportierenden und nichtexportierenden Betrieben hat die erwarteten Ergebnisse gebracht, Betriebe mit Auslandsgeschäften sind im Schnitt größer, produktiver, zahlen höhere Löhne und haben bessere Überlebenschancen. Doch gerade aufgrund dieser Unterschiede sind solche Querschnittsvergleiche wenig aussagekräftig.

Auch die Querschnittsregressionen bestätigten die Vorteile für Exporteure, auch wenn sie nun meist schon etwas kleiner ausfielen. Werden auch noch unbeobachtete Betriebseigenschaften oder vergangene Werte berücksichtigt, so werden die eindeutig den Exporten zuzuordnenden Unterschiede immer kleiner, bleiben aber meist doch nachweisbar. Nicht bestätigt werden konnte dagegen, dass Arbeitsplätze bei Exporteuren sicherer sind. Dieser Eindruck ist eher darauf zurückzuführen, dass diese Betriebe im Schnitt deutlich größer sind und größere Betriebe mit geringerer Wahrscheinlichkeit aus dem Panel ausscheiden.

Für die Wirtschaftspolitik ist interessant, ob Exporte positive Effekte auf die betriebliche Entwicklung besitzen. Analog zu vielen anderen Untersuchungen konnten deutliche Hinweise für einen Selektionsprozess von „besseren“ Betrieben auf die Auslandsmärkte gefunden werden. Aber

auch für Lerneffekte konnten Anhaltspunkte gefunden werden, zumindest wenn nicht nur auf die Niveaus der erklärenden Variablen im Ausgangsjahr, sondern auch auf die simultanen Veränderungen kontrolliert wird. Wird ein Exporteur auf Auslandsmärkten einem stärkeren Kostendruck ausgesetzt, so erscheint es sinnvoll, nicht nur vom Anfangsniveau auszugehen, sondern auch die laufenden Maßnahmen für eine Kostenreduktion und damit Produktivitätssteigerung zu berücksichtigen.

Ebenso interessant für die Wirksamkeit von entsprechenden Förderprogrammen ist die Persistenz des Exportverhaltens. Ohne eine solche dynamische Abhängigkeit würden die Wirkungen derartiger Maßnahmen sehr schnell verpuffen und so langfristige Wirkungen ausschließen. Jedoch kann theoretisch und praktisch solch eine Persistenz belegt werden. Es spricht also prinzipiell erst einmal nichts gegen die Förderung von Exportstartern, auch wenn vielleicht andere Argumente dagegen sprechen könnten. So könnte angenommen werden, dass diejenigen Betriebe, die gefördert werden, den Schritt auf die Auslandsmärkte auch ohne Förderung unternommen hätten. Andererseits werden vielleicht Betriebe zum Export gebracht, die eigentlich nicht international konkurrenzfähig sind. Gibt es keine positiven Rückwirkungen des Exports, so dass diese Unternehmen deutlich in ihrer Produktivität wachsen, so müssten sie sich über kurz oder lang wieder aus dem Auslandsmarkt zurückziehen und die Förderung wäre verschwendet. Hier besteht weiterhin deutlicher Forschungsbedarf.

Inwieweit die Ergebnisse dieser Arbeit verallgemeinerbar sind, kann hier kaum beantwortet werden. Ein Argument von Wooldridge war, dass der zugrunde liegende Prozess überall gleich und damit die Stichprobenselektion davon unabhängig sein muss. Einerseits könnte man nun sagen, mit der Wiedervereinigung gelten überall die gleichen Regeln. Doch ob die Situation in Ost und West wirklich hundertprozentig vergleichbar ist, kann durchaus bezweifelt werden. Noch viel gewichtiger könnte jedoch der Einwand sein, dass die Prozesse zwar die gleichen sind, jedoch nicht alle Merkmale in den erklärenden Variablen erfasst wurden, die die Ergebnisse beeinflussen und bei denen sich Betriebe in Ost- und Westdeutschland unterscheiden. Beispielsweise könnte dies für Eigenschaften

wie Kapitalausstattung, Modernitätsgrad, Know How oder auch Eigentumsverhältnisse gelten. Daher sollte eine Verallgemeinerung auf ganz Deutschland nur sehr vorsichtig getroffen bzw. sollten die gefundenen Ergebnisse an einem Gesamtdeutschen Datensatz überprüft werden.

Eine sehr wichtige Schlussfolgerung aus der vorliegenden Arbeit dürfte die fehlende Aussagekraft von Kennzahlen sein, die aus aggregierten Daten gewonnen wurden, wenn es darum geht, auf die zugrunde liegenden Strukturen zu schließen. Selbst einfache Querschnittsregressionen, die eine ganze Reihe von Betriebseigenschaften berücksichtigen, liefern nur selten aussagekräftige Ergebnisse. Geringe Fallzahlen und unbeobachtete Heterogenität führen hier zu deutlichen Verzerrungen und machen die Analyse zu einem „Glücksspiel“. Je nachdem, aus welchem Jahr Daten zur Verfügung stehen, lassen sich unterschiedliche Ergebnisse erzielen. Panelverfahren sind hier eindeutig vorzuziehen, denn es werden nicht nur mehr Beobachtungen zur Schätzung von Effekten herangezogen, sondern es kann auch auf viele nicht beobachtete Einflüsse kontrolliert werden. Dabei ist, wie gesehen, jedoch auch nicht immer ein *mehr* an Beobachtungen besser. In den ersten Jahren, in denen es noch sehr chaotisch zugeht, traten viele Sprünge in verschiedenen Effekten auf. Voraussetzung für die Anwendbarkeit von Panelverfahren ist jedoch die Stabilität der ökonomischen Prozesse.

Einige Schwächen der vorliegenden Analysen sollen hier ebenfalls angesprochen werden. Insbesondere das Maß für die Produktivität, also der pro Mitarbeiter erzielte Umsatz in einem Jahr, ist sicherlich mit einigen Beschränkungen belegt. Einerseits könnte diese Kennzahl vor allem zu Beginn der 90er Jahre die Unterschiede zwischen den Ostregionen und Westberlin überschätzen, denn Kurzarbeit dürfte zu dieser Zeit in Brandenburg und Ostberlin deutlich häufiger anzutreffen gewesen sein. Die zusätzliche Angabe der Arbeitsstunden ist leider nicht für eine durchgehende Analyse geeignet, da 2002 ein Definitionswechsel von „Arbeiterstunden“ auf „Arbeitsstunden“ erfolgte.

Die für ähnliche Analysen häufig verwendete *totale Faktorproduktivität* ist mit den vorliegenden Daten nicht verwendbar, da zu ihrer Berech-

nung sowohl Angaben über den Arbeits- als auch den Kapitaleinsatz notwendig sind. Gerade dieses Fehlen von Kapital- und Kosteninformationen ist einer der größten Nachteile der amtlichen Betriebserhebungen. Vielleicht schafft hier die Kombination dieser Daten mit anderen Erhebungen oder Steuerinformationen in Zukunft Abhilfe.

Im Hinblick auf die weitere Arbeit ist vor allem die Erweiterung der Datengrundlage auf Betriebe aus ganz Deutschland erstrebenswert. Die Nutzung des mittlerweile verfügbaren Betriebspaneldatensatzes dürfte noch wesentlich sicherere Ergebnisse liefern. Einige Effekte von Export haben sich in den Analysen nicht eindeutig nachweisen lassen, deuten sich jedoch an, indem beispielsweise Effekte in Querschnittsanalysen zwar nicht signifikant, aber doch stabil in ihrem Vorzeichen waren. Mit einer größeren Zahl an Freiheitsgraden bei der Schätzung könnten sich diese Effekte durchaus als signifikant erweisen.

Ein anderer Vorteil einer erweiterten Datenbasis könnte die Anwendbarkeit anderer Untersuchungsmethoden sein. Beispielsweise sind Matchinganalysen, wie sie etwa Arnold u. Hussinger (2005) durchführen, auf einen großen Bestand an Vergleichsbeobachtungen angewiesen. Wie die Autoren selbst einräumen, ist ihr Datensatz sehr beschränkt und ihre Ergebnisse daher mit Vorsicht zu interpretieren. Im Gegensatz zum dabei verwendeten Mannheimer Innovationspanel kann die amtliche Statistik auf einen riesigen Datenbestand zurückgreifen.

Anhang A.

Mikrodatenangebot der
Forschungsdatenzentren der Statistischen
Ämter des Bundes und der Länder

Tabelle A.1.: Mikrodatenangebot der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder

Sozialstatistiken

Mikrozensus

Mikrozensus-Panel

Volkszählung

Zeitbudgeterhebung

Einkommens- und Verbrauchsstichprobe

Europäisches Haushaltspanel (ECHP)

Gemeinschaftsstatistik über Einkommen und Lebensbedingungen (EU-SILC)

Piloterhebung zum ILO-Erwerbsstatus

Erhebung über die private Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien (IKT)

Erhebung „Geburten in Deutschland“

Bundesstatistik zum Elterngeld

Statistik der Eheschließungen

Statistik der rechtskräftigen Urteile in Ehesachen

Statistik der Geburten

Statistik der Sterbefälle

Wanderungsstatistik

Einbürgerungsstatistik

Statistik der Studenten

Statistik der Prüfungen

Personal- und Stellenstatistik (Hochschulen)

Statistik der Habilitationen

Tabelle A.1.: (Fortsetzung)

Europäische Erhebung zur beruflichen Weiterbildung (CVTS)

Todesursachenstatistik

Krankenhausstatistik

Pflegestatistik

Stichprobendaten von Versicherten der gesetzlichen Krankenversicherung

Sozialhilfestatistik

Statistik der Jugendhilfe

Wirtschaftsstatistiken

AFiD-Panel Industriebetriebe

AFiD-Panel Industrieunternehmen

Monatsbericht für Betriebe im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden

Vierteljährliche Produktionserhebung im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden

Erhebung für industrielle Kleinbetriebe im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden

Jahresbericht für Unternehmen im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden

Investitionserhebung im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden

Kostenstrukturerhebung im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden

Gewerbeanzeigenstatistik

AFiD-Panel Unternehmensregister

Unternehmensregister

Tabelle A.1.: (Fortsetzung)

AFiD-Panel Handel

Jahreserhebung im Einzelhandel

Monatserhebung im Einzelhandel

AFiD-Panel Gastgewerbe

Jahreserhebung im Gastgewerbe

Monatserhebung im Gastgewerbe

Monatserhebung im Tourismus

AFiD-Panel Dienstleistungen

Dienstleistungsstatistik auf Grundlage der Strukturverordnung der EU

AFiD-Modul Verdienste

Verdienststrukturerhebung / Gehalts- und Lohnstrukturerhebung im Produzierenden Gewerbe und im Dienstleistungsbereich

EU-Erhebung über Arbeitskosten im Produzierenden Gewerbe und im Dienstleistungsbereich

Monatsbericht im Bauhauptgewerbe

Jahreserhebung einschließlich der Investitionserhebung im Bauhauptgewerbe

Jahreserhebung einschließlich der Investitionserhebung im Ausbaugewerbe

Statistik der Baufertigstellungen

Statistik der Baugenehmigungen

Gebäude- und Wohnungsstichprobe

Tabelle A.1.: (Fortsetzung)

Finanz- und Steuerstatistiken

Gewerbesteuerstatistik

Körperschaftsteuerstatistik

Lohn- und Einkommensteuerstatistik

Umsatzsteuerstatistik

Erbschaft- und Schenkungsteuerstatistik

Vierteljährliche Kassenstatistik der Gemeinden und Gemeindeverbände

Jahresabschlüsse der öffentlichen Fonds, Einrichtungen und Unternehmen

Rechtspflegestatistiken

Strafverfolgungsstatistik

Strafvollzugsstatistik

Bewährungshilfestatistik

Agrar- und Umweltstatistiken

AFiD-Modul Wasserversorgung und Abwasserbeseitigung

Statistik über die öffentliche Wasserversorgung

Statistik über die öffentliche Abwasserbehandlung

Statistik über die öffentliche Abwasserbeseitigung

Statistik über die Wassereigenversorgung und -entsorgung privater Haushalte

Statistik über die Wasserversorgung und Abwasserbeseitigung bei Wärmekraftwerken für die öffentliche Versorgung

Tabelle A.1.: (Fortsetzung)

Statistik über die Wasserversorgung und Abwasserbeseitigung im Bereich Verarbeitendes Gewerbe, Bergbau und Gewinnung von Steinen und Erden

Statistik über die Wasserversorgung und Abwasserbeseitigung in der Landwirtschaft

AFiD-Modul Umweltschutzgüter

Erhebung der Waren,- Bau- und Dienstleistungen für den Umweltschutz

AFiD-Modul Umweltschutzinvestitionen

Erhebung der Investitionen für den Umweltschutz

AFiD-Panel Agrarstruktur

Landwirtschaftszählung - Haupterhebung

Landwirtschaftszählung - Gartenbau

Agrarstrukturerhebung

Integrierte Erhebung über Bodennutzung und Viehbestände

Kostenstrukturerhebung der Unternehmen der Energie- und Wasserversorgung

Investitionserhebung der Unternehmen der Energie- und Wasserversorgung

Investitionserhebung der Betriebe der Energie- und Wasserversorgung

Monatsbericht der Betriebe der Energie- und Wasserversorgung

Erhebung über Stromabsatz und Erlöse der Elektrizitäts- und Versorgungsunternehmen und Stromhändler

Erhebung über die Energieverwendung der Betriebe im Bergbau- und Verarbeitenden Gewerbe

Anhang B.

Ergebnisse

B.1. Entwicklung der Betriebszahlen

Tabelle B.1.: Entwicklung der Betriebe

Jahr	BRB EVR			BRB ÄER			Berlin Ost			Berlin West		
	JM	MM	Ges	JM	MM	Ges	JM	MM	Ges	JM	MM	Ges
1991	75	180	255	174	697	871	85	300	385	1203	1076	2279
1992	64	187	251	210	659	869	131	280	411	1148	1065	2213
1993	97	181	278	288	637	925	142	300	442	1065	993	2058
1994	135	215	350	355	671	1026	144	309	453	1006	941	1947
1995	199	198	397	472	607	1079	172	257	429	1020	801	1821
1996	221	231	452	507	665	1172	177	239	416	929	740	1669
1997	222	262	484	514	743	1257	230	246	476	967	712	1679
1998	327	284	611	658	760	1418	283	228	511	1006	672	1678
1999	355	294	649	754	781	1535	300	225	525	1021	649	1670
2000	419	307	726	810	780	1590	334	238	572	1007	647	1654
2001	530	310	840	1028	797	1825	569	223	792	1453	625	2078
2002	508	310	818	949	792	1741	667	267	934	1557	659	2216
2003	–	308	–	–	772	–	–	247	–	–	631	–
2004	–	351	–	–	724	–	–	231	–	–	585	–
2005	–	344	–	–	706	–	–	221	–	–	571	–

Quelle: eigene Berechnungen aus Daten des FDZ

Anmerkung: Ab 2003 keine Kleinbetriebserhebung mehr. Größere Sprünge, z.B. in Berlin 2000/2001 durch Änderung des Berichtskreises oder 1997/1998 durch Handwerkszählung.

B.2. Entwicklung der Beschäftigung

Tabelle B.2.: Entwicklung der Beschäftigung nach Regionen

Jahr	BRB EVR			BRB ÄER			Berlin Ost			Berlin West		
	JM	MM	Ges	JM	MM	Ges	JM	MM	Ges	JM	MM	Ges
1991	0,3	40,6	40,9	1,2	178,5	179,7	0,6	69,8	70,4	8,4	174,2	182,6
1992	0,4	25,9	26,2	1,5	114,7	116,2	1,1	40,0	41,1	7,4	164,8	172,2
1993	0,6	23,5	24,2	2,7	87,6	90,3	0,8	33,7	34,5	6,6	145,6	152,2
1994	1,0	21,9	22,9	3,2	68,0	71,2	0,9	32,7	33,6	6,3	130,3	136,6
1995	1,6	22,8	24,5	4,3	71,3	75,6	1,1	27,5	28,6	6,1	117,4	123,5
1996	1,6	23,7	25,3	4,2	66,6	70,8	1,0	22,9	23,9	5,3	110,6	115,9
1997	1,6	25,2	26,8	4,1	66,4	70,4	1,2	19,8	21,0	5,0	103,1	108,1
1998	2,1	25,7	27,9	4,8	65,1	70,0	1,4	17,9	19,3	5,0	100,8	105,7
1999	2,4	25,5	27,9	5,4	64,0	69,5	1,4	17,4	18,8	5,1	94,8	100,0
2000	2,7	25,2	27,9	5,4	62,1	67,5	1,5	18,3	19,8	4,9	91,4	96,4
2001	3,5	25,7	29,3	6,6	61,9	68,5	2,7	18,6	21,3	6,3	92,3	98,6
2002	3,2	26,5	29,6	5,9	60,8	66,6	2,8	20,3	23,1	6,5	89,9	96,4
2003	—	25,1	—	—	61,0	—	—	19,7	—	—	84,9	—
2004	—	25,7	—	—	57,6	—	—	18,3	—	—	81,2	—
2005	—	25,6	—	—	56,8	—	—	17,6	—	—	79,2	—

Quelle: eigene Berechnungen aus Daten des FDZ

Anmerkung: Beschäftigte in Tausend am 30.09. Ab 2003 keine Kleinbetriebserhebung mehr. Größere Sprünge, z.B. in Berlin 2000/2001 durch Änderung des Berichtskreises oder 1997/1998 durch Handwerkszählung.

B.3. Entwicklung der Umsätze

Tabelle B.3.: Entwicklung der Umsätze nach Regionen

Jahresmelder, Umsätze in Millionen €				
Jahr	BRB EVR	BRB ÄER	Berlin Ost	Berlin West
1991	16.73	74.83	21.03	696.90
1992	14.42	90.43	59.91	591.30
1993	42.60	212.93	45.19	517.43
1994	107.52	276.57	69.77	500.44
1995	176.53	374.97	114.78	562.46
1996	188.61	364.56	122.93	470.14
1997	201.87	360.37	117.35	481.19
1998	273.00	470.08	157.82	465.79
1999	261.50	533.60	154.24	504.38
2000	360.45	603.68	157.58	455.72
2001	376.78	587.16	276.55	627.57
2002	463.29	730.44	309.98	657.21
Monatsmelder, Umsätze in Millionen €				
Jahr	BRB EVR	BRB ÄER	Berlin Ost	Berlin West
1991	1349.1	7837.2	2217.5	31078.1
1992	1450.7	6450.4	2118.1	30113.3
1993	1606.9	6426.3	2293.0	28176.2
1994	1964.7	6300.7	2672.5	27851.4
1995	2269.0	8790.5	3094.0	26994.5
1996	2610.8	9002.8	2792.7	26632.6
1997	3214.8	9671.8	2555.3	27450.7
1998	3703.4	9956.6	2561.2	27419.3
1999	4163.2	10251.9	2715.7	27180.2

Tabelle B.3.: (Fortsetzung)

2000	4567.8	10894.7	3000.5	27236.1
2001	5027.1	11127.1	3115.6	27345.9
2002	4673.4	11630.6	3213.2	26584.9
2003	4733.9	11998.4	3602.2	25637.0
2004	5135.1	12043.2	3252.3	25717.3
2005	4947.2	13045.5	3082.8	25649.2

Quelle: eigene Berechnungen aus Daten des FDZ

Anmerkung: Umsätze in Millionen €. Ab 2003 keine Kleinbetriebserhebung mehr. Größere Sprünge, z.B. in Berlin 2000/2001 durch Änderung des Berichtskreises oder 1997/1998 durch Handwerkszählung. Kleinbetrieb bis 2001 als Vorjahresumsatz des Folgejahres, 2002 aus Septemberumsatz hochgerechnet.

B.4. Investitionen der Monatsmelder

Tabelle B.4.: Entwicklung der Investitionen nach Regionen

Jahr	BRB EVR		BRB ÄER		Berlin Ost		Berlin West	
	Betr.	Invest.	Betr.	Invest.	Betr.	Invest.	Betr.	Invest.
1991	151	191,0	536	875,9	239	344,3	973	1585,8
1992	164	257,3	531	861,9	217	256,7	949	1565,1
1993	151	304,5	481	1019,1	243	263,0	840	1082,0
1994	173	261,2	499	1042,9	253	204,5	769	867,2
1995	170	245,5	464	994,9	201	425,3	676	779,6
1996	196	240,4	531	1142,1	194	192,7	617	684,8
1997	218	229,4	595	1142,0	207	202,6	622	974,7
1998	241	194,9	615	817,5	197	97,1	593	868,6
1999	235	319,2	623	702,2	180	124,3	544	793,6
2000	248	330,5	635	757,7	193	144,3	536	763,8
2001	243	335,0	603	709,3	178	145,7	503	784,4
2002	231	199,9	573	636,0	194	105,6	494	777,2
2003	240	148,6	566	512,3	184	89,6	484	775,6
2004	277	244,4	551	866,9	179	96,7	477	731,0
2005	265	281,7	541	581,0	172	86,7	468	746,4

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ. Nur Monatsmelder.

Anmerkung: Betriebe mit positiven Bruttoinvestitionen und gemeldete Bruttoinvestitionen der Monatsmelder in Millionen €.

B.5. Betriebsdynamik

Tabelle B.5.: Betriebsdynamik

Berlin und Brandenburg								
Jahr	Anfangs- bestand	Zugänge		Abgänge		Nettoänderung		End- bestand
		Anzahl	Rate	Anzahl	Rate	Anzahl	Rate	
1992	3790	571	15,1	617	16,3	-46	-1,2	3744
1993	3744	485	13,0	526	14,0	-41	-1,1	3703
1994	3703	538	14,5	465	12,6	73	2,0	3776
1995	3776	726	19,2	776	20,6	-50	-1,3	3726
1996	3726	516	13,8	533	14,3	-17	-0,5	3709
1997	3709	591	15,9	404	10,9	187	5,0	3896
1998	3896	721	18,5	399	10,2	322	8,3	4218
1999	4218	645	15,3	484	11,5	161	3,8	4379
2000	4379	727	16,6	564	12,9	163	3,7	4542
Engerer Verflechtungsraum								
Jahr	Anfangs- bestand	Zugänge		Abgänge		Nettoänderung		End- bestand
		Anzahl	Rate	Anzahl	Rate	Anzahl	Rate	
1992	255	50	19,6	54	21,2	-4	-1,6	251
1993	251	64	25,5	37	14,7	27	10,8	278
1994	278	100	36,0	30	10,8	70	25,2	350
1995	350	122	34,9	74	21,1	48	13,7	397
1996	397	121	30,5	66	16,6	55	13,9	452
1997	452	85	18,8	54	11,9	31	6,9	484
1998	484	166	34,3	38	7,9	128	26,4	611
1999	611	111	18,2	71	11,6	40	6,5	649
2000	649	139	21,4	66	10,2	73	11,2	726
Äußerer Entwicklungsraum								
Jahr	Anfangs- bestand	Zugänge		Abgänge		Nettoänderung		End- bestand
		Anzahl	Rate	Anzahl	Rate	Anzahl	Rate	
1992	871	204	23,4	206	23,7	-2	-0,2	869
1993	869	201	23,1	146	16,8	55	6,3	925
1994	925	220	23,8	118	12,8	102	11,0	1026
1995	1026	264	25,7	212	20,7	52	5,1	1079
1996	1079	253	23,4	159	14,7	94	8,7	1172
1997	1172	216	18,4	131	11,2	85	7,3	1257
1998	1257	280	22,3	121	9,6	159	12,6	1418
1999	1418	259	18,3	144	10,2	115	8,1	1535
2000	1535	240	15,6	183	11,9	57	3,7	1590

Tabelle B.5.: (Fortsetzung)

Jahr	Anfangs- bestand	Zugänge		Abgänge		Nettoänderung		End- bestand
		Anzahl	Rate	Anzahl	Rate	Anzahl	Rate	
Berlin Ost								
1992	385	147	38,2	122	31,7	25	6,5	411
1993	411	113	27,5	88	21,4	25	6,1	442
1994	442	95	21,5	84	19,0	11	2,5	453
1995	453	110	24,3	135	29,8	-25	-5,5	429
1996	429	54	12,6	74	17,2	-20	-4,7	416
1997	416	108	26,0	55	13,2	53	12,7	476
1998	476	98	20,6	59	12,4	39	8,2	511
1999	511	98	19,2	83	16,2	15	2,9	525
2000	525	130	24,8	87	16,6	43	8,2	572
Berlin West								
Jahr	Anfangs- bestand	Zugänge		Abgänge		Nettoänderung		End- bestand
		Anzahl	Rate	Anzahl	Rate	Anzahl	Rate	
1992	2279	170	7,5	235	10,3	-65	-2,9	2213
1993	2213	107	4,8	255	11,5	-148	-6,7	2058
1994	2058	123	6,0	233	11,3	-110	-5,3	1947
1995	1947	230	11,8	355	18,2	-125	-6,4	1821
1996	1821	88	4,8	234	12,9	-146	-8,0	1669
1997	1669	182	10,9	164	9,8	18	1,1	1679
1998	1679	177	10,5	181	10,8	-4	-0,2	1678
1999	1678	177	10,5	186	11,1	-9	-0,5	1670
2000	1670	218	13,1	228	13,7	-10	-0,6	1654

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ, Datensatz für die Dynamikanalyse.

Anmerkung: Anfangsbestand ist die Zahl der Betriebe im September des Vorjahres, Endbestand die Zahl im September des entsprechenden Jahres. Raten werden in Bezug auf den Anfangsbestand berechnet. In den Regionen kann es zu geringen Abweichungen zwischen den realen Jahresendbeständen und den aus Anfangsbestand, Zu- und Abgängen errechneten kommen, die sich aus Verlagerungen von Betriebsstandorten über die Regionsgrenzen hinweg ergeben. Diese Betriebe treten dabei nicht als neue oder schließende Betriebe auf, da ihre Betriebsnummer weitergeführt wird.

B.6. Beschäftigungsdynamik

Table B.6.: Beschäftigungsdynamik

Berlin und Brandenburg									
Jahr	Anfangs- bestand	Wachser		Schrumpfer		Starter		Stopper	
		Zahl	Rate	Zahl	Rate	Zahl	Rate	Zahl	Rate
1992	473563	9444	2,0	-115014	-24,3	33100	7,0	-45394	-9,6
1993	355699	8705	2,4	-58868	-16,5	17623	5,0	-21985	-6,2
1994	301174	10816	3,6	-35052	-11,6	14496	4,8	-27179	-9,0
1995	264255	10355	3,9	-20219	-7,7	26903	10,2	-29109	-11,0
1996	252185	6667	2,6	-22652	-9,0	14535	5,8	-14780	-5,9
1997	235955	7333	3,1	-17038	-7,2	10753	4,6	-10658	-4,5
1998	226345	7797	3,4	-13197	-5,8	10551	4,7	-8650	-3,8
1999	222846	7406	3,3	-14913	-6,7	9975	4,5	-9173	-4,1
2000	216141	9818	4,5	-11769	-5,4	9156	4,2	-11806	-5,5
Engerer Verflechtungsraum									
Jahr	Anfangs- bestand	Wachser		Schrumpfer		Starter		Stopper	
		Zahl	Rate	Zahl	Rate	Zahl	Rate	Zahl	Rate
1992	40884	353	0,9	-19148	-46,8	7330	17,9	-3201	-7,8
1993	26218	567	2,2	-5313	-20,3	4146	15,8	-1429	-5,5
1994	24164	657	2,7	-3814	-15,8	2185	9,0	-339	-1,4
1995	22894	1155	5,0	-1663	-7,3	4811	21,0	-2636	-11,5
1996	24497	635	2,6	-1655	-6,8	3069	12,5	-1258	-5,1
1997	25292	1253	5,0	-1692	-6,7	2524	10,0	-606	-2,4
1998	26783	1174	4,4	-1671	-6,2	2541	9,5	-942	-3,5
1999	27867	1069	3,8	-1832	-6,6	1759	6,3	-960	-3,4
2000	27892	1178	4,2	-1646	-5,9	1641	5,9	-1217	-4,4
Äußerer Entwicklungsraum									
Jahr	Anfangs- bestand	Wachser		Schrumpfer		Starter		Stopper	
		Zahl	Rate	Zahl	Rate	Zahl	Rate	Zahl	Rate
1992	179743	4081	2,3	-62888	-35,0	14205	7,9	-18930	-10,5
1993	116211	3297	2,8	-30715	-26,4	5646	4,9	-4167	-3,6
1994	90306	6687	7,4	-12354	-13,7	4226	4,7	-17630	-19,5
1995	71217	2951	4,1	-6146	-8,6	13821	19,4	-6349	-8,9
1996	75558	2206	2,9	-9096	-12,0	6194	8,2	-4041	-5,3
1997	70809	2570	3,6	-5396	-7,6	5460	7,7	-2998	-4,2
1998	70441	2630	3,7	-5091	-7,2	4948	7,0	-3001	-4,3
1999	69950	3097	4,4	-4823	-6,9	3776	5,4	-2523	-3,6
2000	69488	4073	5,9	-3539	-5,1	2589	3,7	-5114	-7,4

Tabelle B.6.: (Fortsetzung)

Berlin Ost									
Jahr	Anfangs- bestand	Wachser		Schrumpfer		Starter		Stopper	
		Zahl	Rate	Zahl	Rate	Zahl	Rate	Zahl	Rate
1992	70376	413	0,6	-20924	-29,7	8171	11,6	-16951	-24,1
1993	41100	1799	4,4	-6950	-16,9	6287	15,3	-7936	-19,3
1994	34515	877	2,5	-5476	-15,9	6239	18,1	-1723	-5,0
1995	33574	1232	3,7	-3373	-10,0	2880	8,6	-5761	-17,2
1996	28587	1520	5,3	-2675	-9,4	1083	3,8	-4628	-16,2
1997	23922	937	3,9	-1880	-7,9	1186	5,0	-3143	-13,1
1998	21022	694	3,3	-1792	-8,5	1164	5,5	-1778	-8,5
1999	19309	997	5,2	-1648	-8,5	2155	11,2	-1990	-10,3
2000	18791	1231	6,6	-688	-3,7	1871	10,0	-1269	-6,8

Berlin West									
Jahr	Anfangs- bestand	Wachser		Schrumpfer		Starter		Stopper	
		Zahl	Rate	Zahl	Rate	Zahl	Rate	Zahl	Rate
1992	182560	4597	2,5	-12054	-6,6	3394	1,9	-6312	-3,5
1993	172170	3042	1,8	-15890	-9,2	1544	0,9	-8453	-4,9
1994	152189	2595	1,7	-13408	-8,8	1846	1,2	-7487	-4,9
1995	136570	5017	3,7	-9037	-6,6	5391	3,9	-14363	-10,5
1996	123543	2306	1,9	-9226	-7,5	4189	3,4	-4853	-3,9
1997	115932	2573	2,2	-8070	-7,0	1583	1,4	-3911	-3,4
1998	108099	3299	3,1	-4643	-4,3	1898	1,8	-2929	-2,7
1999	105720	2243	2,1	-6610	-6,3	2285	2,2	-3700	-3,5
2000	99970	3336	3,3	-5896	-5,9	3055	3,1	-4206	-4,2

Quelle: Eigene Berechnungen aus Daten des FDZ, Datensatz für die Dynamikanalyse.

Anmerkung: Der Anfangsbestand ist der Bestand im September des Vorjahres. Der Endbestand entspricht dem Anfangsbestand des Folgejahres. Die Raten werden in Bezug auf den Anfangsbestand berechnet. Auch hier kann es durch Betriebsverlagerungen zu kleineren Abweichungen zwischen errechnetem und realen Beständen in den Regionen kommen.

Literaturverzeichnis

- AITKEN, Brian; HANSON, Gordon; HARRISON, Ann: Spillovers, Foreign Investment, and Export Behavior. In: *Journal of International Economics* 43:1-2 (1997), S. 103–132
- ANDERSON, T. W.; HSIAO, Cheng: Formulation and estimation of dynamic models using panel data. In: *Journal of Econometrics* 18 (1982), Nr. 1, S. 47–82
- ARELLANO, Manuel; BOND, Stephen: Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. In: *Review of Economic Studies* 58 (1991), Nr. 2, S. 277–97
- ARNOLD, Jens M.; HUSSINGER, Katrin: Export Behavior and Firm Productivity in German Manufacturing: A Firm-Level Analysis. In: *Review of World Economics (Weltwirtschaftliches Archiv)*, Vol. 141, No. 2 (2005)
- AW, Bee Y.; CHUNG, Sukkyun; ROBERTS, Mark J.: 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 (2000), S. 65–90
- BALDWIN, Richard; KRUGMAN, Paul: Persistent Trade Effects of Large Exchange Rate Shocks. In: *The Quarterly Journal of Economics* 104 (1989), Nr. 4, S. 635–654
- BENDER, Stefan; HAAS, Anette: Die IAB-Beschäftigtenstrichprobe. In: *IAB-Kompendium Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 2002 (Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, BeitrAB 250), S. 3–12

- BENDER, Stefan; WAGNER, Joachim; ZWICK, Markus: *KombiFiD - Kombinierte Firmendaten für Deutschland*, Working Paper Series in Economics. Universität Lüneburg, 60/2007
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B.: Exporters, Jobs and Wages in US-Manufacturing: 1976-1987. In: *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics* (1995), S. 67–119
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B.: *Understanding the U.S. Export Boom*, Working Paper. NBER, No. W6438/1998. URL: <http://ssrn.com/abstract=226185>
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B.: Exceptional exporter performance: cause, effect, or both? In: *Journal of International Economics* 47 (1999a), S. 1–25
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B.: *Exporting and Productivity*, SSRN, 1999b. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.167569>, Abruf: 17.07.2009. – DOI 10.2139/ssrn.167569
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B.: Exporting and Productivity in the USA. In: *Oxford Review of Economic Policy* 20(3) (2004a), S. 343–357
- BERNARD, Andrew B.; JENSEN, J. B.: Why some firms export. In: *The Review of Economics and Statistics* 86(2) (2004b), S. 561–569
- Beschäftigungsobservatorium Ostdeutschland - Arbeitsmarktentwicklungen und Arbeitsmarktpolitik in den neuen Bundesländern, Nr. 16/17 (1995)
- BIESEBROECK, Johannes V.: Exporting raises productivity in sub-Saharan African manufacturing firms. In: *Journal of International Economics* 67 (2005), S. 373–391
- BLANCHARD, Olivier: Theoretical Aspects of Transition. In: *The American Economic Review* 86 (1996), Nr. 2, S. 117–122

- BLANCHARD, Olivier; KREMER, Michael: Disorganization. In: *The Quarterly Journal of Economics* 112 (1997), Nr. 4, S. 1091–1126
- BÖMERMANN, Hartmut; FABER, Cathleen; MÜNCH, Anja; NAUENBURG, Ricarda; POHL, Ramona: Das Forschungsdatenzentrum der Statistischen Landesämter - Was haben wir erreicht und wie geht es weiter? In: *Zeitschrift für amtliche Statistik Berlin Brandenburg* 2/2007, S. 30–33
- BREZINSKI, Horst: *Der Stand der wirtschaftlichen Transformation fünf Jahre nach der Wende*, Freiberg working papers. Techn. Univ., Bergakad. Freiberg, Fac. of Economics and Business Administration, 10/1996
- BREZINSKI, Horst; FRITSCH, Michael: *Transformation: the shocking German way*, Freiberg working papers. Techn. Univ., Bergakad. Freiberg, Fac. of Economics and Business Administration, 1/1996
- BRINKMANN, Markus: *Ordnungspolitik und Transformation: eine ordnungspolitische Analyse unter besonderer Berücksichtigung der deutschen Wiedervereinigung*. 1995 (Schriften zur Nationalökonomie 18)
- BUTLER, J. S.; MOFFITT, Robert: A Computationally Efficient Quadrature Procedure for the One-Factor Multinomial Probit Model. In: *Econometrica* 50 (1982), Nr. 3, S. 761–764
- CAMERON, Colin A.; TRIVEDI, Pravin K.: *Microeconometrics : Methods and Applications*. Cambridge University Press, 2005
- CHAMBERLAIN, Gary: Analysis of Covariance with Qualitative Data. In: *The Review of Economic Studies* 47 (1980), Nr. 1, S. 225–238
- CLERIDES, Sofronis K.; LACH, Saul; TYBOUT, James R.: Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico and Morocco. In: *The Quarterly Journal of Economics* 113(3) (1998), S. 903–947
- DE LOECKER, Jan: Do Exports Generate Higher Productivity? Evidence from Slovenia. In: *LICOS Discussion Papers* 151 (2004)

- DEUTSCH, Robert: *The Food Revolution in the Soviet Union and Eastern Europe*. Boulder and London, 1986
- DEUTSCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG (Hrsg.): *Gesamtwirtschaftliche und unternehmerische Anpassungsfortschritte in Ostdeutschland*. Dreizehnter Bericht. URL: http://www.diw.de/deutsch/95_27_1/30390.html. 1995, Abruf: 11.06.08
- DIXIT, Avinash: Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through. In: *The Quarterly Journal of Economics* 104 (1989), Nr. 2, S. 205–228
- DREWS, Nils: Variablen der schwach anonymisierten Version der IAB-Beschäftigtenstichprobe 1975-2004. In: *FDZ-Datenreport* 3/2007
- FRITSCH, Michael; NIESE, Michael: Betriebsdynamik und Arbeitsplatzentwicklung in der sächsischen Industrie 1991-1998 - Analysen auf der Grundlage der amtlichen Statistik. In: SCHASSE, Ulrich (Hrsg.); WAGNER, Joachim (Hrsg.): *Entwicklung von Arbeitsplätzen, Exporten und Produktivität im interregionalen Vergleich* Bd. 13. Hannover : Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung, 1999, S. 31–48
- GÖRZIG, Bernd; GORNIG, Martin: Produktivität und Wettbewerbsfähigkeit der Wirtschaft der DDR. In: DEUTSCHES INSTITUT FÜR WIRTSCHAFTSFORSCHUNG (Hrsg.): *Beiträge zur Strukturforchung* Bd. 121, 1991
- GREENAWAY, David; KNELLER, Richard: *Exporting, Productivity and Agglomeration: A Difference in Difference Analysis of Matched Firms*, GEP Research Paper. Leverhulme Centre for Research on Globalisation and Economic Policy, University of Nottingham, 45/2003
- GREENAWAY, David; KNELLER, Richard: Exporting and Productivity in the United Kingdom. In: *Oxford Review of Economic Policy* 20(3) (2004), S. 358–371

- 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, 1981, S. 179–195
- HERTLE, Hans-Hermann: Der Zusammenbruch der DDR-Wirtschaft. In: NIEDERSÄCHSISCHE LANDESZENTRALE FÜR POLITISCHE BILDUNG (Hrsg.): *Vom Ende der DDR-Wirtschaft zum Neubeginn in den ostdeutschen Bundesländern*. 1998, S. 11–22
- HIRSCHFELD, Markus; FRITSCH, Michael; NIESE, Michael: Der Konsolidierungsprozess im Thüringer Verarbeitenden Gewerbe: Der Beschäftigungsaufbau in neuen Betrieben entscheidet. In: SCHASSE, Ulrich (Hrsg.); WAGNER, Joachim (Hrsg.): *Regionale Wirtschaftsanalysen mit Betriebspaneldaten* Bd. 14. Hannover : Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung, 2001, S. 47–72
- HOLTZ-EAKIN, D.; NEWEY, W.; ROSEN, H.S.: Estimating vector autoregressions with panel data. In: *Econometrica* 56 (1988), S. 53–78
- HOOVER, Kevin D.; SIEGLER, Mark V.: *Sound and Fury: McCloskey and Significance Testing in Economics*, EconWPA, 27. Nov/2005, Nr. 0511018
- KAISER, Ulrich; KONGSTED, Hans C.: *True versus spurious state dependence in firm performance: the case of West German exports*, Discussion Paper. ZEW, 04-81/2004
- KAISER, Ulrich; WAGNER, Joachim: Neue Möglichkeiten zur Nutzung vertraulicher amtlicher Personen- und Firmendaten. In: *FDZ-Methodenreport* 2/2002
- KÖLLER, Olaf: *Aufgaben und Organisation des Forschungsdatenzentrums am Institut zur Qualitätsentwicklung im Bildungswesen*. 2006. URL: <http://www.iqb.hu-berlin.de/arbberiche/fdz/dateien/fdzkurz.pdf>, Abruf: 03. April 2008

- KOCH, Iris; MEINKEN, Holger: Das Beschäftigtenpanel der Bundesanstalt für Arbeit. In: *ZA-Information* 52 (2003), S. 159–170
- KOHLMANN, Annette: The Research Data Centre of the Federal Employment Service in the Institute for Employment Research. In: *Schmollers Jahrbuch* 125 (2005), S. 437–447
- KOMMISSION ZUR VERBESSERUNG DER INFORMATIONELLEN INFRASTRUKTUR ZWISCHEN WISSENSCHAFT UND STATISTIK (Hrsg.): *Wege zu einer bessern informationellen Infrastruktur*. Nomos Verlagsgesellschaft, Baden-Baden, 2001
- LÖSCH, Dieter: Der Weg zur Marktwirtschaft - Strategiediskussionen im Lichte der transformationspolitischen Erfahrungen. In: KAMINSKI, Hans (Hrsg.): *Von der Planwirtschaft zur Marktwirtschaft : transformationspolitische Konzepte, ausgewählte Länderberichte, spezifische transformationspolitische Themenstellungen*. 1996, S. 19–42
- LOSCHKY, Alexander; RITTER, Liane: Konjunkturmotor Export. In: *Wirtschaft und Statistik* 5/2007, S. 478–488
- MAYER, Thomas; THUMANN, Günther: German Democratic Republic: Background and Plans for Reform. In: LIPSCHITZ, Leslie (Hrsg.); MACDONALD, Donogh (Hrsg.): *German unification: economic issues*. Bd. 75. Washington, D.C. : Internat. Monetary Fund, 1990, S. 49–70
- MCCLOSKEY, Donald N.: The Loss Function Has Been Mislaid: The Rhetoric of Significance Tests. In: *The American Economic Review* 75 (1985), Nr. 2, S. 201–205
- MOLITOR, Bernhard: *Der Übergang von einer zentralistischen Planwirtschaft zur Sozialen Marktwirtschaft*, Vorträge und Aufsätze. Walter Eucken Institut, 136/1991
- MÜLLER, Walter; BLIEN, Uwe; KNOCHE, Peter; WIRTH, Heike: Die faktische Anonymität von Mikrodaten. In: *Forum der Bundesstatistik* Band 19 (1991)

- MUNDLAK, Yair: On the Pooling of Time Series and Cross Section Data. In: *Econometrica* 46 (1978), Nr. 1, S. 69–85
- OBERSCHACHTSIEK, Dirk; SCIOCH, Patrycja; SEYSEN, Christian; HEINIG, Jörg: Stichprobe der Integrierten Erwerbsbiografien. In: *FDZ-Datenreport* 3/2009
- OECD: The Process of Job Creation and Job Destruction. In: *The OECD Employment Outlook* (1987), S. 97–124
- POHL, Ramona: Beschäftigungsentwicklung im Verarbeitenden Gewerbe Berlins - Arbeitsplatzdynamik und Kohortenverläufe alter und neuer Betriebe von 1991 bis 2001. In: POHL, Ramona (Hrsg.); FISCHER, Joachim (Hrsg.); ROCKMANN, Ulrike (Hrsg.); SEMMLINGER, Klaus (Hrsg.): *Analysen zur regionalen Industrieentwicklung - Sonderauswertungen einzelbetrieblicher Daten der amtlichen Statistik*. Berlin : Statistisches Landesamt Berlin, 2003
- POHL, Ramona (Hrsg.); FISCHER, Joachim (Hrsg.); ROCKMANN, Ulrike (Hrsg.); SEMMLINGER, Klaus (Hrsg.): *Analysen zur regionalen Industrieentwicklung - Sonderauswertungen einzelbetrieblicher Daten der amtlichen Statistik*. Berlin : Statistisches Landesamt Berlin, 2003
- RAGNITZ, Joachim: Produktivitätsrückstand der ostdeutschen Wirtschaft: Eine zusammenfassende Bewertung. In: *Wirtschaft im Wandel* 7-8/2001, S. 181–189
- RAGNITZ, Joachim: *Zur Diskussion um den Produktivitätsrückstand Ostdeutschlands*, Internetpublikationen. Institut für Wirtschaftsforschung Halle, 2005. URL: <http://www.iwh-halle.de/asp/pubdetails.asp?Lang=d&ID=1933&ACTION=Details>, Ab-ruf: 11.03.2009
- RAMBERT, Laurance: *Statistische Analyse der Beschäftigungsdynamik im Transformationsprozess in der brandenburgischen Industrie*, Universität Potsdam, Diss., 2004

- REHFELD, Uwe G.: Zur Genese des Forschungsdatenzentrums der gesetzlichen Rentenversicherung. In: *DRV-Schriften* 55 (2004a), S. 12–19
- REHFELD, Uwe G.: Datenangebot und Informationsbedarf im Bereich der Alterssicherung. In: *Deutsche Rentenversicherung* 1-2 (2004b), S. 63–75
- REHFELD, Uwe G.: Zum Aufbau des FDZ-RV. In: *DRV-Schriften* 55 (2005), S. 15–21
- RICHARDSON, J.D.; RINDAL, K.: *Why exports really matter!* The Institute for International Economics and the Manufacturing Institute, Washington D.C., 1995
- ROBERTS, Mark J.; TYBOUT, James R.: The Decision to Export in Colombia: An Empirical Model of Entry with Sunk Costs. In: *American Economic Review* 87(4) (1997), S. 545–564
- RONNING, Gerd; STURM, Roland; HÖHNE, Jörg; LENZE, Rainer; ROSEMANN, Martin; SCHEFFLER, Michael; VORGRIMMLER, Daniel: Handbuch zur Anonymisierung wirtschaftsstatistischer Mikrodaten. In: *Statistik und Wissenschaft* 4/2005
- RUTSCH, Martin: *Birkhäuser Skripten*. Bd. 5: *Statistik 2 - Daten modellieren*. Birkhäuser Verlag Basel, 1987
- SCHASSE, Ulrich (Hrsg.); WAGNER, Joachim (Hrsg.): *Entwicklung von Arbeitsplätzen, Exporten und Produktivität im interregionalen Vergleich*. Hannover : Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung, 1999 (NIW-Vortragsreihe 13)
- SCHASSE, Ulrich (Hrsg.); WAGNER, Joachim (Hrsg.): *Regionale Wirtschaftsanalysen mit Betriebspaneldaten - Ansätze und Ergebnisse*. Hannover : Niedersächsisches Institut für Wirtschaftsforschung, 2001 (NIW-Vortragsreihe 14)
- SIEBERT, Horst: *Das Wagnis der Einheit: eine wirtschaftspolitische Therapie*. Deutsche Verlags-Anstalt, 1993

- SINN, Gerlinde; SINN, Hans-Werner: *Kaltstart: volkswirtschaftliche Aspekte der deutschen Vereinigung*. Mohr, 1992
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.): *Tabellensammlung zur wirtschaftlichen und sozialen Lage in den neuen Bundesländern*, Arbeitsunterlage, 2/1999
- STATISTISCHES BUNDESAMT (Hrsg.): *Datenreport 2004*. 2004 (Schriftenreihe, Band 440)
- STATISTISCHES BUNDESAMT: *Qualitätsbericht - Investitionserhebung bei Unternehmen und Betrieben des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden*. URL: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/Qualitaetsberichte/VerarbeitendesGewerbeIndustrie/Investsteineerden,property=file.pdf>. 2007, Abruf: 03. April 2008
- STATISTISCHES BUNDESAMT: *Qualitätsbericht - Monatsbericht für Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes sowie des Bergbaus und der Gewinnung von Steinen und Erden*. URL: <http://www.destatis.de/jetspeed/portal/cms/Sites/destatis/Internet/DE/Content/Publikationen/Qualitaetsberichte/VerarbeitendesGewerbeIndustrie/Monatsteineerden,property=file.pdf>. 2007, Abruf: 03. April 2008
- STATISTISCHES LANDESAMT BERLIN: *Zehn Jahre Berliner Einheit. Daten und Analysen zum Vereinigungsprozess*. In: *Statistische Monatsschriften* 1-6/2000
- STÄGLIN, Reiner; PFEIFFER, Ingo; STEPHAN, Andreas: *Die Bedeutung der Belastung der Wirtschaft durch amtliche Statistiken : Dienstleistungsvorhaben des Bundesministeriums für Wirtschaft und Technologie, Projekt Nr. 29/03; Schlussbericht*. DIW Berlin, German Institute for Economic Research, 2006 (DIW Berlin: Politikberatung kompakt)

- UELTSCHÖFFER, Jörg; FLAIG, Berthold B.: Soziale Milieus in Ost- und Westdeutschland. In: *perspektiven ds* 11 (1994), S. 174–185
- VATTHAUER, Manfred: *Wirtschaft der DDR: Bestandsaufnahme und Perspektiven*, Aktuelles zum Nachdenken. Niedersächsische Zentrale für politische Bildung, Folge 1/1990
- WAGNER, Joachim: The causal effects of exports on firm size and labor productivity: first evidence from a matching approach. In: *Economics Letters* 77 (2002), S. 287–292
- WAGNER, Joachim: *Unobserved firm heterogeneity and the size-exports nexus: Evidence from German panel data*, HWWA Discussion Paper. Hamburgisches Welt-Wirtschafts-Archiv, 194/2002
- WAGNER, Joachim: *Exports and Productivity: A survey of the evidence from firm level data*, Working Paper Series in Economics. Universität Lüneburg, 4/2005a
- WAGNER, Joachim: *Exporte und Produktivität in mittelständischen Betrieben, Befunde aus der niedersächsischen Industrie (1985-2004)*, Working Paper Series in Economics. Universität Lüneburg, 11/2005b
- WAGNER, Joachim; GERLACH, Knut: Die Beschäftigungsdynamik im Bergbau und Verarbeitenden Gewerbe in Niedersachsen: Eine Komponentenanalyse für den Zeitraum 1978 - 1990. In: STATISTISCHES LANDESAMT NIEDERSACHSEN (Hrsg.): *Statistische Monatshefte Niedersachsen* Bd. 46, 1992, S. 5 – 10
- WINDMEIJER, Frank: *A Finite Sample Correction for the Variance of Linear Two-Step GMM Estimators*, Working Paper Series. Institute for Fiscal Studies, WP 00/19/2000
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M.: *Econometric analysis of cross section and panel data*. The MIT Press, 2002
- WOOLDRIDGE, Jeffrey M.: Simple solutions to the initial conditions problem in dynamic, nonlinear panel data models with unobserved

- heterogeneity. In: *Journal of Applied Econometrics* 20 (2005), Nr. 1, S. 39–54
- ZÜHLKE, S.; ZWICK, M.; SCHARNHORST, S.; WENDE, T.: Die Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und der Länder. In: *Wirtschaft und Statistik* 10/2003, S. 906–911
- ZÜHLKE, Sylvia; CHRISTIANS, Helga: Datenangebot und Datenzugang im Forschungsdatenzentrum der Statistischen Landesämter. In: FORSCHUNGSDATENZENTRUM DER STATISTISCHEN LANDESÄMTER (Hrsg.): *Amtliche Mikrodaten für die Sozial- und Wirtschaftswissenschaften. Beiträge zu den Nutzerkonferenzen des FDZ der Statistischen Landesämter*, 2005, S. 7–21
- ZÜHLKE, Sylvia; HETKE, Uwe: Datenbedarf der Wissenschaft. Ein Bericht des Forschungsdatenzentrums der Statistischen Landesämter über die erste Nutzerbefragung. In: *Statistische Analysen und Studien NRW* Band 6 (2002)

Internetadressen von Anbietern von Mikrodaten (Stand:18.06.2009)

Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter des Bundes und
der Länder

www.forschungsdatenzentrum.de

Forschungsdatenzentrum der Deutschen Rentenversicherung

[http://forschung.deutsche-rentenversicherung.de/
ForschPortalWeb/](http://forschung.deutsche-rentenversicherung.de/ForschPortalWeb/)

Forschungsdatenzentrum der BA am IAB

<http://fdz.iab.de/>

Forschungsdatenzentrum am IQB

<http://www.iqb.hu-berlin.de/arbberreiche/fdz>

Forschungsdatenzentren bei GESIS

Servicezentrum für Mikrodaten, FDZ „ALLBUS“, FDZ „Internationale
Umfrageprogramme“, FDZ „Daten der Wahlforschung“

[http://www.gesis.org/dienstleistungen/
forschungsdatenzentren/](http://www.gesis.org/dienstleistungen/forschungsdatenzentren/)

Datencenter des DIW

http://www.diw.de/deutsch/soep/data_center/32013.html

20 Jahre sind mittlerweile vergangen seit die friedliche Protestbewegung zur Abdankung des alten Regimes der Deutschen Demokratischen Republik führte. Im darauf folgenden Jahre kam es zur Wiedervereinigung der beiden deutschen Staaten. Der anschließende Transformationsprozess ist aufgrund der besonderen Umstände in Deutschland einzigartig unter den ehemaligen sozialistischen Staaten Mittel- und Osteuropas.

Der Schwerpunkt dieser Arbeit liegt in der Transformation des Verarbeitenden Gewerbes in den Bundesländern Berlin und Brandenburg. Mit der Wiedervereinigung der beiden deutschen Staaten veränderte sich die Situation für die Betriebe im ehemals sozialistischen Teil auf dramatische Weise. Die Auswirkungen werden anhand von Makro- und Mikrodaten analysiert.

Untersuchungsgegenstände sind verschiedene ökonomische Indikatoren, wie Zahl von Betrieben und Arbeitsplätzen, Strukturen (nach Größe und Branchen), Umsätze (im In- und Ausland) sowie Investitionen. Der Vergleich von Brandenburg und Ostberlin mit Westberlin bietet dabei die Möglichkeit, Aufschluss über den erreichten Stand des Transformationsprozesses zu erhalten.

Die Datenbasis dieser Arbeit besteht neben Angaben aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder aus verschiedenen betriebsbasierten Erhebungen der amtlichen Statistik. Der Beobachtungszeitraum umfasst dabei die Jahre 1991 bis 2005. Zur Analyse von Betriebs- und Beschäftigungszahlen und ihrer Dynamik steht sogar eine Totalerhebung für die Jahre 1991 bis 2000 zur Verfügung.

Ein besonderer Schwerpunkt dieser Arbeit ist die Rolle der Exporte für die betriebliche Entwicklung. Die deutsche Wirtschaftspolitik fördert Unternehmen bei ihrem Schritt auf ausländische Märkte, da man sich von Exporten eine Wachstumsstimulation erhofft. Damit eine solche Förderung auch langfristige positive Effekte entfalten kann, muss einerseits der Export positiven Einfluss auf das Produktivitätswachstum des betreffenden Betriebes haben, und andererseits muss das Exportverhalten eine gewisse Persistenz aufweisen. Beide Bedingungen werden innerhalb der Arbeit detailliert untersucht.

ISBN 978-3-86956-068-7



9 783869 560687