

Steil, Fabian; Wolf, Elke

Working Paper — Digitized Version

Welche Bedeutung haben Unternehmenscharakteristika und regionales Umfeld für die Beschäftigungsdynamik? Eine mikroökonomische Analyse für das ostdeutsche Verarbeitende Gewerbe

ZEW Discussion Papers, No. 97-22

Provided in Cooperation with:

ZEW - Leibniz Centre for European Economic Research

Suggested Citation: Steil, Fabian; Wolf, Elke (1997) : Welche Bedeutung haben Unternehmenscharakteristika und regionales Umfeld für die Beschäftigungsdynamik? Eine mikroökonomische Analyse für das ostdeutsche Verarbeitende Gewerbe, ZEW Discussion Papers, No. 97-22, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/29490>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Discussion Paper No. 97-22

**Welche Bedeutung haben Unternehmens-
charakteristika und regionales Umfeld für
die Beschäftigungsdynamik?**

**Eine mikroökonomische Analyse für das
ostdeutsche Verarbeitende Gewerbe**

Fabian Steil und Elke Wolf

HWWA-INSTITUT
Bibliothek

K 97

4620



K97-4620

ZEW

Zentrum für Europäische
Wirtschaftsforschung GmbH

Centre for European
Economic Research

Das Wichtigste in Kürze

In dieser Studie werden die Determinanten der Beschäftigungsentwicklung in den ostdeutschen Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes im Zeitraum von Anfang 1992 bis Mitte 1996 untersucht. Wie die intensive wirtschaftspolitische Diskussion um den Erhalt industrieller Kerne zeigt, wird diesem Wirtschaftszweig eine zentrale Rolle für eine selbsttragende wirtschaftliche Entwicklung in den neuen Bundesländern zugewiesen.

Im Mittelpunkt der bisherigen Studien zur unternehmensspezifischen Beschäftigungsdynamik steht der Einfluß der Größe und des Alters eines Unternehmens auf seine Wachstumsrate. Aufgrund der Besonderheiten des ostdeutschen Transformationsprozesses untersuchen wir neben diesen Determinanten zudem die Unterschiede in der Beschäftigungsentwicklung zwischen Neugründungen, ehemaligen Staatsbetrieben und bereits in der DDR privat geführten Unternehmen. Im Gegensatz zu den meisten der bislang vorliegenden Studien wird hier darüber hinaus der Einfluß des regionalen Umfelds auf die Wachstumsrate der Unternehmen analysiert.

Die Untersuchungen zeigen, daß sowohl von der Größe als auch vom Alter der Unternehmung ein negativer Einfluß auf deren Wachstumsrate ausgehen. Diese Zusammenhänge konnten auch in einer Reihe von Studien für westliche Industrienationen festgestellt werden. Weiterhin wird deutlich, daß die bereits in der DDR privat geführten Unternehmen *ceteris paribus* eine höhere Wachstumsrate aufweisen als die nach der Wende neugegründeten Unternehmen. Im Gegensatz dazu können für ehemalige Staatsbetriebe mit mehr als neun Beschäftigten -gegeben die sonstigen Unternehmensmerkmale- signifikant geringere Wachstumsraten der Beschäftigung beobachtet werden. Bei Unternehmen mit mehr als 50 Beschäftigten wirkt sich die Beteiligung eines westdeutschen oder ausländischen Unternehmens positiv auf die Entwicklung des Personalbestands aus. Darüber hinaus lassen sich systematische Abweichungen in der Wachstumsdynamik der Unternehmen in Abhängigkeit von der gewählten Rechtsform feststellen. Am günstigsten entwickeln sich offensichtlich die GmbH & Co. KGs.

Die regionalen Indikatoren deuten auf einen negativen Zusammenhang zwischen dem Lohnniveau sowie dem Verdichtungsgrad eines Kreises und der Wachstumsrate der dort ansässigen Unternehmen hin. Positiv wirkt sich hingegen der Anteil der Beschäftigten in der eigenen Branche sowie im sonstigen Verarbeitenden Gewerbe an allen Erwerbstätigen eines Kreises auf das Wachstum der Firmen aus. Die oft geäußerte Vermutung, daß sich die schnelle Liquidation von Unternehmen durch die Treuhandanstalt die Wachstumsdynamik der in diesen Regionen angesiedelten Unternehmen negativ beeinflusst, hat sich anhand der empirischen Analyse nicht bestätigt.

Welche Bedeutung haben Unternehmenscharakteristika und regionales Umfeld für die Beschäftigungsdynamik?*

**Eine mikroökonomische Analyse für das
ostdeutsche Verarbeitende Gewerbe**

von

Fabian Steil und Elke Wolf

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)

August 1997

Abstract

In this paper, we analyse the influence of firm characteristics and the regional environment on employment growth of East German manufacturing firms between 1992 and 1996. Our results confirm the negative impact of firm size and age on employment growth found in various studies for several developed economies. An additional negative effect for firms which have emerged from former state-owned establishments can only be observed for firms with more than nine employees. Our analysis also shows some evidence that there exists a positive influence of localization economies on the firm specific growth rate of employment. Furthermore, the regional wage rate influences the growth rate in the expected way.

* Diese Untersuchung wurde im Rahmen des Projekts „Unternehmensdynamik und Standortbedingungen in den neuen Bundesländern“ von der Stiftung Volkswagenwerk finanziell gefördert. Wir bedanken uns bei Dietmar Harhoff, Georg Licht und Viktor Steiner für ihre konstruktive Kritik.

Die Diskussionspapiere dienen einer möglichst schnellen Verbreitung von neueren Forschungsarbeiten des ZEW. Die Beiträge liegen in alleiniger Verantwortung der Autoren und stellen nicht notwendigerweise die Meinung des ZEW dar.

1 Einführung

Im ersten Halbjahr 1997 betrug die offizielle Zahl der Arbeitslosen in der Bundesrepublik im Mittel ungefähr 4,4 Millionen und erreichte somit einen Höchststand in der Geschichte der Bundesrepublik. Mit einer Arbeitslosenquote von 18 Prozent (1. Halbjahr 1997) stellt sich die Situation auf dem ostdeutschen Arbeitsmarkt auch sechseinhalb Jahre nach der Wirtschafts- und Währungsunion noch immer deutlich ungünstiger dar als in den alten Bundesländern (10 Prozent). Zwar ist dieser Unterschied vor dem Hintergrund der höheren Erwerbsbeteiligung der ostdeutschen Bevölkerung zu relativieren, andererseits ist der Umfang der sogenannten verdeckten Arbeitslosigkeit in Form von Kurzarbeit, vorzeitigem Ruhestand, Weiterbildungs- und ABM-Maßnahmen in den neuen Bundesländern wesentlich ausgeprägter als im Westen (vgl. hierzu TRABERT, 1997).

Neue Arbeitsplätze entstehen durch Neugründungen und das Wachstum bestehender Unternehmen. In dieser Studie werden die Determinanten der Beschäftigungsentwicklung ostdeutscher Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes im Zeitraum von Anfang 1992 bis Mitte 1996 untersucht.¹ Wie die intensive wirtschaftspolitische Diskussion um den Erhalt industrieller Kerne zeigt, wird diesem Wirtschaftszweig eine zentrale Rolle für eine selbsttragende wirtschaftliche Entwicklung in den neuen Bundesländern zugewiesen. Zielsetzung der Analysen ist es, neben verschiedenen Unternehmenscharakteristika den Einfluß des regionalen Umfelds auf die Beschäftigungsdynamik der Firmen zu untersuchen. Letztgenannte Fragestellung hat bislang in empirischen Studien nur sehr wenig Beachtung gefunden.

Zur unternehmensspezifischen Beschäftigtenentwicklung in den neuen Bundesländern liegen bislang nur sehr wenige Untersuchungen vor. Diese basieren fast ausschließlich auf Unternehmensbefragungen und beschränken sich weitgehend auf einfache deskriptive Analysen der (geplanten) Arbeitskräftenachfrage ostdeutscher Unternehmen. Multivariate Zusammenhänge werden in der Regel nicht berücksichtigt. Ökonometrische Analysen zum Beschäftigungswachstum ostdeutscher Unternehmen auf Basis von Mikrodaten, wie beispielsweise von HINZ et al. (1997), LICHT et al. (1996) und HARHOFF/STAHL (1994), existieren bislang ebenfalls nur wenige. Letztgenannte Studie basiert auf den ersten drei Wellen des ZEW-Gründungspanel Ost. Die vorliegende Untersuchung, in die elf Wellen dieser Datenbasis einbezogen werden, stellt eine Fortsetzung und Erweiterung der Analysen von HARHOFF/STAHL (1994) dar.

¹ Für Analysen zum Gründungsgeschehen in den neuen Bundesländern siehe FELDER et al. (1997) und STEIL (1997).

Im folgenden Abschnitt werden zunächst einige wesentliche Hypothesen zu den Determinanten der unternehmensspezifischen Beschäftigungsentwicklung und deren bisherige empirische Evidenz vorgestellt. Hierbei wird auch diskutiert, welche Besonderheiten aus dem ostdeutschen Transformationsprozeß für die Unternehmensdynamik zu erwarten sind. In Abschnitt 3 wird die Datenbasis der Untersuchung, das ZEW-Gründungspanel Ost, beschrieben und auf potentielle Selektivitätsprobleme eingegangen. Die Ergebnisse der eigenen empirischen Analysen werden in Abschnitt 4 vorgestellt. Abschließend werden die wichtigsten Resultate der Untersuchung zusammengefaßt (Abschnitt 5).

2 Determinanten des Unternehmenswachstums

2.1 Unternehmensspezifische Einflußfaktoren

Im Vordergrund der wissenschaftlichen Diskussion über die Bestimmungsfaktoren der unternehmensspezifischen Beschäftigungsentwicklung stand bislang der Zusammenhang zwischen der Wachstumsrate und der Größe eines Unternehmens.² Es existieren eine Reihe theoretischer Ansätze, die auf der Annahme basieren bzw. mit dieser konsistent sind, daß die Wachstumsrate eines Unternehmens unabhängig von seiner Größe ist.³ Die Hypothese eines stochastischen Zusammenhangs zwischen Wachstum und Größe eines Unternehmens wird auch als „Gibrat’s law (of proportionate growth)“ bezeichnet. Allerdings lassen sich Überlegungen anstellen, die einen systematischen Zusammenhang zwischen der Größe und der Wachstumsrate eines Unternehmens nahelegen. Die Nutzung von Skalenerträgen und der in der Regel leichtere Zugang zu überregionalen Märkten stellen wesentliche Vorteile für große Unternehmen dar. Allerdings impliziert ein überregionaler Absatz in der Regel auch eine zunehmende Konkurrenz internationaler Anbieter, was vor dem Hintergrund der hohen Lohnstückkosten in den neuen Bundesländern ostdeutschen Unternehmen besondere Probleme bereiten dürfte. Demgegenüber können kleine Unternehmen von einer stärkeren Nutzung von Marktnischen profitieren.⁴ Nachteile entstehen großen Unternehmen weiterhin möglicherweise durch die zunehmende Komplexität des Managements, woraus Ineffizienzen und eine geringere Flexibilität resultieren können. Welcher der

² Die Untersuchungen zum Zusammenhang von Wachstumsrate und Größe eines Unternehmens beschränken sich nicht ausschließlich auf die Beschäftigtenzahl. In den Studien von GEROSKI/MACHIN (1992) oder DUNNE/HUGHES (1994) wird die Größe durch die Umsätze bzw. die Aktiva der Unternehmen operationalisiert.

³ Vgl. HALL (1987, S. 584) und EVANS (1987 a, S. 661 ff.), der einen Überblick über diese Ansätze gibt.

⁴ Vgl. auch PRANTL (1997, S. 132), die die Vorteile einer Positionierung in Marktnischen allerdings weniger im Wachstumspotential als in den Überlebenschancen eines Unternehmens sieht.

gegenläufigen Größeneffekte dominiert, kann nur empirisch entschieden werden.

Für die Vereinigten Staaten und Großbritannien wurde in der Mehrzahl der Studien ein negativer Einfluß der Firmengröße auf die Wachstumsrate festgestellt.⁵ Nach den Untersuchungen von EVANS (1987 a, b) und HALL (1987) für das Verarbeitende Gewerbe in den USA ist dieser Zusammenhang jedoch nicht linear, sondern der marginale negative Effekt der Größe nimmt mit zunehmender Beschäftigtenzahl ab. Für die Bundesrepublik sind die Ergebnisse hinsichtlich des Einflusses der Größe eines Unternehmens auf seine Beschäftigtenentwicklung allerdings weniger eindeutig.⁶ So konnte WAGNER (1992) in seiner Studie für Betriebe des Verarbeitenden Gewerbes in Niedersachsen mit mindestens 20 Beschäftigten im Zeitraum 1978 bis 1989 keinen systematischen Zusammenhang zwischen Firmengröße und -wachstum feststellen. FRITSCH (1990, S. 259) kommt nach seinen Analysen einer Stichprobe von ca. 3.000 Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes zu der Schlußfolgerung, daß der negative Effekt der Größe auf die Wachstumsrate primär auf das geringere Alter kleinerer Unternehmen, d. h. auf die höhere Wachstumsdynamik junger Firmen zurückzuführen ist. Demgegenüber bestätigen die Analysen von HARHOFF/STAHL (1995) und HARHOFF et al. (1996) auf der Basis des Mannheimer Unternehmenspanels das Vorliegen eines negativen, nicht linearen Zusammenhangs zwischen Wachstumsrate und Firmengröße, auch wenn für Unterschiede im Unternehmensalter kontrolliert wird. Der negative Effekt der Unternehmensgröße konnte auch in verschiedenen Untersuchungen für die neuen Bundesländer festgestellt werden (vgl. STEIL, 1993, HARHOFF/STAHL, 1994, LEHMANN, 1996 und HINZ et al., 1997).

LEVER (1996) hat in seiner Untersuchung für die Niederlande festgestellt, daß sich die Beschäftigungsanpassung in kleinen Unternehmen schneller vollzieht als in großen. Dieses Ergebnis impliziert, daß der geschätzte Zusammenhang zwischen Größe und Wachstumsrate möglicherweise auch von der Länge der betrachteten Beobachtungsperiode abhängt.

Weiterhin gilt das Alter eines Unternehmens als wichtige Wachstumsdeterminante. Aufgrund von Liquiditätsrestriktionen und risikoaversen Verhalten weisen neugegründete Unternehmen in der Regel eine suboptimale Größe auf. Erweist sich das Unternehmenskonzept als tragfähig, ist zu erwarten, daß die

⁵ Vgl. u. a. AUDRETSCH/MAHMOOD (1992), EVANS (1987 a, b), HALL (1987), STOREY/JOHNSON (1987). Ein tabellarischer Überblick über weitere Untersuchungen findet sich bei WAGNER (1992, S. 127).

⁶ Eine kritische Zusammenfassung einer Reihe von Studien zu dieser Fragestellung, die primär in der ersten Hälfte der 80er Jahre durchgeführt wurden, findet sich bei FRITSCH/HULL (1987). Vgl. ebenfalls HARHOFF (1992).

Beschäftigung schnell an die optimale Betriebsgröße angepaßt wird. Bei den jungen, überlebenden Firmen ist daher mit einem überdurchschnittlichen Beschäftigtenwachstum zu rechnen. Sobald dieser Anpassungsprozeß abgeschlossen ist, das Unternehmen sich also in einer fortgeschrittenen Lebensphase befindet, sinkt auch dessen Wachstumsdynamik. Dieser negative Zusammenhang zwischen dem Unternehmensalter und dem Beschäftigtenwachstum wurde sowohl in den Untersuchungen von EVANS (1987 a, b) für die USA als auch in den erwähnten Studien von HARHOFF/STAHL (1995) und HARHOFF et al. (1996) für Westdeutschland bestätigt.

In Ostdeutschland sind hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen Alter und Wachstumsrate jedoch einige Besonderheiten zu berücksichtigen. Die Treuhandanstalt (THA) hat im Rahmen der Privatisierung eine umfangreiche Aufspaltung und Neugliederung der ehemaligen Staatsunternehmen durchgeführt. Die entsprechenden Übernahmen stellen daher in vielen Fällen keine unmittelbaren Nachfolgesellschaften ehemaliger zusammenhängender Betriebseinheiten dar, weshalb ein Gründungsdatum bzw. das Alter oftmals erst ab dem Zeitpunkt der Übernahme sinnvoll zu interpretieren ist. Bei den „älteren“ Unternehmen, deren Gründungsdatum vor November 1989 liegt, handelt es sich nahezu ausschließlich um bereits zu DDR-Zeiten privat geführte Unternehmen. Da diese Firmen zum einen bis 1990 in ihren Entwicklungsmöglichkeiten durch eine Reihe staatlicher Auflagen beschränkt waren, sich zum anderen auf Probleme des Transformationsprozesses möglicherweise leichter einstellen konnten, ist es denkbar, daß sie eine überdurchschnittliche Wachstumsdynamik aufweisen. Der in anderen Studien beobachtete negative Effekt des Alters könnte hierdurch überlagert werden. Anhand einer Unternehmensumfrage des DIW aus dem Jahre 1995 kann diese Vermutung allerdings nicht bestätigt werden (DIW, 1995). Hierbei zeigte sich, daß die nach 1989 neugegründeten Unternehmen bis zum Ende des Befragungsjahres ihre Beschäftigung im Mittel um sechs Prozent erhöhen wollten, wohingegen die bereits vor 1990 privat geleiteten Unternehmen die Mitarbeiteranzahl voraussichtlich nur um ein Prozent erhöhen. Auch bei der Unternehmensbefragung des ZEW lag der Anteil der Unternehmen, die eine positive Beschäftigungsveränderung planten, bei den neugegründeten Unternehmen höher als bei den bereits vor der Wende Selbständigen. Im Gegensatz dazu erhalten HARHOFF/STAHL (1994) einen positiven Alterseffekt, der im Sinne von Wettbewerbsvorteilen der vor der Wende gegründeten Unternehmen interpretiert werden könnte.

Die Arbeiten von HARHOFF/STAHL (1994, 1995) und HARHOFF et al. (1996) deuten darauf hin, daß die Wachstumsdynamik neben der Größe und dem Alter auch mit der Rechtsform eines Unternehmens zusammenhängt. In den Studien für Westdeutschland weisen insbesondere Gesellschaften mit beschränkter Haftung eine überdurchschnittliche Wachstumsrate auf. Die Autoren führen als eine mögliche Ursache für dieses Ergebnis an, daß die Haftungsbeschränkung

eine Investition in riskantere Projekte tragbar macht.⁷ Der Zusammenhang zwischen Wachstumsrate und Rechtsform sollte jedoch nicht streng in dem Sinne interpretiert werden, daß die Rechtsform per se den Wachstumsprozeß beeinflußt, da letztere wohl auch im Hinblick auf die geplanten Investitionsprojekte gewählt werden dürfte. Unklar ist allerdings, inwieweit den ostdeutschen Gründern die Vor- und Nachteile der einzelnen Rechtsformen hinreichend bekannt waren, um ähnliche Effekte in den neuen Bundesländern zu beobachten. Darüber hinaus besitzen Personengesellschaften steuerrechtliche Vorteile gegenüber der Rechtsform der GmbH, die insbesondere bei der Nutzung von Fördermitteln zum Tragen kommen und daher in Ostdeutschland von besonderer Relevanz sind (BAUMHOFF, 1994). Außerdem sollte berücksichtigt werden, daß die von der Treuhandanstalt übernommenen Unternehmen vor der Privatisierung in der Regel in GmbHs umgewandelt wurden, so daß die rechtsformspezifischen Unterschiede der Wachstumsrate vermutlich nur bei den Neugründungen und den bereits vor der Wende Selbständigen beobachtet werden können.

Die Umstrukturierung der ehemaligen Staatsbetriebe ging auch nach der Privatisierung häufig mit einem nochmaligen Personalabbau einher. Dies bestätigen auch die Umfrageergebnisse des DIW, wonach der Beschäftigtenabbau in diesen Unternehmen zum Frühjahr 1995 noch immer nicht abgeschlossen war (DIW, 1995). Auch WAHSE et al. (1996) kommen bei ihrer Befragung von ca. 2000 ehemaligen Treuhandfirmen im Oktober 1995 zu dem Ergebnis, daß diese Unternehmen in den folgenden zwei Jahren per Saldo einen weiteren Abbau ihrer Beschäftigung planten. Es jedoch ist zu vermuten, daß die Wachstumsraten dieser Unternehmen um so höher sind, je länger die Privatisierung zurückliegt, d.h. je weiter die Umstrukturierung potentiell vorangeschritten ist. Die beobachteten Wachstumsraten der von der Treuhand privatisierten Unternehmen werden demnach auch davon abhängen, wie stark die Firmen bis zum Beginn des Beobachtungsintervalls bereits „geschrumpft“ sind bzw. aus welchem Zeitraum die zur Berechnung der Wachstumsrate verwendeten Beschäftigtenangaben stammen.

Bei den ostdeutschen Unternehmen liegt die Vermutung nahe, daß auch die Beteiligung westlicher oder ausländischer Firmen die Beschäftigungsentwicklung beeinflußt. Ein positiver Einfluß kann beispielsweise aus dem Transfer von Know-how und dem besseren Zugang zu überregionalen Märkten resultieren. Andererseits ist zu vermuten, daß mit der Beteiligung durch westdeutsche oder ausländische Firmen auch eine konsequentere Rationalisierungspolitik einhergeht, was u. a. einen sparsamen Einsatz des Faktors Arbeit zur Folge hätte.

⁷ Vgl. HARHOFF et al. (1996, S. 2 ff) und die dort angeführte Literatur. Diese Hypothese wird auch durch die in diesen Studien festgestellte höhere Sterbewahrscheinlichkeit von Unternehmen mit der Rechtsform GmbH gestützt.

Unterstützt wird diese Überlegung durch die DIW-Befragung im Frühjahr 1995, bei der die Unternehmen mit westdeutschen oder ausländischen Eigentümern im Gegensatz zu den Unternehmen mit nur ostdeutschen Eignern angaben, ihre Mitarbeiterzahl in den folgenden Monaten zu reduzieren. Bei diesem Ergebnis ist jedoch zu berücksichtigen, daß in der Regel westliche Investoren die größeren staatlichen Betriebseinheiten übernommen haben. Die Unternehmensbefragung des ZEW ergab hingegen, daß sowohl bei Neugründungen als auch bei Übernahmen im Fall einer westlichen Beteiligung signifikant häufiger eine Einstellung neuer Mitarbeiter geplant war.

2.2 Regionale Einflußfaktoren

Neben den unternehmensspezifischen Charakteristika wird das Wachstumspotential der Firmen auch durch die Standortbedingungen und die Branchenkonjunktur bestimmt. Zu den wichtigsten Standortfaktoren zählen die Verfügbarkeit und die Preise der Produktionsfaktoren. Demnach wird vermutet, daß Unternehmen in Regionen mit hohen Effektivlöhnen geringere Wachstumsraten aufweisen als Unternehmen in Kreisen mit geringeren Lohnkosten. Es ist allerdings zu bedenken, daß die Höhe der Effektivlöhne von der Wachstumsdynamik der Unternehmen in der Vorperiode beeinflußt wird.

Besondere Bedeutung für die wirtschaftliche Entwicklung einer Region bzw. für die Ansiedlung und das Wachstum von Unternehmen wird darüber hinaus insbesondere den Agglomerationsfaktoren zugemessen (vgl. u. a. STAHL, 1995). Dabei ist es üblich, die Agglomerationsvor- und -nachteile nach Lokalisationseffekten, die aus der räumlichen Konzentration einer Branche resultieren, und Urbanisationseffekten, die das Ergebnis einer allgemeinen räumlichen Konzentration wirtschaftlicher Aktivitäten sind, zu differenzieren.

Als wesentliche Lokalisationsvorteile hat bereits MARSHALL (1890) das Angebot an Arbeitskräften mit branchenspezifischer Qualifikation, das Vorhandensein spezialisierter Zulieferbetriebe und die Existenz von Wissenstransfer zwischen den Unternehmen bzw. den Beschäftigten einer Branche hervorgehoben. Negative Wachstumseffekte der räumlichen Konzentration einer Branche können u. a. aus Konkurrenzbeziehungen oder der stärkeren Betroffenheit einer Region von Strukturwandel und konjunkturellen Einflüssen resultieren.

Wesentliche Vorteile der Urbanisation stellen das differenzierte Arbeitsangebot, die hohe lokale Nachfrage und die gut ausgebaute Infrastruktur dar, wobei bezüglich letztgenanntem Faktor insbesondere die Verkehrsinfrastruktur als wichtige Determinante der regionalen Wirtschaftsentwicklung diskutiert wird (vgl. z. B. DIW, 1997). Allerdings werden in diesem Zusammenhang nicht nur die Bedeutung der Verkehrsnetze als Standortfaktor für die Unternehmen hervorgehoben, sondern auch die durch entsprechende Investitionen ausgelösten Multiplikatoreffekte betont. In Ostdeutschland ist in den ersten Jahren des

Transformationsprozesses weiterhin der schnellere Aufbau der Telekommunikationsinfrastruktur in den Ballungsräumen als wichtiger Urbanisationsvorteil zu bedenken. Die Nachteile hochverdichteter Regionen liegen in der Flächenknappheit und damit hohen Bodenpreisen, in den strengeren Umweltauflagen bei Neu- oder Erweiterungsinvestitionen sowie in der Überlastung der Verkehrswege.

Neben den Lohnkosten wird in der Bundesrepublik auch die hohe Steuerbelastung als wesentliches Wachstumshemmnis der Unternehmen intensiv diskutiert. Regionale Unterschiede in der Unternehmensbesteuerung resultieren in erster Linie aus der Gewerbesteuer. Der Anteil der Gewerbesteuern an der Gesamtsteuerbelastung eines Unternehmens beträgt immerhin etwa 20 Prozent.⁸ Die Untersuchungen von EGELN et. al. (1996) und STEIL (1993) sprechen dafür, daß Unterschiede in der regionalen Besteuerung für die Unternehmer bei Investitionsentscheidungen von Relevanz sind.

Auswirkungen auf die unternehmensspezifische Beschäftigtenentwicklung könnten auch von der Privatisierungspolitik der THA ausgegangen sein. Allerdings sind sowohl aus der Privatisierung als auch aus der Liquidation von Betrieben in einer Region theoretisch gegenläufige Effekte auf den Wachstumsprozeß der hier ansässigen Firmen ableitbar. Während die Privatisierung von Unternehmen über Zuliefer- und Abnehmerbeziehungen einerseits positive Effekte auf die Entwicklung der übrigen Unternehmen haben kann, resultiert aus potentiellen Konkurrenzbeziehungen evtl. eine entgegengesetzte Wirkung. Analoge Überlegungen gelten für die Liquidation von Unternehmen.

3 Datenbasis, Selektivitätsprobleme und Auswahl der Unternehmen

3.1 ZEW-Gründungspanel Ost

Als Datenbasis der Untersuchung dient das Gründungspanel Ost des ZEW, in dem alle von CREDITREFORM erhobenen Daten zu ostdeutschen Unternehmen enthalten sind. Bei CREDITREFORM handelt es sich um eine Kreditauskunftei, die über die größte Datenbank zu deutschen Unternehmen verfügt. Bereits zu Beginn des Jahres 1990 wurde die Geschäftstätigkeit auf die neuen Bundesländer ausgedehnt.

⁸ Vgl. SPENGLER (1996, S. 64). Der Anteil der Gewerbesteuer vom Ertrag beträgt dabei ca. 17, der vom Kapital ca. 3 Prozent. Die Prozentangaben beziehen sich auf eine repräsentative Kapitalgesellschaft des Verarbeitenden Gewerbes in den alten Bundesländern.

Die Erhebungseinheit von CREDITREFORM stellt das rechtlich selbständige Unternehmen dar.⁹ Die Informationen zu den einzelnen Unternehmen umfassen u. a. Adresse, Rechtsform, fünfstelliger Branchencode, Beschäftigtenzahl, tagesgenauer Zeitpunkt der Datenerhebung, Gründungsdatum, im Fall von Übernahmen auch das Gründungsdatum des Vorgängerunternehmens (sog. Vorgründungsdatum), Beteiligungsverhältnisse, Vergleichs- und Konkursverfahren, Informationen über eine nicht im Rahmen eines Konkurs- bzw. Gesamtvollstreckungsverfahrens erfolgte Stilllegung und über mögliche Probleme im Aktualitätsstand der Daten. Zur Datenerfassung führt CREDITREFORM eine systematische Recherche verschiedener öffentlicher Register (insbesondere des Handelsregisters), der Konkurs- und Vergleichsmeldungen sowie von Tageszeitungen, Geschäftsberichten und veröffentlichten Bilanzen durch. Neben diesen Datenquellen stellen Anfragen bezüglich der Kreditwürdigkeit eines Unternehmens den wichtigsten Grund für die erstmalige Erfassung sowie für die Aktualisierung der Informationen von bereits im Datenbestand vorhandenen Unternehmen dar.

Eine Übertragung der aktualisierten Daten und der erstmals recherchierten Unternehmen (in der Regel Neugründungen) in das Gründungspanel erfolgt im Abstand von etwa sechs Monaten. Es sei hervorgehoben, daß es sich bei dem am ZEW generierten Datensatz nicht um ein Panel im üblichen Sinne handelt, da die Anzahl und die Zeitpunkte der Erhebungen zwischen den einzelnen Unternehmen variieren. Nach der elften Welle vom Oktober 1996 umfaßt das Gründungspanel Informationen zu etwa 630.000 ostdeutschen Unternehmen aller Wirtschaftszweige.

3.2 Zum Problem potentieller Selektionsverzerrungen

Im Rahmen der Schätzung der Determinanten des Unternehmenswachstums wird die Gefahr einer Selektionsverzerrung vor allem hinsichtlich des Einflusses der Unternehmensgröße diskutiert (EVANS, 1987b, HALL, 1987, DUNNE/HUGHES, 1994). Dahinter steht die Überlegung, daß in den zugrundeliegenden Datenbeständen von den kleinen Unternehmen insbesondere solche mit hoher Wachstumsdynamik erfaßt sind, wohingegen große Unternehmen unabhängig von ihrer Wachstumsdynamik in die Datenbasis gelangen. In diesem Fall wäre der häufig gefundene negative Effekt der Unternehmensgröße zumindest überschätzt, könnte möglicherweise sogar ein Artefakt sein.

Nicht alle Unternehmenstypen werden von CREDITREFORM in gleichem Ausmaß erfaßt. Nach dem Erhebungsmodus betrifft die Untererfassung von Unternehmen im Verarbeitenden Gewerbe primär die sehr kleinen Betriebe

⁹ Vgl. zur Erhebungspraxis von CREDITREFORM ausführlich STAHL (1991). Eine detaillierte Beschreibung der ZEW Unternehmensdateien findet sich bei HARHOFF/STIEL (1997).

(sog. Kleingewerbetreibende). Selektivitätsprobleme entstehen dadurch, daß diese Unternehmen im Vergleich zu den erfaßten Kleinbetrieben vermutlich eine eher unterdurchschnittliche Wachstumsdynamik aufweisen. Der Umfang der Untererfassung ist allerdings nur schwer abzuschätzen, da die amtliche Statistik keine zuverlässigen Angaben über die Gesamtzahl und Struktur der existierenden Unternehmen zur Verfügung stellt. Betrachtet man die Größenverteilung der im ZEW Gründungspanel enthaltenen Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes, so ist jedoch zu vermuten, daß ein sehr großer Anteil der kleinen Firmen erfaßt wird. Ca. 80 Prozent der Firmen weisen im erstmaligen Erfassungszeitpunkt weniger als 20 Beschäftigte auf. Bei etwa 15 Prozent der Unternehmen dieses Wirtschaftszweigs ist zu diesem Zeitpunkt nur der Inhaber tätig.¹⁰

Weiterhin kann die unregelmäßige Aktualisierung der Datensätze der einmal erfaßten Unternehmen dazu führen, daß für bestimmte Unternehmen zu wenig zeitpunktbezogene Informationen vorliegen, um sie in die Analysen einzubeziehen. Unternehmen werden zum einen nicht mehr beobachtet, wenn sie aus dem Markt ausgetreten sind. Aufgrund der unsystematischen Recherche von CREDITREFORM können jedoch nur die Marktaustritte in Form von Insolvenzen im ZEW Gründungspanel eindeutig identifiziert werden. Eine Differenzierung zwischen schweigenden Stilllegungen und existierenden Unternehmen, die aus anderen Gründen nicht mehr recherchiert werden, ist hingegen nicht möglich.

Im Gegensatz zum Problem der möglichen selektiven Erfassung von kleinen Unternehmen kann für eine Selektivitätsverzerrung aufgrund des Marktaustritts und der unregelmäßigen Recherche eines Unternehmens bei der Schätzung der Determinanten des Beschäftigungswachstums mit dem zweistufigen Ansatz von HECKMAN (1979) korrigiert werden. Bei diesem Verfahren wird in der ersten Stufe mit Hilfe eines Probit-Modells die Wahrscheinlichkeit geschätzt, daß das Beschäftigungswachstum eines Unternehmens beobachtet wird. Die abhängige Variable der Probit-Schätzung ist als eins codiert, wenn eine Wachstumsrate berechnet werden kann, ansonsten nimmt sie den Wert null an. Eine Null kann bedeuten, daß das Unternehmen freiwillig oder unfreiwillig vom Markt ausgetreten ist, daß bestimmte Formen der Übernahme (z. B. Fusion) stattgefunden haben oder für das Unternehmen in der entsprechenden Beobachtungsperiode aufgrund fehlender Recherchen keine Wachstumsrate berechnet werden kann. Ausgehend von der geschätzten Beobachtungswahrscheinlichkeit wird eine Selektionskorrekturvariable (inverse Mills-Ratio) berechnet. Diese geht in der

¹⁰ Bei diesen Zahlen handelt es sich eher um untere Schätzwerte, da bei einem Teil der Firmen keine Beschäftigtenangaben vorhanden sind und kleine Unternehmen in dieser Gruppe überproportional vertreten sein dürften.

zweiten Stufe als zusätzliche erklärende Variable in die Schätzung der Wachstumsrate der Beschäftigung ein.

Die Beobachtungswahrscheinlichkeit eines Unternehmens wird zum einen von dessen Überlebenswahrscheinlichkeit, zum anderen von der Recherchehäufigkeit beeinflusst. In zahlreichen empirischen Studien zu den unternehmensspezifischen Determinanten des Marktaustritts wurde ein signifikant positiver Einfluß des Alters und der Größe auf die Überlebenschance eines Unternehmens festgestellt (EVANS, 1987 a,b; SCHASSE, 1992; HARHOFF et al., 1996, HARHOFF/WOYWODE, 1995). Die Ergebnisse von HARHOFF/WOYWODE (1995) und HARHOFF et al. (1996) sprechen zudem für systematische Unterschiede des Marktaustrittsrisikos in Abhängigkeit von der Rechtsform und der Beteiligungsstruktur eines Unternehmens. Neben Alter und Größe werden daher auch diese Variablen in der Selektionsgleichung berücksichtigt. Ferner wird für den Einfluß des Zeitpunkts des Markteintritts, der Zugehörigkeit zu einem Wirtschaftszweig¹¹ und der Zentralität des Standortes des Unternehmens auf die Beobachtungswahrscheinlichkeit kontrolliert. Mögliche Unterschiede in der Recherchehäufigkeit zwischen den einzelnen Niederlassungen von CREDITREFORM werden anhand von Dummyvariablen berücksichtigt.

Die Schätzergebnisse der Selektionsgleichung sind in Tabelle A-2 im Anhang dargestellt. Die Beobachtungswahrscheinlichkeit eines Unternehmens steigt mit der Größe und dem Alter des Unternehmens. Auch die Beteiligungsstruktur und die Rechtsform haben signifikante Effekte auf die Recherchewahrscheinlichkeit. Darüber hinaus deuten die Ergebnisse darauf hin, daß hinsichtlich der Recherchehäufigkeit signifikante Unterschiede zwischen den zuständigen Niederlassungen von CREDITREFORM bestehen. Da die meisten der verwendeten erklärenden Variablen sowohl die Recherchehäufigkeit als auch die Überlebenswahrscheinlichkeit eines Unternehmens beeinflussen, können die geschätzten Effekte diesbezüglich nicht differenziert werden.¹² Auf eine weitergehende Interpretation der Ergebnisse wird daher verzichtet.

¹¹ AUDRETSCH (1995) stellt z. B. in seiner Untersuchung einen signifikanten Zusammenhang zwischen der Überlebensrate neugegründeter Unternehmen und der Kapitalintensität sowie der Innovationsrate in der zugehörigen Branche fest.

¹² Darüber hinaus deuten die Untersuchungen von HARHOFF et al. (1996) auf systematische Unterschiede in den Bestimmungsgründen des Marktaustritts zwischen schweigenden Stilllegungen und Insolvenzen hin.

3.3 Untersuchungszeiträume und Auswahl der Unternehmen

Die im vorangehenden Abschnitt erörterten Selektivitätsprobleme haben unterschiedliche Implikationen für die Wahl der Länge des Analysezeitraums. Aufgrund der variierenden Recherchehäufigkeit der einzelnen Unternehmen wird mit zunehmender Länge des Beobachtungsintervalls die Anzahl der überlebenden Unternehmen maximiert, für die zumindest zu zwei verschiedenen Zeitpunkten Beschäftigtenangaben vorhanden sind. Je länger auf der anderen Seite der Beobachtungszeitraum ist, desto größer ist die Anzahl der Firmen, die aufgrund einer Stilllegung aus dem Markt ausscheiden. Darüber hinaus ist es a priori unklar, inwieweit der Einfluß verschiedener Determinanten des Unternehmenswachstums über die Zeit als konstant unterstellt werden kann. Dies dürfte in besonderem Maße für den ostdeutschen Transformationsprozeß zutreffen und legt eher eine kurzfristig orientierte Analyse nahe. Bezüglich der Länge des zu wählenden Beobachtungsintervalls besteht demnach ein trade-off, der vom Umfang der Selektivität bzw. dem Grad ihrer Erfassung mit Hilfe entsprechender statistischer Verfahren und der Zeitabhängigkeit des Einflusses der einzelnen Wachstumsdeterminanten bestimmt wird.

Aufgrund dieser Überlegungen werden die Analysen der unternehmensspezifischen Beschäftigtenentwicklung hier für unterschiedliche Zeitintervalle durchgeführt. Der erste Untersuchungszeitraum wird auf Basis der für jedes Unternehmen ersten und letzten seit Januar 1992 erfolgten Beobachtung festgelegt. Der letzte mögliche Recherchezeitpunkt eines Unternehmens liegt, wie erwähnt, im Oktober 1996. Es werden jedoch nur Unternehmen in die Analysen einbezogen, bei denen der Abstand zwischen der ersten und letzten Recherche mindestens sechs Monate beträgt. Zur Berechnung der Wachstumsraten werden weiterhin nur solche Beschäftigtenangaben verwendet, die vor einer Insolvenz eines Unternehmens datieren und für die keine Hinweise auf Probleme im Aktualitätsstand der Daten vorliegen. Insolvente Unternehmen werden demnach in die Analysen einbezogen, wenn sie seit Januar 1992 und vor dem Marktaustritt mindestens zweimal von CREDITREFORM recherchiert wurden. Durch die beschriebene Auswahl der Unternehmen können die Selektionsprobleme im langen Beobachtungsintervall reduziert werden.

In einem weiteren Schritt werden die unternehmensspezifischen Wachstumsraten für die drei Zeiträume 1992/93, 1993/94 und 1994/95 untersucht. Auch hier wird der Abstand zwischen den Beobachtungen jeweils maximiert, also z. B. die erste Beschäftigtenangabe in 1992 und die letzte Angabe in 1993 genutzt und ein minimales Zeitintervall von sechs Monaten vorausgesetzt.

4 Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Die unternehmensspezifische Wachstumsrate w_i wird für die ökonometrischen Analysen durch

$$w_i = \frac{\ln B_{it_2} - \ln B_{it_1}}{t_2 - t_1} = f(x_{it_1}, r_{it_1}, \varepsilon_i) \quad (4.1)$$

berechnet, wobei B_{it} die Beschäftigtenzahl des Unternehmens i im Zeitpunkt t_1 und $t_2 - t_1$ die in Jahren gemessene Länge des jeweiligen Beobachtungsintervalls ist. Gleichung 4.1 impliziert einen kontinuierlichen, exponentiellen Wachstumsprozeß für ein Unternehmen.¹³ Die Wachstumsrate kann als Funktion verschiedener Unternehmenscharakteristika x_i und des regionalen Umfelds r_i des Unternehmens dargestellt werden. Daneben hängt die Beschäftigungsveränderung im Zeitintervall $t_2 - t_1$ von nicht beobachtbaren, zufälligen Einflüssen ab, die durch die Zufallsvariable $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_i^2)$ repräsentiert werden. Da die Beobachtungszeiträume zwischen den Unternehmen variieren, werden zur Berücksichtigung zeitspezifischer Effekte zusätzlich Dummyvariablen in die Schätzgleichung aufgenommen.

In Tabelle 1 sind die Schätzergebnisse der Modelle für die Beobachtungsperiode 1992/96 ausgewiesen. Modell I enthält mit Ausnahme der Dummyvariablen für die Bundesländer nur unternehmensspezifische Merkmale als erklärende Variablen. In den Modellen II und III werden dann zusätzlich verschiedene Indikatoren zur Beschreibung des regionalen Umfeldes eines Unternehmens in die Schätzung einbezogen. Ostberlin wurde bei den Analysen nicht berücksichtigt, da die regionalen Indikatoren in der Regel nur für Berlin gesamt vorhanden sind. Schätzt man das Modell I unter Einbeziehung der Ostberliner Firmen, so lassen sich praktisch keine Unterschiede zu den ausgewiesenen Ergebnissen feststellen. Weiterhin zeigt ein Vergleich der verschiedenen Spezifikationen, daß sich die Schätzergebnisse für die unternehmensspezifischen Merkmale gegenüber der Aufnahme der regionalen Indikatoren als sehr robust erweisen. Dennoch erhöhen die Regionalvariablen den Erklärungsgehalt des Modells. Die Teststatistiken wurden in allen Modellen auf Basis einer heteroskedastiekonsistenten Kovarianzmatrix berechnet.¹⁴

¹³ Die hier gewählte Operationalisierung der Wachstumsrate findet sich z. B. auch bei EVANS (1987a, b) oder HARHOFF/STAHL (1995). Sei w_i^* die jährliche, geometrische Wachstumsrate, so gilt $B_{it_2} = B_{it_1}(1 + w_i^*)^{t_2 - t_1}$. Durch Logarithmieren dieser Gleichung erhält man $w_i = \ln(1 + w_i^*)$, wobei $w_i \approx w_i^*$ für kleine w_i^* .

¹⁴ Heteroskedastizität resultiert aus der variierenden Länge des Beobachtungszeitraums zwischen den einzelnen Unternehmen, der sehr unterschiedlichen Größe der Unternehmen im Zeitpunkt t_1 und der Berücksichtigung des Selektionskorrekturterms.

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse für die drei Beobachtungsintervalle 1992/93, 1993/94 und 1994/95 dargestellt. Die zugrundeliegende Spezifikation entspricht dem Modell II aus Tabelle 1.¹⁵ Die Koeffizienten der getrennten Schätzungen können zwar nicht unmittelbar verglichen werden,¹⁶ dennoch lassen sich aus dem Vergleich der Schätzergebnisse Hinweise auf die Veränderung des Einflusses einzelner Determinanten im Zeitablauf ableiten.

In allen Schätzungen wurde die Selektionskorrekturvariable berücksichtigt, da sie sowohl in dem Beobachtungszeitraum 1992/1996, als auch in der Mehrzahl der kurzen Perioden einen signifikanten Einfluß auf die geschätzte Wachstumsrate eines Unternehmens hat. Allerdings zeigt sich, ebenso wie bei EVANS (1987a), HALL (1987) und HARHOFF/STAHL (1995), daß die geschätzten Effekte der unternehmensspezifischen Determinanten des Beschäftigungswachstums durch die Berücksichtigung der Selektivität nicht wesentlich beeinflußt werden. Interessant ist jedoch, daß das Vorzeichen des Koeffizienten der Mills-Ratio von der Dauer der zugrundeliegenden Beobachtungsperiode abhängt. In der Periode 1992/96 ergibt sich eine positive Selektion, d. h. daß Unternehmen mit – gegeben ihren Merkmalen – überdurchschnittlichem Wachstum mit einer höheren Wahrscheinlichkeit in der Schätzung berücksichtigt werden. Mit Ausnahme der Periode 1992/93 weist die Mills-Ratio in den kurzen Beobachtungsperioden ein signifikant negatives Vorzeichen auf, wobei sowohl der Koeffizient als auch der t-Wert im Zeitablauf zunehmen. Dies deutet darauf hin, daß Unternehmen mit ungünstiger Geschäftsentwicklung vergleichsweise häufig in relativ kurzen Abständen von CREDITREFORM recherchiert werden, so daß sie mit höherer Wahrscheinlichkeit in die Schätzungen für die kurzen Analysezeiträume eingehen.

¹⁵ Da die Lohn- und Umsatzangaben nur für die Jahre 1992 und 1993 verfügbar sind, können diese Variablen in der Beobachtungsperiode 1994/1995 nicht berücksichtigt werden.

¹⁶ Aufgrund der getrennten Schätzung der Modelle existiert keine gemeinsame Kovarianzmatrix, die für entsprechende statistische Tests notwendig ist.

Tabelle 1: Beschäftigungswachstum in der Beobachtungsperiode 1992/96

	Modell I		Modell II		Modell III	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Konstante	0,306	21,88	0,355	6,50	0,350	6,13
Größe	-0,251	-19,30	-0,251	-19,25	-0,251	-19,19
Größe ²	0,071	8,67	0,072	8,75	0,072	8,72
Größe ³	-0,011	-5,63	-0,011	-5,72	-0,011	-5,70
Größe ⁴	0,001	3,41	0,001	3,46	0,001	3,44
Alter	-0,090	-11,90	-0,091	-11,92	-0,091	-11,93
Alter ²	0,011	8,40	0,011	8,30	0,011	8,35
Alter * Größe	0,015	7,82	0,015	8,01	0,015	8,00
DDR-Selbständige	0,029	4,30	0,029	4,23	0,028	4,13
Ex-DDR-Selbständige	0,011	1,87	0,013	2,12	0,013	2,13
Treuhand < 10 Beschäftigte	0,006	0,45	0,006	0,47	0,006	0,45
Treuhand ≥ 10 Beschäftigte	0,020	0,89	0,019	0,85	0,019	0,86
Treuhand ≥ 10 * Größe	-0,023	-3,77	-0,023	-3,77	-0,023	-3,78
Westbet. ^a < 50 Beschäftigte	0,013	1,81	0,014	2,00	0,015	2,07
Westbet. ≥ 50 Beschäftigte	-0,269	-4,21	-0,282	-4,40	-0,279	-4,36
Westbet. ≥ 50 * Größe	0,074	5,35	0,077	5,55	0,077	5,53
BGB-Gesellschaft	0,015	1,74	0,016	1,85	0,016	1,88
Einzelfirma	0,051	3,34	0,050	3,25	0,050	3,25
KG, OHG, e.G.	0,060	5,30	0,058	5,11	0,058	5,13
GmbH & Co. KG	0,110	10,88	0,108	10,65	0,108	10,63
GmbH, AG	0,077	14,03	0,075	13,69	0,075	13,63
Chemie	-0,022	-1,91	-0,023	-2,01	-0,024	-2,09
Kunststoff/Gummi	0,011	1,36	0,015	1,88	0,015	1,90
Steine/Erden/Keramik	0,011	1,53	0,012	1,74	0,012	1,70
Metallerz./-bearbeitung	0,019	3,68	0,023	4,38	0,023	4,38
Elektro/Feinmech./Optik	-0,014	-3,09	-0,014	-3,02	-0,014	-3,11
Holz/Papier/Druck	-0,004	-0,85	-0,001	-0,29	-0,002	-0,33
Textil/Leder	-0,070	-11,26	-0,072	-11,60	-0,073	-11,69
Nahrung/Genuß	0,023	4,16	0,020	3,56	0,020	3,50
Mecklenburg-Vorpommern	0,013	2,09	0,016	2,51	0,017	2,63
Sachsen	0,034	7,80	0,032	5,84	0,041	6,84
Sachsen-Anhalt	0,027	5,36	0,025	4,99	0,032	5,93
Thüringen	0,015	3,16	0,011	2,03	0,016	2,79
Löhne	-	-	-0,032	-1,97	-0,041	-2,44
Umsatz	-	-	0,006	1,27	0,004	0,91
Arbeitslosenquote Mai '92	-	-	-0,096	-2,08	-0,093	-1,98

Fortsetzung Tabelle 1: Beschäftigungswachstum in der Beobachtungsperiode 1992/96

	Modell I		Modell II		Modell III	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff-	t-Wert
Einwohnerdichte	-	-	-0,004	-2,70	-0,006	-3,32
Besch. eigene Branche ^b	-	-	0,200	5,44	0,213	5,70
Besch. sonst. VG ^c	-	-	0,033	2,25	0,048	2,95
Spezialisierung sonst. VG ^d	-	-	0,006	0,44	-0,005	-0,29
Privatisierung VG 1991/92	-	-	-	-	0,045	2,88
Liquidation VG 1991/92	-	-	-	-	-0,002	-0,10
THA VG insgesamt	-	-	-	-	-0,014	-2,72
Mills-Ratio	0,010	2,42	0,012	2,96	0,013	3,10
Beobachtungen	32973		32757		32757	
Adj. R ²	0,186		0,187		0,187	
Treuhand ≥ 10 Besch.	F(2, 32925) =		F(2, 32702) =		F(2, 32699) =	
Treuhand ≥ 10 * Größe	74,70		76,93		76,99	
Dummyvariablen für Recherchezeitpunkte	F(14, 32925) =		F(14, 32702) =		F(14, 32699) =	
	19,38		18,80		19,07	
<p>Anmerkung: Als Referenzgruppe dient ein nach 1989 neugegründeter Gewerbebetrieb der Branche Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau, an dem keine westlichen Unternehmen beteiligt sind und dessen Standort in Brandenburg liegt. Teststatistiken auf Grundlage heteroskedastiekonsistenter Kovarianzmatrix (HUBER, 1967).</p> <p>^a Unternehmen mit westdeutscher oder ausländischer Beteiligung.</p> <p>^b Anteil der Beschäftigten der eigenen Branche an allen Beschäftigten des Verarbeitenden Gewerbes in dem jeweiligen Kreis.</p> <p>^c Anteil der Beschäftigten der sonstigen Branchen des Verarbeitenden Gewerbes an allen Beschäftigten des Verarbeitenden Gewerbes in dem jeweiligen Kreis.</p> <p>^d Herfindahindex im Verarbeitenden Gewerbe ohne eigene Branche</p>						

Die Unternehmensgröße wird durch die logarithmierte Beschäftigtenzahl zu Beginn der Periode gemessen (*Größe*). Wie in der Mehrzahl der in Abschnitt 2 erwähnten Untersuchungen, ist der marginale Effekt der Größe negativ und wird mit zunehmender Beschäftigtenzahl schwächer. Der nichtlineare Zusammenhang kann am besten durch ein Polynom vierter Ordnung abgebildet werden.

Tabelle 2: Beschäftigungswachstum in den jährlichen Beobachtungsperioden

	Wachstum 1992/93		Wachstum 1993/94		Wachstum 1994/95	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Konstante	0,536	3,26	0,581	4,36	0,637	12,15
Größe	-0,670	-6,47	-0,421	-5,12	-0,371	-4,84
Größe ²	0,263	5,29	0,119	2,94	0,098	2,43
Größe ³	-0,049	-5,14	-0,018	-2,25	-0,014	-1,79
Größe ⁴	0,003	4,95	0,001	1,38	0,001	1,38
Alter	-0,105	-3,44	-0,058	-2,83	-0,121	-6,48
Alter ²	0,017	3,56	0,001	0,36	0,018	5,78
Alter * Größe	0,004	0,56	0,014	2,46	0,014	3,34
DDR-Selbständige	0,032	1,29	0,017	1,02	0,021	1,55
Ex-DDR-Selbständige	0,015	0,81	0,037	2,52	0,000	0,00
Treuhand < 10 Beschäftigte	-0,022	-0,52	-0,024	-0,95	-0,011	-0,41
Treuhand ≥ 10 Beschäftigte	0,022	0,53	-0,073	-2,15	-0,006	-0,20
Treuhand ≥ 10 * Größe	-0,039	-2,82	0,004	0,34	-0,005	-0,59
Westbet. ¹ < 50 Beschäftigte	0,021	1,33	0,012	0,95	0,013	1,30
Westbet. ≥ 50 Beschäftigte	-0,411	-3,85	-0,522	-4,43	-0,169	-2,19
Westbet. ≥ 50 * Größe	0,132	4,96	0,146	5,07	0,053	2,68
BGB-Gesellschaft	0,012	0,38	-0,012	-0,55	-0,034	-2,02
Einzelfirma	0,105	2,57	0,018	0,66	0,106	3,91
KG, OHG, e.G.	0,089	2,92	0,048	1,85	0,029	1,51
GmbH & Co. KG	0,117	4,08	0,084	4,00	0,066	3,77
GmbH, AG	0,053	3,04	0,046	3,86	0,054	5,98
Chemie	0,019	0,64	-0,020	-0,83	-0,013	-0,72
Kunststoff/Gummi	0,002	0,12	0,027	1,65	-0,001	-0,09
Steine/Erden/Keramik	0,020	1,04	0,017	1,13	0,037	3,15
Metallverz./-bearbeitung	-0,003	-0,21	0,012	1,07	0,033	3,52
Elektro/Feinmech./Optik	-0,031	-2,19	-0,007	-0,61	0,007	0,83
Holz/Papier/Druck	-0,016	-1,01	-0,021	-1,93	0,003	0,31
Textil/Leder	-0,126	-5,47	-0,048	-3,22	-0,021	-1,74
Nahrung/Genuß	0,007	0,44	0,019	1,54	0,044	3,66
Mecklenburg-Vorpommern	-0,005	-0,28	0,026	1,82	0,013	1,16
Sachsen	0,026	1,58	0,032	2,53	0,026	2,69
Sachsen-Anhalt	-0,003	-0,17	0,000	0,00	0,006	0,69
Thüringen	0,035	2,04	0,027	2,07	0,014	1,40
Löhne	0,057	1,12	0,015	0,38	-	-
Umsatz	0,023	1,60	0,005	0,42	-	-

Forts. Tabelle 2: Beschäftigungswachstum in den jährlichen Beobachtungsperioden

	Wachstum 1992/93		Wachstum 1993/94		Wachstum 1994/95	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Arbeitslosenquote Mai '92	0,028	-0,21	0,140	1,40	0,078	0,99
Einwohnerdichte	-0,006	-1,26	0,001	0,33	-0,004	-1,47
Besch. eigene Branche ^b	0,076	0,63	0,017	0,20	0,065	0,96
Besch. sonst. VG ^c	-0,080	-1,82	-0,033	-1,04	-0,023	-0,86
Herfindahl sonst. VG ^d	-0,016	-0,34	0,012	0,38	0,026	0,99
Mills-Ratio	0,006	0,23	-0,050	-2,23	-0,074	-3,46
Beobachtungen	8184		11680		13669	
Adj. R ²	0,220		0,142		0,092	
Größe ³ , Größe ⁴	F(2, 8143) = 13,68		F(2, 11639) = 12,81		F(2, 13630) = 6,81	
Treuhand ≥ 10 Beschäftigte	F(2, 8143) = 31,78		F(2, 11639) = 18,29		F(2, 13630) = 2,96	
Westbet. ≥ 50 Beschäftigte	F(2, 8143) = 24,59		F(2, 11639) = 19,72		F(2, 13630) = 5,67	

Anmerkung: Als Referenzgruppe dient ein nach 1989 neugegründeter Gewerbebetrieb der Branche Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau, an dem keine westlichen Unternehmen beteiligt sind und dessen Standort in Brandenburg liegt. Teststatistiken auf Grundlage heteroskedastiekonsistenter Kovarianzmatrix (HUBER, 1967).

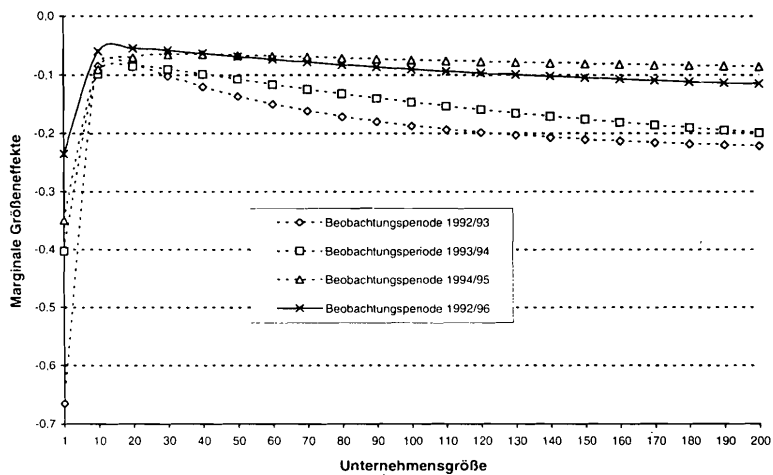
^a Unternehmen mit westdeutscher oder ausländischer Beteiligung.
^b Anteil der Beschäftigten der eigenen Branche an allen Beschäftigten des Verarbeitenden Gewerbes in dem jeweiligen Kreis.
^c Anteil der Beschäftigten der sonstigen Branchen des Verarbeitenden Gewerbes an allen Beschäftigten des Verarbeitenden Gewerbes in dem jeweiligen Kreis.
^d Herfindahlindex im Verarbeitenden Gewerbe ohne eigene Branche

Abbildung 1 verdeutlicht, daß die Stärke des marginalen Effekts der Unternehmensgröße ab einer Beschäftigtenzahl von etwa 20-25 wieder zunimmt. Eine Spezifikation auf Basis eines Polynoms zweiter Ordnung würde hingegen implizieren, daß die Stärke des Größeneffekts mit der Beschäftigtenzahl linear abnimmt. Eine getrennte Schätzung der Modelle für die aus den ehemaligen Staatsbetrieben entstandenen Unternehmen sowie die Neugründungen und privaten Firmen der DDR-Ära zeigt, daß der in Abbildung 1 dargestellte Verlauf des Größeneffekts für beide Unternehmenstypen sehr ähnlich ist. Der negative Einfluß der Größe auf die Wachstumsrate verringert sich weiterhin mit wachsendem Alter eines Unternehmens (*Alter * Größe*). Am Median des Alters gemessen, ist der Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße und Wachstum jedoch stets negativ.

Auch der Zusammenhang zwischen dem *Alter* (in Jahren, logarithmiert) und der Wachstumsrate eines Unternehmens ist – unabhängig vom zugrundeliegenden Beobachtungszeitraum – negativ, wobei die Stärke des Effekts mit zunehmendem Alter und der Beschäftigtenzahl zu Beginn der Beobachtungsperiode abnimmt.

Eine signifikant höhere Wachstumsrate als die originären Neugründungen (Referenzgruppe) weisen die bereits in der DDR privat geführten Unternehmen auf, die nach der Wende nicht übernommen wurden (*DDR-Selbständige*). Ein analoges Ergebnis ist für die bereits in der DDR in privater Hand befindlichen Unternehmen zu beobachten, die nach November 1989 übernommen oder umgegründet wurden (*Ex-DDR-Selbständige*). Der Koeffizient und der t-Wert für diesen Unternehmenstyp fallen in der Beobachtungsperiode 1992/96 allerdings deutlich niedriger aus als bei den unverändert fortgeführten privaten Unternehmen der DDR-Ära.

Abbildung 1: Marginaler Effekt der Unternehmensgröße auf die Wachstumsrate



Anmerkung: Unternehmen, deren Alter dem Median aller Firmen der Stichprobe entspricht; die nicht aus den ehemaligen Staatsbetrieben hervorgegangen sind und die keine Beteiligung eines westdeutschen Unternehmens aufweisen.

Damit bestätigt sich die in Abschnitt 2 dargelegte Hypothese, daß die bereits vor November 1989 Selbständigen aufgrund ihrer Kenntnisse des lokalen Marktes, den bestehenden Geschäftsbeziehungen und dem gewohnten Agieren in einem schwierigen Umfeld die aus dem Transformationsprozeß resultierenden Probleme eher bewältigen konnten. Die Ergebnisse sind mit einer Untersu-

chung von PRANTL (1997) konsistent, die für diese Unternehmensgruppe in den Jahren 1990 bis 1994 die höchsten Überlebenschancen ermittelt.¹⁷ In den Schätzungen für die drei jährlichen Beobachtungsperioden haben die Koeffizienten für die (Ex)-DDR-Selbständigen zwar weiterhin positive Vorzeichen, die geschätzten Effekte sind mit einer Ausnahme jedoch nicht mehr signifikant (Tabelle 2).

Signifikant unterdurchschnittliche Wachstumsraten sind hingegen für die ehemaligen Treuhandunternehmen zu beobachten, die zu Beginn der Beobachtungsperiode 10 oder mehr Arbeitnehmer beschäftigten. Der negative Effekt nimmt zudem mit der Größe des Unternehmens zu, was in den gemeinsam zu interpretierenden Variablen *Treuhand* ≥ 10 *Beschäftigte* (Dummyvariable) und *Treuhand* ≥ 10 * *Größe* zum Ausdruck kommt. Die aus den ehemaligen staatlichen Betrieben hervorgegangenen Unternehmen mit weniger als 10 Mitarbeitern (*Treuhand* < 10 *Beschäftigte*) unterscheiden sich ceteris paribus in ihrer Beschäftigtenentwicklung nicht von den originären Neugründungen. Diese Ergebnisse erscheinen plausibel, wenn man bedenkt, daß es sich bei den kleinen ehemaligen Treuhandunternehmen oftmals um Ausgründungen einzelner Unternehmensbereiche handelt, die vermutlich weniger unter der „Erblast“ der planwirtschaftlichen Strukturen zu leiden hatten. Außerdem ist die Größe eines Nachfolgeunternehmens der ehemaligen staatlichen Produktionseinheiten auch ein Indikator dafür, inwieweit die notwendigen Rationalisierungsmaßnahmen bereits durchgeführt wurden. Letztgenanntes kommt u. a. auch darin zum Ausdruck, daß der negative Effekt für die ehemaligen Treuhandunternehmen um so geringer wird, je später das Wachstum eines entsprechenden Unternehmens beobachtet wird. Dieser Effekt läßt sich bei der Schätzung der Modelle für das Beobachtungsintervall 1992/96 durch die Bildung entsprechender Interaktionsvariablen nachweisen. Auch in der Schätzung für die Beobachtungsperiode 1994/95 zeigt sich, daß sich die aus den staatlichen DDR-Betrieben hervorgegangenen Unternehmen nicht mehr signifikant von den Neugründungen unterscheiden.

Gemäß den Schätzergebnissen hat die Beteiligung eines westlichen oder ausländischen Unternehmens unabhängig vom zugrundeliegenden Untersuchungszeitraum einen positiven Einfluß auf die Wachstumsrate eines ostdeutschen Unternehmens des Verarbeitenden Gewerbes. Der Effekt ist jedoch für Unternehmen mit weniger als 50 Beschäftigten (*Westbeteiligung* < 50 *Beschäftigte*, Dummyvariable) in der Beobachtungsperiode 1992/96 eher schwach und bei den kurzfristigen Analysen nicht statistisch gesichert. Für die Firmen mit 50

¹⁷ Aus Gründen der Datenverfügbarkeit konnte in der Studie von PRANTL allerdings nur der Marktaustritt in Form eines Konkurses oder eines Gesamtvollstreckungsverfahrens analysiert werden.

oder mehr Mitarbeitern nimmt die Stärke dieses Zusammenhangs wiederum mit der Größe des Unternehmens zu (*Westbeteiligung* ≥ 50 *Beschäftigte*, *Westbeteiligung* $\geq 50 * \textit{Größe}$). Bei der Interpretation dieser Korrelation sollte auch berücksichtigt werden, daß westliche Firmen die Erfolgchancen von Unternehmen ex-ante vermutlich besser einschätzen konnten, d. h. die Beteiligungsstruktur zum Teil endogen ist. Für die Beteiligung eines anderen ostdeutschen Unternehmens konnte kein systematischer Einfluß auf die Wachstumsrate eines Unternehmens identifiziert werden, weshalb die entsprechenden Variablen nicht weiter berücksichtigt wurden.

Mit Ausnahme der *BGB-Gesellschaft* weisen alle anderen Rechtsformen gegenüber den Gewerbebetrieben eine höhere Wachstumsrate auf. In allen Spezifikationen ergibt sich der höchste Koeffizient für die *GmbH & Co. KGs*. Dieses Ergebnis könnte darauf zurückgeführt werden, daß bei dieser Rechtsform sowohl die steuerrechtlichen Vorteile einer Personengesellschaft als auch der Zusammenhang zwischen Haftungsbeschränkung und Risikograd der Investitionen positiv zum Tragen kommen. Die KGs, OHGs und Genossenschaften wurden zu einer Kategorie zusammengefaßt (*KG, OHG, e.G.*), da die Unterschiede zwischen diesen drei Rechtsformen nur sehr gering waren. Auch die Differenz zum Koeffizienten für die *Einzelunternehmen* ist für diese Rechtsformen relativ gering. Diese Rechtsformdifferentiale werden durch die Schätzungen für die kurzen Beobachtungsperioden größtenteils bestätigt, wobei sich die Rechtsformen KG, OHG und e.G. nach 1993 nicht mehr signifikant von den Gewerbebetrieben abheben.

Im Vergleich zum Stahl-, Maschinen und Fahrzeugbau (Referenzgruppe) weisen die Unternehmen der Branchen *Elektro/Feinmechanik/Optik* (WZ 25), *Chemie* (WZ 20) und insbesondere *Textil/Bekleidung* (WZ 27) in der langen Beobachtungsperiode eine niedrigere Wachstumsrate auf. Der Vergleich der Schätzergebnisse für die Perioden 1992/93, 1993/94 und 1994/95 deutet jedoch darauf hin, daß sich die Wachstumsdynamik der Textilbranche im Vergleich zur Referenzgruppe im Zeitablauf verbessert hat. Dies gilt in ähnlicher Weise für die Wirtschaftszweige *Ernährung* (WZ 28) sowie *Metallver- und -bearbeitung* (WZ 23), wobei diese Unternehmen ceteris paribus höhere Wachstumsraten aufweisen als jene im Bereich Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau. Für die Unternehmen der Branchen *Holz/Papier/Druck* (WZ 26) und *Kunststoff* (WZ 21) lassen sich unabhängig vom Analysezeitraum keine oder nur schwach statistisch gesicherte Unterschiede in der Wachstumsdynamik beobachten. Die Wachstumsraten der Unternehmen des Wirtschaftszweigs *Steine/Erden* (WZ 22) unterscheiden sich nur in der Periode 1994/95 signifikant von der Referenzgruppe. Vor dem Hintergrund der enormen Bautätigkeit in den neuen Bundesländern erscheint dieses Ergebnis etwas überraschend. Es ist allerdings zu berücksichtigen, daß sich der Anteil der Steine/Erden-Industrie an allen Unternehmensgründungen im Verarbeitenden Gewerbe zwischen 1990 und 1994 fast

verdoppelt hat (STEIL, 1997). In diesem Wirtschaftszweig wurde das Wachstum demnach offenbar stärker durch den Markteintritt neuer Unternehmen als durch das Wachstum der existierenden Firmen getragen.

Das regionale Umfeld der Unternehmen wird auf dem Aggregationsniveau der kreisfreien Städte und Landkreise in der Gebietsabgrenzung vom 1.10.1990 abgebildet. Allerdings ermöglichen die zur Verfügung stehenden Daten nur bedingt eine zufriedenstellende Operationalisierung der potentiellen regionalen Determinanten des Unternehmenswachstums. Dies sollte bei der Interpretation der nachfolgenden Ergebnisse stets im Auge behalten werden. Wie anhand der Ergebnisse in Tabelle 2 deutlich wird, können in den kurzen Beobachtungsperioden kaum signifikante Effekte des regionalen Umfelds auf die Beschäftigungsentwicklung festgestellt werden. Die folgende Darstellung der regionalen Effekte bezieht sich somit ausschließlich auf die Modelle II und III in Tabelle 1.

Der Einfluß der Lohnkosten auf die unternehmensspezifische Wachstumsrate wird hier anhand der logarithmierten durchschnittlichen Stundenlöhne je Arbeiter in Betrieben des Produzierenden Gewerbes mit 20 oder mehr Beschäftigten in den Jahren 1992 und 1993 gemessen (*Löhne*). Um zumindest einen grobes Maß für Unterschiede in der Arbeitsproduktivität zu haben, wurden ebenfalls die logarithmierten Umsätze je Arbeiterstunde (*Umsätze*) in die Schätzung mit einbezogen. Die Variable *Arbeitslosenquote im Mai 1992* dient in erster Linie der Kontrolle für besonders strukturschwache Kreise, in denen auch von einem niedrigen Lohnniveau keine positiven Wachstumsimpulse ausgehen.¹⁸ Wie aufgrund ökonomischer Überlegungen zu erwarten ist, wirken sich regional hohe Lohnkosten im Verarbeitenden Gewerbe negativ auf die Wachstumsdynamik der dort ansässigen Unternehmen aus. Der negative Koeffizient der Arbeitslosenquote deutet darauf hin, daß auch die geringere Güternachfrage von Unternehmen und Haushalten in Regionen mit hoher Arbeitslosigkeit wachstumshemmend wirkt.

Allgemeine Agglomerationsfaktoren werden mit Hilfe der Einwohnerdichte (logarithmiert) erfaßt, für die sich ein signifikant negativer Koeffizient ergibt. Hierin dürfte primär der Effekt fehlender oder teurer Gewerbeflächen in den größeren Städten zum Ausdruck kommen. Eine zu erwartende überdurchschnittliche Wachstumsdynamik von Unternehmen, die im Umland von Berlin oder allgemein der kreisfreien Städte ansässig sind, konnte nicht nachgewiesen werden. Ebenso ergaben sich für die Variablen zur Beschreibung der Verkehrs-

¹⁸ Die Korrelation zwischen der Arbeitslosenquote und dem Lohnniveau beträgt -0,4.

infrastruktur wie auch für die Gewerbesteuerbelastung keine statistisch gesicherten Effekte.¹⁹

Zur Abbildung von Lokalisationseffekten wurde der Beschäftigtenanteil des Wirtschaftszweigs des jeweiligen Unternehmens auf dem Disaggregationsgrad der zweistelligen Systematik des Produzierenden Gewerbes (SYPRO) berechnet (*Beschäftigung eigene Branche*). Ein Nachteil dieses Indikators besteht darin, daß entsprechende Angaben nur für das Jahr 1987 vorliegen und die Betriebe in der ehemaligen DDR durch eine starke vertikale Integration charakterisiert waren. Ein bedeutsamer Anteil der Beschäftigten dürfte von daher de facto einer anderen Tätigkeit nachgegangen sein, als es ihrer Branchenklassifikation entspricht. Andererseits wäre auch eine Berechnung der Beschäftigtenanteile auf Basis aktuellerer Daten nicht weniger problematisch, da die Arbeitslosen keiner Branche zugerechnet werden können. Bei den Analysen werden weiterhin die Summe der Beschäftigtenanteile der übrigen Branchen des Verarbeitenden Gewerbes (*Beschäftigung sonstiges VG*) und der für diese berechnete Herfindahl-Index (*Herfindahl sonst.-VG*) berücksichtigt, der ein (zusätzliches) Maß für die Spezialisierung einer Region darstellt. Für den Beschäftigtenanteil der eigenen Industrie ergibt sich ein positiver Koeffizient mit einem t-Wert größer fünf. Auch der Koeffizient für den Beschäftigtenanteil des sonstigen Verarbeitenden Gewerbes ist positiv signifikant, er beträgt allerdings nur etwa ein Sechstel des Koeffizienten des Anteils der eigenen Industrie. Daraus folgt, daß sich die regionale Konzentration des Verarbeitenden Gewerbes und insbesondere der eigenen Industrie positiv auf die Wachstumsdynamik der hier ansässigen Firmen auswirkt. Kein Zusammenhang besteht hingegen nach den Schätzungen mit der Spezialisierung im sonstigen Verarbeitenden Gewerbe.²⁰

Im Vergleich zum Land Brandenburg weisen die Unternehmen in allen anderen Bundesländern signifikant höhere Wachstumsraten auf. Die günstigste Beschäftigtenentwicklung ist dabei für die in Sachsen ansässigen Firmen festzustellen. Dieses Ergebnis hebt sich in gewisser Weise von den Befunden zur regionalen Gründungsinzidenz im Verarbeitenden Gewerbe von STEIL (1997) ab, nach denen sich die Gründungsdynamik in den Kreisen Sachsens nicht signifikant von der in den Kreisen Brandenburgs unterscheidet und diejenige der Kreise Mecklenburg-Vorpommern sogar signifikant niedriger ist. Für die Bundesländer Sachsen-Anhalt und Thüringen ergab sich auch in diesen Analy-

¹⁹ Zur Abbildung der Verkehrsinfrastruktur wurden folgende Variablen verwendet: Anteil der Einwohner eines Kreises, die weniger als 30 Minuten vom nächsten Autobahnanschluß entfernt wohnen und die von Fernstraßen belegte Fläche eines Kreises. Die Gewerbesteuerbelastung wurde durch die durchschnittlichen Gewerbesteuerhebesätze eines Kreises operationalisiert.

²⁰ Das potentielle Vorliegen eines nichtlinearen Zusammenhangs wurde überprüft.

sen eine überdurchschnittliche Dynamik. Der Vergleich der beiden Untersuchungen deutet darauf hin, daß sich in den neuen Ländern die relative Bedeutung des Markteintritts neuer Unternehmen und des Wachstums der existierenden Firmen für den Aufbau der neuen Wirtschaftsstrukturen regional unterscheidet.

Die Privatisierungspolitik der THA läßt sich grob bis Mitte/Ende 1992 durch die vorrangige Zielsetzung der schnellen Privatisierung bzw. der Liquidation der nicht für privatisierungsfähig eingestuften Betriebe charakterisieren. Bedenken um die Zerstörung der industriellen Basis führten jedoch zu massivem Druck auf die THA, der zu starken Bemühungen - in Kooperation mit den Landesregierungen - einer Sanierung der noch im THA-Bestand befindlichen Betriebe resultierte.²¹ Nach den von der THA zur Verfügung gestellten Daten kann die Zahl der privatisierten und liquidierten ehemaligen Staatsbetriebe im Verarbeitenden Gewerbe für die Jahre 1991 bis 1994 nach Kreisen und Branchen berechnet werden. Allerdings liegen keine Informationen vor, in welchem Umfang vor der Privatisierung oder der Liquidation bzw. durch die Liquidation Arbeitnehmer freigesetzt wurden. Auf Basis dieser Daten wurde der Anteil der 1991 und 1992 privatisierten bzw. liquidierten THA Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes an allen THA Unternehmen²² dieses Wirtschaftszweigs berechnet (*Privatisierung VG 1991/92* bzw. *Liquidation VG 1991/92*). Zur Kontrolle von Basiseffekten wurde weiterhin die logarithmierte Gesamtzahl der ehemaligen THA Unternehmen in die Schätzung einbezogen (*THA VG insgesamt*). Ein hoher Privatisierungsanteil in den Jahren 1991/92 hat demnach einen positiven Einfluß auf die Wachstumsrate der im Kreis ansässigen Firmen, der entsprechende Liquidationsanteil hingegen keinen Effekt.²³ Der Einfluß des Privatisierungsanteils ist u. E. primär darauf zurückzuführen, daß diese Variable einen Indikator für die „Qualität“ des zu Beginn des Transformationsprozesses existierenden Unternehmensbestands darstellt und nicht als das Resultat aktiver Treuhandpolitik. Berechnet man neben dem Anteil der im gesamten Zeitraum liquidierten THA Unternehmen auch einen Indikator, der mißt, in welchem Umfang diese Liquidationen vor 1993 stattfanden, so ergeben sich keine signifikanten Resultate. Der im Kontext der Diskussion um den Erhalt der industriellen Kerne von verschiedenen Seiten geäußerte Vorwurf, daß die THA zu

²¹ Vgl. hierzu ausführlich SCHNELL (1996).

²² Mit „allen THA Unternehmen“ wird hier die Zahl der insgesamt durch Aufspaltung der ehemaligen Staatsbetriebe entstandenen Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes bezeichnet.

²³ Berechnet man den Privatisierungsanteil in einem Kreis für jedes Unternehmen differenziert für den jeweiligen Beginn des Beobachtungsintervalls, ergibt sich wiederum ein signifikant positiver Koeffizient, jedoch mit niedrigerem t-Wert. Kein signifikantes Ergebnis erhält man hingegen, wenn man den Privatisierungsanteil für den gesamten Zeitraum berechnet.

„voreilig“ bei der Liquidation von Unternehmen vorgegangen ist und hierdurch wichtige Wachstumsimpulse für eine Region zerstört wurden, wird durch die Analysen demnach nicht gestützt.

Bei dem der Tabelle 1 zugrundeliegendem Analysezeitraum variiert der erste Beobachtungszeitpunkt t_1 eines Unternehmens zwischen Januar 1992 und März 1996, der Zeitpunkt t_2 zwischen Juli 1992 und September 1996. Um spezifische Zeiteffekte (Konjunktur, Fortschritte im Transformationsprozeß) und eine mögliche Beeinflussung der gemäß Gleichung (4.1) berechneten Wachstumsraten durch die Länge des Intervalls $t_2 - t_1$ Rechnung zu tragen, wurden daher für alle möglichen Kombinationen von Recherchejahren Dummyvariablen generiert, die in allen Schätzungen gemeinsam signifikant sind. Da eine aussagekräftige Interpretation der geschätzten Koeffizienten dieser Variablen kaum möglich ist, ist in Tabelle 1 nur der Test auf die gemeinsame Signifikanz ausgewiesen.

5 Zusammenfassung

In dieser Untersuchung wurde die Beschäftigungsentwicklung ostdeutscher Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes im Zeitraum von 1992 bis 1996 analysiert. Neben den unternehmensspezifischen Wachstumsdeterminanten wurde versucht, auch den Einfluß des regionalen Umfeldes zu berücksichtigen. Ferner wurde dem Problem potentieller Selektionsverzerrungen Rechnung getragen.

Die ökonometrischen Analysen haben gezeigt, daß sowohl von der Größe als auch vom Alter ein negativer Einfluß auf die Wachstumsrate eines Unternehmens ausgeht. Beide Zusammenhänge sind jedoch nicht linear. Damit bestätigen sich die in einer Reihe von Studien für westliche Industrienationen erkennbaren Effekte auch in Ostdeutschland. Allerdings stellen wir fest, daß ab einer bestimmten Beschäftigtenzahl der negative Effekt der Unternehmensgröße wiederum zunimmt, d.h. daß sich „Gibrat's law“ auch für große Firmen nicht bestätigt.

Eine überdurchschnittliche Wachstumsdynamik weisen die bereits in der DDR privat geführten Unternehmen auf. Bei den aus ehemaligen staatlichen Betrieben hervorgegangenen Unternehmen ist nur bei jenen mit zehn oder mehr Beschäftigten eine signifikant niedrigere Wachstumsrate festzustellen. Der negative Effekt nimmt für diese Unternehmen mit der Größe zu, wird aber um so schwächer, je weiter der Transformationsprozeß vorangeschritten ist. Von einer Beteiligung eines westlichen oder ausländischen Unternehmens geht zumindest für die Firmen mit über 50 Beschäftigten ein positiver Einfluß auf die Wachstumsrate aus. Dies deutet darauf hin, daß der Transfer von Manage-

ment Know-how und die Geschäftsbeziehungen westlicher Firmen insbesondere für jene ostdeutschen Unternehmen von Bedeutung sind, die auf überregionalen Märkten tätig sind.

Weiterhin lassen sich systematische Abweichungen in der Wachstumsdynamik der Unternehmen in Abhängigkeit von der gewählten Rechtsform feststellen, wobei die GmbH & Co. KGs sich offenbar am günstigsten entwickeln. Hinsichtlich der Branchenzugehörigkeit zeigen sich für die Unternehmen des Textil- und Bekleidungsgebietes die niedrigsten Wachstumsraten, was angesichts der Entwicklung dieses Sektors in den alten Bundesländern in der Vergangenheit nicht weiter überrascht.

Der Einfluß des regionalen Umfeldes auf die Beschäftigtenentwicklung der Unternehmen konnte aus Gründen der Datenverfügbarkeit nur bedingt operationalisiert werden. Die Ergebnisse sprechen jedoch insbesondere für einen positiven Zusammenhang der Wachstumsrate mit der räumlichen Konzentration der eigenen Industrie in einem Kreis. Positiv wirkt sich auch ein hoher Beschäftigtenanteil der übrigen Branchen des Verarbeitenden Gewerbes aus. Ein negativer Zusammenhang besteht hingegen mit dem Lohnniveau, der Arbeitslosenquote und dem Verdichtungsgrad einer Region. Die höchste Wachstumsrate weisen weiterhin c. p. die im Bundesland Sachsen ansässigen Unternehmen auf.

Soweit sich die Privatisierungsaktivitäten der Treuhandanstalt mit den verfügbaren Daten abbilden lassen, haben die Schätzungen keine Hinweise darauf ergeben, daß eine schnelle Liquidation der nicht als privatisierungsfähig eingestuften Unternehmen sich negativ auf die Wachstumsdynamik der in diesen Regionen ansässigen Firmen ausgewirkt hat. Ein positiver Zusammenhang besteht hingegen zwischen der Wachstumsrate der Unternehmen in einem Kreis und dem Anteil der in den Jahren 1991 und 1992 privatisierten Betriebe.

Literaturverzeichnis

- Audretsch, D. B (1995); Die Industrieökonomik und die Überlebenschancen neugegründeter Unternehmen, in: Schmude, J. (Hrsg.): Neue Unternehmen, Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge 108, Heidelberg, 242-250.
- Audretsch, D. B./T. Mahmood (1992); Firm Selection and Industry Evolution: The Post-Entry Performance of New Firms, Discussion Paper, Wissenschaftszentrum für Sozialforschung Berlin, Discussion Paper FS IV 92-7.
- Baumhoff, H. (1994); Schädliche Vorliebe für die Rechtsform der GmbH, in: Handelsblatt vom 14.9.1994, Nr. 178.
- DIW (1995); Gesamtwirtschaftliche und unternehmerische Anpassungsschritte in Ostdeutschland, 13. Bericht, DIW Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Wochenbericht 27-28, 463-493.
- DIW (1997); Gesamtwirtschaftliche und unternehmerische Anpassungsschritte in Ostdeutschland, 15. Bericht, DIW Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, Wochenbericht 3, 45-64.
- Dunne, P./A. Hughes (1994); Age, Size, Growth and Survival: UK Companies in the 1980s, in: Journal of Industrial Economics, Vol. 2, 115-139.
- Egeln, J./M. Erbsland/A. Hügel/P. Schmidt (1996); Der Wirtschaftsstandort Rhein-Neckar, Baden-Baden.
- Evans, D. S. (1987a); Test of Alternative Theories of Firm Growth, in: Journal of Political Economy, Vol. 95, 657-674.
- Evans, D. S. (1987b); The Relationship between Firm Growth, Size and Age: Estimates for 100 Manufacturing Industries, Journal of Industrial Economics, Vol. 35, No. 4, 567-583.
- Felder, J./A. Fier/E. Nerlinger (1997); Im Osten nichts Neues? Unternehmensgründungen in High-Tech-Industrien, in: Harhoff, D. (Hrsg.); Unternehmensgründungen – Empirische Analysen für die alten und neuen Bundesländer, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Band 7, Baden-Baden, 73-110.
- Fritsch, M. (1990); Arbeitsplatzentwicklung in Industriebetrieben, Berlin, New York.
- Fritsch, M./Ch. J. Hull (1987); Empirische Befunde zur Arbeitsplatzdynamik in großen und kleinen Unternehmen in der Bundesrepublik Deutschland - Eine Zwischenbilanz - , in: dies. (Hrsg.); Arbeitsplatzdynamik und Regionalentwicklung, Berlin, 149-172.
- Geroski, P. A./S. Machin (1992); The Dynamics of Corporate Growth, University College London, Discussion Papers in Economics.

- Hall, B. H. (1987); The Relationship Between Firm Size and Firm Growth in the US Manufacturing Sector, *Journal of Industrial Economics*, Vol. 35, No. 4, 583-606.
- Harhoff, D. (1992); Das Wachstum von Unternehmen - Erfahrungen in den USA und Entwicklung in den neuen Bundesländern, in: Jakobeit, C. et al. (eds.): *Die USA zu Beginn der 90er Jahre - Analysen aus Politik, Wirtschaft und Recht*, Opladen, 113-135.
- Harhoff, D./K. Stahl (1994): Unternehmensentwicklung in den neuen Bundesländern - erste empirische Ergebnisse, in: H. König und V. Steiner (Hrsg.): *Arbeitsmarktdynamik und Unternehmensentwicklung in Ostdeutschland*, Schriftenreihe des ZEW, Band 1, Mannheim.
- Harhoff, D./K. Stahl (1995); Unternehmens- und Beschäftigungsdynamik in Westdeutschland: Zum Einfluß von Haftungsregeln und Eigentümerstruktur, in: Oppenländer, K. H. (Hrsg.): *Industrieökonomik und Finanzmärkte*, ifo Studien, 41. Jg., Nr. 1, 17-50.
- Harhoff, D./K. Stahl/M. Woywode (1996); Legal Form, Growth and Exit of West German Firms - Empirical Results for Manufacturing, Construction, Trade and Service Industries, CEPR Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper No. 1401.
- Harhoff, D./F. Steil (1997); Die ZEW-Gründungspanels: Konzeptionelle Überlegungen und Analysepotential, in: Harhoff, D. (Hrsg.); *Unternehmensgründungen – Empirische Analysen für die alten und neuen Bundesländer*, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Band 7, Baden-Baden, 11-28.
- Harhoff, D./M. Woywode (1995); Überlebenschancen von Unternehmen - Eine empirische Analyse auf Basis der Mannheimer Unternehmenspanels, in: Schmude, J. (Hrsg.): *Neue Unternehmen*, *Wirtschaftswissenschaftliche Beiträge* 108, Heidelberg. 110-126.
- Heckman, J. (1979): Sample Selection Bias as a Specification Error, *Econometrica*, Vol. 47, 153-162.
- Hinz, T./S.H. Wilsdorf/R. Ziegler (1997): Beschäftigungsentwicklung in ostdeutschen Betriebsgründungen, Analysen mit Panel-daten der Leipziger Gründerstudie, in: J. Kühl et al. (Hrsg.): *Die Nachfrageseite des Arbeitsmarktes*, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Band 204, Nürnberg, S. 189-204.
- Huber, P. J. (1967): The Behavior of Maximum Likelihood Estimates under Non-Standard Conditions, *Proceedings of the Fifth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability* 1, S. 221-233.
- Lehmann, U (1996): Dynamik und Beschäftigungsentwicklung der deutschen Betriebe 1991-1995, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Heft 4, S. 580-588.

- Lever, M. H. C. (1996); Firm Size and Employment Determination in Dutch Manufacturing Industries, in: Small Business Economics, Vol. 8, 389-396.
- Licht, G./H. Stahl/W. Schnell (1996); Ergebnisse der Innovationserhebung, ZEW-Dokumentation Nr. 96-05, Mannheim.
- Marshall, A. (1890); Principles of Economics, London.
- Phillips, B. D./B. A. Kirchoff (1989); Formation, Growth and Survival: Small Firm Dynamics in the U.S. Economy, in: Small Business Economics, Vol. 1, 65-74.
- Prantl, S. (1997); Unternehmensselektion in Ostdeutschland: Eine empirische Analyse von Neugründungen und Transformationsunternehmen, in: Harhoff, D. (Hrsg.); Unternehmensgründungen – Empirische Analysen für die alten und neuen Bundesländer, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Band 7, Baden-Baden, 111-149.
- Schasse, U. (1992); Überlebenschancen und Beschäftigungsentwicklung neugegründeter Industriebetriebe in Niedersachsen, Produzieren in Niedersachsen, - Empirische Untersuchungen mit Betriebsdaten, Nr. 6, 31-60.
- Schnell, W. (1996); Industrielle Kerne in Ostdeutschland, Diplomarbeit Universität Mannheim.
- Spengel, C. (1996); Höhe und Struktur der Unternehmensbesteuerung in Europa - Ein Belastungsvergleich auf Basis eines Unternehmensmodells, in: Jacobs, O. H./C. Spengel (Hrsg.); Aspekte der Unternehmensbesteuerung in Europa, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Band 4, Baden-Baden, 37-84.
- Stahl, K. (1991); Das Mannheimer Unternehmenspanel - Konzeption und Entwicklung, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Vol. 4, Nr. 3, 735-738.
- Stahl, K. (1995); Zu Entwicklung und Stand der regionalökonomischen Forschung, in: Gahlen B./H. Hesse/H. J. Ramser (Hrsg.); Standort und Region, Neue Ansätze zur Regionalökonomik. Schriftenreihe des Wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren, Bd. 24, Tübingen, 3-39.
- Steil, F. (1993); Telekommunikationsversorgung und Standortbedingungen in Ostdeutschland, in: ZEW-Wirtschaftsanalysen, Nr. 4, 424-460.
- Steil, F. (1997); Unternehmensgründungen in Ostdeutschland, in: Harhoff, D. (Hrsg.); Unternehmensgründungen – Empirische Analysen für die alten und neuen Bundesländer, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Band 7, Baden-Baden, 29-72.
- Storey, D. J./S. Johnson (1987); Zur Arbeitsplatzdynamik in Großbritannien: Ein Überblick über neuere Untersuchungen, in: Fritsch M./Ch. Hull (Hrsg.); Arbeitsplatzdynamik und Regionalentwicklung, Berlin, 49-70.

- Trabert, L. (1997); Verdeckte Arbeitslosigkeit in West- und Ostdeutschland: Die Bedeutung der Stillen Reserve, IWH Institut für Wirtschaftsforschung Halle, Wirtschaft im Wandel, Nr. 1, 3-8.
- Wagner, J. (1992); Firm Size, Firm Growth, and Persistence of Chance: Testing GIBRAT's Law with Establishment Data from Lower Saxony, 1978-1989, in: Small Business Economics, Vol. 4, 125-131.
- Wagner, J. (1995); Firm Size and Job Creation in Germany, in: Small Business Economics, Vol. 7, 469-474.
- Wahse, J./V. Dahms/R. Schäfer/J. Kühl (1996); Beschäftigungsperspektiven von privatisierten Unternehmen, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Nr. 1, 106-116.

Anhang

Tabelle A-1: Deskriptive Statistiken

	Periode 1992/93		Periode 1993/94		Periode 1994/95		Periode 1992/96	
	Mittelwert	Std.-abw.	Mittelwert	Std.-abw.	Mittelwert	Std.-abw.	Mittelwert	Std.-abw.
Wachstumsrate	0,04	0,48	0,06	0,38	0,06	0,33	0,06	0,30
Größe	2,73	1,47	2,56	1,33	2,52	1,27	1,95	1,37
Alter	1,17	0,86	1,36	0,82	1,53	0,79	1,31	0,99
Mills-Ratio	1,33	0,36	1,21	0,34	1,16	0,34	2,09	0,65
	Anzahl	in % ^{a)}	Anzahl	in % ^{a)}	Anzahl	in % ^{a)}	Anzahl	in % ^{a)}
DDR-Selbständige	1492	18,25	2093	18,0	2431	17,85	7859	23,83
Ex-DDR-Selbständige	586	7,20	880	7,56	1083	7,88	2026	6,14
ehem. Treuhanduntern.	2065	25,29	2261	19,41	2228	16,22	3757	11,39
U. mit Westbeteiligung	1397	17,27	1788	14,48	1963	14,56	3277	9,94
Rechtsform								
Gewerbebetrieb	2861	34,96	4395	37,54	5352	38,91	17324	52,53
BGB-Gesellschaft	216	2,65	392	3,37	527	3,90	1369	4,15
Einzelfirma	83	1,02	122	1,02	134	0,98	293	0,89
OHG	35	0,45	74	0,65	87	0,66	184	0,56
KG	56	0,69	81	0,69	97	0,73	188	0,57
GmbH & Co. KG	229	2,81	423	3,61	544	3,99	948	2,88
GmbH	4587	56,08	6056	51,93	6772	49,68	12370	37,52
AG	35	0,47	32	0,32	46	0,38	77	0,23
e. G.	80	1,02	105	0,89	104	0,78	220	0,67
Wirtschaftszweige								
Chemie	197	2,41	244	2,10	310	2,29	589	1,79
Kunststoff /Gummi	324	3,94	499	4,21	594	4,30	1114	3,38
Steine/Erden/Keramik	553	6,65	819	6,88	1004	7,22	2210	6,70
Metallerz./-bearbeitung	939	11,46	1407	11,95	1808	13,31	4310	13,07
Maschinenbau	2423	29,48	3366	28,69	3865	28,10	8729	26,47
Elektro/Feinmech./Optik	1352	16,89	1903	16,67	2211	16,42	5434	16,48
Holz/Papier/Druck	1009	12,26	1522	13,02	1828	13,36	4449	13,49
Textil/Bekleidung	503	6,10	685	5,94	774	5,69	2265	6,87
Nahrung/Genuß	884	10,81	1235	10,56	1275	9,32	3873	11,75
Anzahl d. Beobachtungen	8184		11680		13669		32793	
Anmerkung: a) Die relativen Häufigkeiten beziehen sich immer auf den jeweiligen Abschnitt.								

Tabelle A-2: Ergebnisse der Selektionskorrektur

	Beob. 92/93		Beob. 93/94		Beob. 94/95		Beob. 92/96	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Konstante	0,328	2,46	1,426	10,58	1,553	10,63	-0,384	-14,98
Alter	-0,156	-2,15	-0,556	-7,41	-0,857	-10,53	-	-
Alter ²	0,004	0,28	0,071	5,31	0,130	9,20	-	-
fehlende Angabe	1,786	5,81	1,540	4,88	2,280	4,26	-	-
Gründung im Jahr 1990	-0,002	-0,04	-0,188	-5,56	-0,249	-8,04	0,260	16,28
Gründung im Jahr 1991	0,038	0,71	-0,157	-3,76	-0,272	-7,35	0,361	20,51
Gründung im Jahr 1992	-0,215	-2,56	-0,193	-3,26	-0,341	-7,08	0,477	23,49
Gründung im Jahr 1993	-	-	-0,630	-6,82	-0,492	-7,06	0,481	20,713
Gründung im Jahr 1994	-	-	-	-	-1,163	-10,91	0,254	10,046
Gründung im Jahr 1995	-	-	-	-	-	-	-0,238	-7,582
Handelsregistereintrag	-	-	-	-	-	-	0,064	3,75
Größe	-2,134	-16,30	-3,005	-23,18	-2,588	-19,21	0,416	15,20
Größe ²	0,901	13,94	1,457	21,41	1,480	20,59	-0,039	-2,23
Größe ³	-1,334	-10,77	-2,514	-17,91	-2,803	-18,39	-0,008	-2,08
Größe ⁴	0,664	8,42	1,430	14,77	1,696	15,71	0,001	3,38
Interaktion Größe *Alter	0,058	4,89	0,055	5,14	0,008	0,76	-	-
Interaktion Größe *Treuhandbeteiligung	-0,226	-10,01	-0,179	-9,20	-0,081	-4,45	-0,105	-6,85
OHG	0,182	1,87	0,252	3,14	0,190	2,49	-0,326	-4,55
KG	0,315	3,62	0,087	1,07	0,082	1,09	-0,362	-5,19
GmbH	0,311	11,22	0,146	6,52	0,016	0,83	-0,362	-18,02
GmbH & Co KG	0,121	2,06	0,014	0,28	-0,038	-0,83	-0,499	-11,55
AG	0,018	0,15	-0,335	-2,50	-0,103	-0,89	-0,353	-3,42
GbR	0,209	4,87	0,183	5,19	0,197	6,13	0,015	0,50
Einzelfirma	0,405	5,69	0,230	3,57	0,060	0,96	-0,244	-4,23
Sonstige	-0,100	-1,33	-0,279	-4,12	-0,370	-5,60	-0,712	-13,07

Fortsetzung Tabelle A-2: Ergebnisse der Selektionskorrektur

	Beobachtung 92/93		Beobachtung 93/94		Beobachtung 94/95		Beobachtung 92/96	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Treuhand-Beteiligung	0,707	8,57	0,470	6,71	0,049	0,75	0,296	5,19
Ost-Beteiligung	0,069	2,33	0,023	0,82	-0,011	-0,41	0,214	8,59
West-Beteiligung	0,212	7,39	0,155	5,67	0,170	6,40	0,412	15,51
West-Ost-Beteiligung	0,387	9,72	0,327	8,64	0,280	7,64	0,608	15,94
Chemie	-0,105	-2,13	-0,203	-4,38	-0,100	-2,25	-0,164	-4,14
Kunststoff /Gummi	0,053	1,36	0,131	3,71	0,153	4,58	0,009	0,29
Steine/Erden/Keramik	-0,137	-4,55	-0,127	-4,60	-0,084	-3,24	0,075	-3,23
Metallerzeugung/-bearbeitung	0,015	0,60	0,029	1,36	0,125	6,14	0,141	7,63
Elektro/Feinmechanik/Optik	-0,137	-6,49	-0,134	-7,03	-0,120	-6,61	-0,110	-6,82
Holz/Papier/Druck	-0,099	-4,25	-0,066	-3,17	-0,027	-1,37	-0,014	-0,80
Textil/Bekleidung	-0,226	-7,64	-0,255	-9,59	-0,245	-9,54	-0,127	-5,97
Nahrung/Genuß	-0,274	-11,38	-0,283	-13,03	-0,381	-18,01	-0,346	-19,68
direktes Umland	-0,001	-0,05	0,039	2,22	0,058	3,46	0,042	2,86
entferntes Umland	0,018	0,79	0,042	2,06	0,054	2,79	0,009	0,56
ländliche Region	-0,191	-8,98	-0,113	-5,89	-0,088	-4,79	-0,186	-11,50
Dummies für Niederlassungen CREDITREFORMs	$\chi^2(24) = 959,39$		$\chi^2(24) = 822,28$		$\chi^2(24) = 654,66$		$\chi^2(24) = 130,60$	
Dummies für direktes und entferntes Umland der kreisfreien Städte und ländlichen Kreise	$\chi^2(3) = 125,16$		$\chi^2(3) = 85,00$		$\chi^2(3) = 83,64$		$\chi^2(3) = 245,23$	
Anteil der richtig vorhergesagten Fälle in %	82,90		78,54		77,23		62,58	
Pseudo R ² (Mc Fadden)	0,110		0,094		0,098		0,061	
Beobachtungen	52274		56854		60345		63639	
Anmerkung: Das Referenzunternehmen ist definiert als Gewerbebetrieb der Maschinenbaubranche, ohne Beteiligungen, das in einer Stadt angesiedelt ist.								