

## **Determinanten der Beschäftigungsdynamik ostdeutscher Unternehmen**

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

Von Fabian Steil und Elke Wolf

### **1. Einführung<sup>1</sup>**

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. 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 beigemessen. Das Ziel dieser Analyse ist es, neben verschiedenen Unternehmenscharakteristika auch den Einfluß des regionalen Umfelds auf die Beschäftigungsdynamik der Firmen zu untersuchen. In den bisherigen empirischen Studien hat die Bedeutung regionaler Faktoren nur geringe Beachtung gefunden.

Zur unternehmensspezifischen Beschäftigtenentwicklung in den neuen Bundesländern liegen bislang nur 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 auf der Basis von Mikrodaten, wie von Hinz et al. (1997), Licht et al. (1996) und Harhoff/Stahl (1994), existieren bislang nur wenige. Während die Studie von Harhoff/Stahl (1994) auf den ersten drei Wellen des ZEW-Gründungspanels Ost basiert, verwenden wir elf Wellen dieses Panels. Darüber hinaus wird hier der Einfluß mehrerer regionaler Determinanten untersucht und das Problem von Selektionsverzerrungen explizit berücksichtigt.

---

\* Verantwortlicher Herausgeber / editor in charge: B. F.

<sup>1</sup> 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, Viktor Steiner und zwei anonymen Gutachtern für ihre konstruktive Kritik.

In Abschnitt 2 werden zunächst die wesentlichen Hypothesen zu den Determinanten der firmenspezifischen 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 und wirtschaftspolitisch relevante Schlußfolgerungen gezogen (Abschnitt 5).

## 2. Determinanten des Unternehmenswachstums

### 2.1 Unternehmensspezifische Einflußfaktoren

Im Vordergrund der wissenschaftlichen Diskussion über die Bestimmungsfaktoren der firmenspezifischen Beschäftigungsentwicklung stand bislang der Zusammenhang zwischen der Wachstumsrate und der Größe eines Unternehmens.<sup>2</sup> 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 (Hall, 1987; Evans, 1987a). 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 aufgrund der hohen Lohnstückkosten in den neuen Bundesländern ostdeutschen Unternehmen besondere Probleme bereiten dürfte. Demgegenüber können kleine Unternehmen von einer stärkeren Nutzung von Marktnischen profitieren.<sup>3</sup> Nachteile entstehen großen Unternehmen weiterhin möglicherweise durch die zunehmende Komplexität des Managements, woraus Ineffizienzen und eine geringere Flexibilität resultieren können. Welcher der gegenläufigen Größeneffekte dominiert, kann nur empirisch entschieden werden.

---

<sup>2</sup> In der Regel wird die Größe eines Unternehmens anhand der Beschäftigtenzahl gemessen. In den Studien von Geroski/Machin (1992) oder Dunne/Hughes (1994) wird die Größe durch die Umsätze bzw. die Aktiva der Unternehmen operationalisiert.

<sup>3</sup> Vgl. auch Prantl (1997), die die Vorteile einer Positionierung in Marktnischen allerdings weniger im Wachstumspotential als in den Überlebenschancen eines Unternehmens sieht.

Für die Vereinigten Staaten und Großbritannien wurde in der Mehrzahl der Studien ein negativer Einfluß der Firmengröße auf die Wachstumsrate festgestellt (Audretsch/Mahmood, 1992; Evans 1987a, b; Hall, 1987; Storey-Johnson, 1987).<sup>4</sup> Nach den Untersuchungen von Evans (1987a, 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 weniger eindeutig.<sup>5</sup> 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) 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 und 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 (Steil, 1993; Harhoff/Stahl, 1994; Lehmann, 1996; Hinz et al., 1997). Lever (1996) hat in seiner Untersuchung für die Niederlande in kleinen Unternehmen eine schnellere Beschäftigungsanpassung festgestellt als in großen Firmen. Dieses Ergebnis impliziert, daß der geschätzte Zusammenhang zwischen Größe und Wachstumsrate möglicherweise auch von der Länge der betrachteten Beobachtungsperiode abhängt.

Das Alter eines Unternehmens gilt als weitere 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 eine schnelle Beschäftigungsanpassung an die optimale Betriebsgröße zu erwarten. 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.

---

<sup>4</sup> Ein tabellarischer Überblick über weitere Untersuchungen findet sich bei Wagner (1992).

<sup>5</sup> 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. auch Harhoff (1992).

Dieser negative Zusammenhang zwischen dem Unternehmensalter und dem Beschäftigungswachstum wurde sowohl in den Untersuchungen von Evans (1987a, b) für die USA als auch in den 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 Staatsbetriebe durchgeführt. Die entsprechenden Übernahmen stellen daher in vielen Fällen keine unmittelbaren Nachfolgegesellschaften ehemaliger zusammenhängender Betriebseinheiten dar. Ein Gründungsdatum bzw. das Alter ist daher oftmals erst ab dem Zeitpunkt der Übernahme sinnvoll zu interpretieren. 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 bis 1990 in ihren Entwicklungsmöglichkeiten durch eine Reihe staatlicher Auflagen beschränkt waren und sich möglicherweise auf Probleme des Transformationsprozesses 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 6 % erhöhen wollten, wohingegen die bereits vor 1990 privat geleiteten Unternehmen die Mitarbeiteranzahl voraussichtlich nur um 1 % 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) sprechen weiterhin für eine Verbindung zwischen Wachstumsdynamik und Rechtsform eines Unternehmens. 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.<sup>6</sup> Der Zusammenhang zwischen

---

<sup>6</sup> Diese Hypothese wird auch durch die in diesen Studien festgestellte höhere Sterbewahrscheinlichkeit von Unternehmen mit der Rechtsform GmbH gestützt.

Wachstumsrate und Rechtsform sollte jedoch nicht streng in dem Sinne interpretiert werden, daß die Rechtsform per se den Wachstumsprozeß beeinflußt, da die Rechtsform 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).

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 ist jedoch 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.

Die Beschäftigungsentwicklung ostdeutscher Unternehmen dürfte auch durch die Beteiligung westlicher oder ausländischer Firmen beeinflußt werden. Ein positiver Einfluß kann u. a. aus dem Transfer von Know-how und dem besseren Zugang zu überregionalen Märkten resultieren. Andererseits ist mit der Beteiligung westdeutscher oder ausländischer Firmen möglicherweise eine konsequentere Rationalisierungspolitik verbunden, was u. a. einen sparsamen Einsatz des Faktors Arbeit zur Folge hätte. Unterstützt wird diese Überlegung durch die DIW-Befragung im Frühjahr 1995, nach der die Unternehmen mit westdeutschen oder ausländischen Eigentümern, im Gegensatz zu den Unternehmen mit nur ostdeutschen Eignern, häufiger ihre Mitarbeiterzahl in den folgenden Monaten reduzieren wollten. Bei diesem Ergebnis ist jedoch zu berücksichtigen, daß die größeren staatlichen Betriebseinheiten in der Regel von westlichen Investoren übernommen wurden. 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 firmenspezifischen Charakteristika wird das Wachstumspotential der Unternehmen durch die Standortbedingungen bestimmt. In der wirtschaftspolitischen Diskussion um die Qualität des Standortes Deutschland nimmt die Höhe der Lohnkosten eine zentrale Rolle ein. Demnach sollte man erwarten, daß in Regionen, die durch hohe Effektivlöhne gekennzeichnet sind, die Unternehmen geringere Wachstumsraten aufweisen als Unternehmen in Regionen mit geringeren Lohnkosten. Die Analyse des Zusammenhangs zwischen dem regionalen Lohnniveau und dem Beschäftigungswachstum der dort ansässigen Unternehmen wird jedoch dadurch erschwert, daß die Höhe der Effektivlöhne von der Wachstumsdynamik der Unternehmen in der Vorperiode beeinflusst wird. Im Modell nicht erfaßte Merkmale der Untersuchungsregionen, die sich positiv auf die Wachstumsdynamik der Unternehmen auswirken, werden daher eine positive Korrelation mit der Lohnhöhe aufweisen.

Neben den Lohnkosten wird in der Bundesrepublik die hohe Steuerbelastung als wichtiges 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 ca. 20 % (Spengel, 1996).<sup>7</sup> Die Untersuchungen von Egelin et al. (1996) und Steil (1993) sprechen dafür, daß Unterschiede in der regionalen Besteuerung für die Unternehmer bei Investitionsentscheidungen von Relevanz sind.

Besondere Bedeutung für die wirtschaftliche Entwicklung einer Region bzw. für die Ansiedlung und das Wachstum von Unternehmen wird darüber hinaus den Agglomerationsfaktoren zugemessen (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 Wissens-Spillovers 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.

---

<sup>7</sup> Der Anteil der Gewerbesteuer vom Ertrag beträgt dabei ca. 17%, der vom Kapital ca. 3%. Die Prozentangaben beziehen sich auf eine repräsentative Kapitalgesellschaft des Verarbeitenden Gewerbes in den alten Bundesländern.

Wesentliche Vorteile der Urbanisation sind das differenzierte Arbeitsangebot, die hohe lokale Nachfrage sowie die gut ausgebaute Infrastruktur und hier insbesondere die Verkehrsinfrastruktur. Die Infrastruktur als wichtige Determinante der regionalen Wirtschaftsentwicklung wird nicht nur bezüglich ihrer Bedeutung als Standortfaktor diskutiert, sondern auch im Hinblick auf die durch die entsprechenden Investitionen ausgelösten Multiplikatoreffekte (DIW, 1997). In Ostdeutschland stellt in den ersten Jahren des Transformationsprozesses zudem der schnellere Aufbau der Telekommunikationsinfrastruktur in den Ballungsräumen einen wichtigen Urbanisationsvorteil dar. 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.

Insbesondere im Hinblick auf die Bedeutung von Wissensspillovers wird in der Literatur kontrovers diskutiert, ob für die Entwicklung von Regionen bzw. Agglomerationen spezialisierte oder heterogene Produktionsstrukturen, also intra- oder interindustrielle Informationsbeziehungen, von größerer Bedeutung sind (Glaeser et al. 1992; Harhoff, 1995). Die sogenannte Marshall-Arrow-Romer Hypothese betont den räumlich gebundenen Informationsaustausch von Firmen oder Arbeitskräften innerhalb einer Industrie für die Entwicklung von Agglomerationen. Nach den Überlegungen von Jacobs (1969) sind demgegenüber heterogene Branchenstrukturen und die damit verbundenen Wissensexternalitäten für das Wachstum einer Agglomeration bzw. der hier ansässigen Firmen vorteilhafter.

### 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 unseres Wissens über die größte Datenbank zu deutschen Unternehmen verfügt. Bereits zu Beginn des Jahres 1990 wurde die Geschäftstätigkeit auf die neuen Bundesländer ausgedehnt.

Die Erhebungseinheit von CREDITREFORM ist das rechtlich selbständige Unternehmen.<sup>8</sup> Die Informationen zu den einzelnen Unternehmen umfassen u. a. Adresse, Rechtsform, fünfstelliger Branchencode, Beschäftig-

---

<sup>8</sup> Vgl. zur Erhebungspraxis von CREDITREFORM ausführlich Stahl (1991). Eine detaillierte Beschreibung der ZEW Unternehmensdateien findet sich bei Harhoff/Steil (1997).

tenzahl, tagesgenauer Zeitpunkt der Datenerhebung, Gründungsdatum, im Fall von Übernahmen auch das Datum der Übernahme und 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 und für die Aktualisierung der Informationen von bereits im Datenbestand enthaltenen 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 (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 % der Firmen weisen im erstmaligen Erfassungszeitpunkt weniger als 20 Beschäftigte auf. Bei etwa 15 % der Unternehmen dieses Wirtschaftszweigs ist zu diesem Zeitpunkt nur der Inhaber tätig.<sup>9</sup>

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 beispielsweise 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. Ausgehend von der geschätzten Beobachtungswahrscheinlichkeit wird eine Selektionskorrekturvariable (inverse Mills-Ratio) berechnet. Diese geht in der zweiten Stufe als zusätzliche erklärende Variable in die Wachstumsgleichung ein.

Die Beobachtungswahrscheinlichkeit eines Unternehmens wird zum einen von dessen Überlebenswahrscheinlichkeit, zum anderen von der Recherchehäufigkeit beeinflusst. In zahlreichen empirischen Studien zu den Determinanten des Marktaustritts wurde ein signifikant positiver Einfluß des Alters und der Größe auf die Überlebenschance eines Unternehmens festgestellt (Evans, 1987a, 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 Marktaus-

---

<sup>9</sup> 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.

tritriskos 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 Wirtschaftszweig<sup>10</sup> 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. Da von den CREDITREFORM-Niederlassungen kein direkter Effekt auf die Wachstumsraten der Unternehmen ausgeht, werden diese Variablen nicht in die Wachstumsgleichung aufgenommen und dienen somit als Identifikationsvariablen.

Die Schätzergebnisse der Selektionsgleichung sind in Tabelle A-2 im Anhang dargestellt. 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. Die Beobachtungswahrscheinlichkeit eines Unternehmens steigt mit der Größe und dem Alter des Unternehmens. Auch die Beteiligungsstruktur und die Rechtsform haben signifikante Effekte. 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. Auf eine weitergehende Interpretation der Ergebnisse wird daher verzichtet.

### 3.3 Untersuchungszeiträume und Auswahl der Unternehmen

Die 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

---

<sup>10</sup> 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.

Beschäftigtenangaben vorliegen. 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. Bezüglich der Länge des zu wählenden Beobachtungsintervalls besteht demnach ein trade-off.

Aus diesem Grund wurden die Analysen der unternehmensspezifischen Beschäftigungsdynamik sowohl für einjährige als auch für längere Beobachtungsperioden durchgeführt. Die Ergebnisse der unterschiedlichen Zeitintervalle deuten jedoch darauf hin, daß die Wachstumsdeterminanten weitgehend als zeitlich konstant angenommen werden können. Die Ergebnisse für die einjährigen Beobachtungsperioden sind ausführlich in Steil/Wolf (1997) dargestellt. Der den hier präsentierten Analysen zugrundeliegende Untersuchungszeitraum wird auf der Basis der für jedes Unternehmen ersten und letzten seit Januar 1992 erfolgten Beobachtung festgelegt. Der letzte mögliche Recherchezeitpunkt eines Unternehmens liegt 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 reduziert werden.

Ergänzend zu den hier durchgeführten Querschnittsanalysen wäre eine Panelschätzung wünschenswert. Auch wenn das ZEW-Gründungspanel im Prinzip die Möglichkeit hierzu bietet, würde sich aufgrund der unregelmäßigen Recherche von CREDITREFORM das Selektionsproblem jedoch dramatisch verschärfen, da nur für einen vergleichsweise geringen Anteil der Unternehmen regelmäßige Angaben zur Beschäftigungsveränderung vorliegen. Daher ist unklar, ob auf der Basis der derzeit verfügbaren Daten plausible Panelschätzungen durchgeführt werden können.

#### 4. Ergebnisse der empirischen Untersuchung

Die Wachstumsrate  $w_i$  eines Unternehmens  $i$  wird für die ökonometrischen Analysen durch

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

berechnet, wobei  $B_{it_1}$  die Beschäftigtenzahl im Zeitpunkt  $t_1$  und  $t_2 - t_1$  die in Jahren gemessene Länge des jeweiligen unternehmensspezifischen Beobachtungsintervalls ist.<sup>11</sup> Gleichung 4.1 impliziert einen kontinuierlichen, exponentiellen Wachstumsprozeß eines Unternehmens.<sup>12</sup> Der Mittelwert dieser Wachstumsrate liegt in unserer Stichprobe bei 6 %, der Median beträgt Null (vgl. Tabelle A 1 im Anhang).

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  $\varepsilon_i \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$  repräsentiert werden. Um spezifischen Zeiteffekten (Konjunktur, Fortschritte im Transformationsprozeß) und einer möglichen Beeinflussung der Wachstumsraten durch die Länge des Intervalls  $t_2 - t_1$  Rechnung zu tragen, wurden für jede mögliche Kombination von zwei Beobachtungsjahren  $t_1$  und  $t_2$  jeweils eine zusätzliche Dummyvariable generiert und in die Schätzgleichung aufgenommen. Da eine aussagekräftige Interpretation der geschätzten Koeffizienten dieser Variablen kaum möglich ist, wird für diese im folgenden nur der Test auf die gemeinsame Signifikanz ausgewiesen.

In der folgenden Tabelle sind die Schätzergebnisse dargestellt. Das Modell II unterscheidet sich von Modell I nur durch die Berücksichtigung der Selektionskorrekturvariable.<sup>13</sup> Der signifikant positive Koeffizient der inversen Mills-Ratio in Modell II weist auf eine positive Selektion der Unternehmen hin, d. h., daß Unternehmen mit – gegebenen ihren Merkmalen – überdurchschnittlichem Wachstum mit einer höheren Wahrscheinlichkeit in der Schätzung berücksichtigt werden. Allerdings zeigt der Vergleich der beiden Modelle, daß die geschätzten Koeffizienten durch die Berücksichtigung der Selektivität kaum beeinflusst werden. Zu diesem Ergebnis kamen auch Evans (1987a), Hall (1987) und Harhoff/Stahl (1995). Deshalb beruht die folgende Darstellung der verschiedenen Effekte ausschließlich auf den Schätzergebnissen von Modell II. Da die abhängige Variable nicht transfor-

<sup>11</sup> Bei dem gewählten 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.

<sup>12</sup> 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  $w_i^*$ .

<sup>13</sup> Ostberlin wurde bei den Analysen nicht berücksichtigt, da die regionalen Indikatoren in der Regel nur für Berlin gesamt vorhanden sind.

miert ist, messen die Koeffizienten der Dummyvariablen den direkten Effekt auf die Wachstumsrate. Die Effekte der metrischen Variablen ergeben sich als Produkt aus dem Koeffizienten und dem Wert der entsprechenden erklärenden Variablen.

#### 4.1 Die Effekte der unternehmensspezifischen Einflußfaktoren

In Anlehnung an Evans (1987a) wird die Unternehmensgröße durch die logarithmierte Beschäftigtenzahl zu Beginn der Periode gemessen [ $\log(\text{Größe})$ ]. Um festzustellen, ob das Wachstum aller Unternehmen in gleichem Maße von der Unternehmensgröße beeinflusst wird, wurde die Größe zudem mit einigen anderen erklärenden Variablen interagiert. Wie in der Mehrzahl der in Abschnitt 2 erwähnten Untersuchungen ist der marginale Effekt der Größe für den Großteil der Unternehmen negativ. Die Wachstumsrate sinkt mit zunehmender Unternehmensgröße, auch wenn für den Einfluß des Alters des Unternehmens kontrolliert wird.<sup>14</sup> Der Zusammenhang zwischen Größe und Wachstum ist allerdings nicht linear. Die Nichtlinearität läßt sich hier am besten durch ein Polynom vierter Ordnung beschreiben. Die Stärke des negativen Effektes nimmt zunächst mit steigender Mitarbeiterzahl ab. Bei Unternehmen mit mehr als 19 Beschäftigten wirkt sich ein weiterer Anstieg der Beschäftigung indes wieder zunehmend negativ auf die Wachstumsrate aus. Auch der Zusammenhang zwischen dem Alter (in Jahren, logarithmiert) und der Wachstumsrate eines Unternehmens ist negativ, wobei die Stärke des Effektes mit zunehmendem Alter und der Beschäftigtenzahl abnimmt. In Bezug auf Ostdeutschland könnte vermutet werden, daß der negative Größeneffekt durch den starken Personalabbau bei den ehemaligen Staatsbetrieben verursacht wird. Eine getrennte Schätzung der Modelle für die aus den ehemaligen Staatsbetrieben entstandenen Unternehmen sowie die Neugründungen und privaten Firmen der DDR-Ära zeigt jedoch, daß der Größeneffekt für beide Unternehmenstypen sehr ähnlich ist. Allerdings fällt der negative marginale Größeneffekt für Treuhandunternehmen mit mehr als 10 Mitarbeitern größer aus als bei den sonstigen Unternehmen.<sup>15</sup> Der Einfluß einer Treuhandbeteiligung wird an späterer Stelle noch genauer dargestellt.

<sup>14</sup> Da Unternehmen mit einem Beschäftigten im Zeitpunkt  $t_1$  keine negativen Wachstumsraten aufweisen können, liegt zunächst die Vermutung nahe, daß der negative Größeneffekt verzerrt geschätzt ist. Dieses Problem wird im Prinzip durch die Selektionskorrektur aufgefangen. Allerdings ist das Erklärungsmodell des Selektionsprozesses unvollkommen. Schließt man die Einpersonenfirmer aus der Wachstumsschätzung aus, so daß jedes Unternehmen grundsätzlich eine negative Wachstumsrate aufweisen kann, bleibt der Größeneffekt stabil.

<sup>15</sup> Der Koeffizient der Interaktion [ $\text{Treuhand} \geq 10 * \log(\text{Größe})$ ] ist negativ und verstärkt somit den negativen Größeneffekt des Polynoms 4. Ordnung.

Tabelle 1

**Determinanten der Beschäftigungswachstumsrate (1992 – 1996)**

	Modell I		Modell II	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Konstante	0,379	6,98	0,355	6,50
log(Größe)	-0,262	-20,54	-0,251	-19,25
log(Größe) <sup>2</sup>	0,741	9,05	0,072	8,75
log(Größe) <sup>3</sup>	-0,012	-5,82	-0,011	-5,72
log(Größe) <sup>4</sup> /100	0,001	3,53	0,001	3,46
log(Alter)	-0,090	-11,88	-0,091	-11,92
log(Alter) <sup>2</sup>	0,011	8,28	0,011	8,30
log(Alter) * log(Größe)	0,015	7,98	0,015	8,01
<i>Gründungsepoche</i> (neugegründetes Unternehmen)				
DDR-Selbständige	0,035	5,290	0,029	4,23
Ex-DDR-Selbständige	0,014	2,26	0,013	2,12
Treuhand < 10 Beschäftigte	0,006	0,42	0,006	0,47
Treuhand ≥ 10 Beschäftigte	0,017	0,75	0,019	0,85
Treuhand ≥ 10 * log (Größe)	-0,022	-3,55	-0,023	-3,77
<i>Beteiligung</i> (Ostbeteiligung oder ohne Beteiligung)				
Westbeteiligung <sup>a</sup> < 50 Beschäftigte	0,006	0,86	0,014	2,00
Westbeteiligung ≥ 50 Beschäftigte	-0,287	-4,47	-0,282	-4,40
Westbeteiligung ≥ 50 * log (Größe)	0,076	5,49	0,077	5,55
<i>Rechtsform</i> (Gewerbebetrieb)				
BGB-Gesellschaft	0,015	1,73	0,016	1,85
Einzelfirma	0,054	3,50	0,050	3,25
KG, OHG, e.G.	0,067	6,12	0,058	5,11
GmbH & Co. KG	0,113	11,21	0,108	10,65
GmbH, AG	0,080	15,13	0,075	13,69
<i>Branche</i> (Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau)				
Chemie	-0,020	-1,75	-0,023	-2,01
Kunststoff/Gummi	0,015	1,84	0,015	1,88
Steine/Erden/Keramik	0,014	1,93	0,012	1,74
Metallerzeugung/-bearbeitung	0,020	3,83	0,023	4,38
Elektro/Feinmechanik/Optik	-0,011	-2,53	-0,014	-3,02
Holz/Papier/Druck	-0,001	-0,25	-0,001	-0,29
Textil/Leder	-0,069	-11,26	-0,072	-11,60
Nahrung/Genuß	0,028	5,526	0,020	3,56

Fortsetzung Tabelle 1:

	Modell I		Modell II	
	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
<i>Bundesland</i>				
(Brandenburg)				
Mecklenburg-Vorpommern	0,015	2,26	0,016	2,51
Sachsen	0,031	5,74	0,032	5,84
Sachsen-Anhalt	0,025	4,93	0,025	4,99
Thüringen	0,010	1,96	0,011	2,03
log(Löhne)	-0,031	-1,85	-0,032	-1,97
log(Umsatz)	0,006	1,33	0,006	1,27
Arbeitslosenquote Mai '92	-0,080	-1,73	-0,096	-2,08
log(Einwohnerdichte)	-0,004	-2,43	-0,004	-2,70
Beschäftigtenanteil eigene Branche <sup>b</sup>	0,195	5,30	0,200	5,44
Beschäftigtenanteil des sonstigen VG <sup>c</sup>	0,030	2,07	0,033	2,25
Spezialisierung des sonstigen Verarbeitenden Gewerbes <sup>d</sup>	0,008	0,57	0,006	0,44
Mills-Ratio	-	-	0,012	2,96
Beobachtungen	32757		32757	
Korrigiertes R <sup>2</sup>	0,186		0,187	
Treuhand ≥ 10 Beschäftigte	F(2, 32703) = 71,59		F(2, 32702) = 76,93	
Treuhand ≥ 10 * log(Größe)				
Dummyvariablen für Recherchezeitpunkte	F(14, 32703) = 19,15		F(14, 32702) = 18,80	

Unternehmen mit Wachstumsraten des obersten und untersten Percentils wurden aus der Schätzung ausgeschlossen. Die Teststatistiken wurden auf Basis einer heteroskedastiekonsistenten Kovarianzmatrix berechnet (Huber, 1967). 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. Bei den Dummyvariablen gibt die Kategorie in Klammern die jeweilige Referenzgruppe an.

<sup>a</sup> Unternehmen mit westdeutscher oder ausländischer Beteiligung.

<sup>b</sup> Anteil der Beschäftigten der eigenen Branche an allen Beschäftigten des jeweiligen Kreises.

<sup>c</sup> Anteil der Beschäftigten der sonstigen Branchen des Verarbeitenden Gewerbes an allen Beschäftigten des jeweiligen Kreises.

<sup>d</sup> Herfindahindex im Verarbeitenden Gewerbe ohne eigene Branche.

Anhand des positiven Koeffizienten der Interaktionsvariable [ $\log(\text{Alter}) * \log(\text{Größe})$ ] wird deutlich, daß sich der negative Einfluß der Größe auf die Wachstumsrate mit wachsendem Alter eines Unternehmens verringert. Am Median des Alters gemessen, ist der Zusammenhang zwischen Unternehmensgröße und Wachstum jedoch stets negativ. Die einzigen Unternehmen, deren Wachstum nicht mit der Anzahl der Beschäftigten sinkt, sind

Betriebe mit Westbeteiligung und mehr als 50 Mitarbeitern. Der positive Koeffizient der Interaktion [*Westbeteiligung*  $\geq 50 * \log(\text{Größe})$ ] hebt den negativen Größeneffekt des Polynoms 4. Ordnung vollkommen auf.

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*]. Ihre Wachstumsraten liegen ceteris paribus im Mittel knapp drei Prozentpunkte über jenen der nach der Wende neugegründeten Unternehmen. Ein ähnliches 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 allerdings deutlich niedriger aus als bei den unverändert fortgeführten privaten Unternehmen der DDR-Ära.<sup>16</sup> 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 den Befunden von Prantl (1997) konsistent, die für diese Unternehmensgruppe in den Jahren 1990 bis 1994 die höchsten Überlebenschancen ermittelte.<sup>17</sup>

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 mit der Größe des Unternehmens zu, was in den gemeinsam zu interpretierenden Variablen *Treuhand*  $\geq 10$  *Beschäftigte* (Dummyvariable) und *Treuhand*  $\geq 10 * \log(\text{Größe})$  zum Ausdruck kommt. So liegt beispielsweise die Wachstumsrate von Treuhandunternehmen mit 20 Mitarbeitern ceteris paribus 5 Prozentpunkte unter der entsprechenden Wachstumsrate von privat geführten Unternehmen.<sup>18</sup> Bei Unternehmen mit 40 Mitarbeitern beträgt die Differenz bereits 6,6 Prozentpunkte.

Die aus den ehemaligen staatlichen Betrieben hervorgegangenen Unternehmen mit weniger als 10 Mitarbeitern [*Treuhand*  $< 10$  *Beschäftigte*] unterscheiden sich ceteris paribus in ihrer Beschäftigungsentwicklung nicht von

<sup>16</sup> Dieses Resultat könnte auch auf Abgrenzungsprobleme zurückzuführen sein. In der Gruppe der ehemaligen DDR-Selbständigen könnten neben bereits zu DDR-Zeiten privat geführten Unternehmen auch einige (Re-)Privatisierungen enthalten sein.

<sup>17</sup> Aus Gründen der Datenverfügbarkeit konnte in der Studie von Prantl (1997) allerdings nur der Marktaustritt in Form eines Konkurses oder eines Gesamtvollstreckungsverfahrens analysiert werden.

<sup>18</sup> Der Abschlag für ein Treuhandunternehmen mit beispielsweise 20 Mitarbeitern errechnet sich als:  $-0,023 * \log(20) + 0,019 = -0,05$ .

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 notwendige Rationalisierungsmaßnahmen bereits durchgeführt wurden. Letzteres kommt 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. Dies zeigt sich anhand der Schätzungen der einjährigen Wachstumsraten, die in der Studie von Steil und Wolf (1997) genauer beschrieben sind. In der letzten Beobachtungsperiode von 1994-1995 unterscheiden sich die ehemaligen Treuhandunternehmen nicht mehr signifikant von den Neugründungen.

Die Beteiligung eines westlichen oder ausländischen Unternehmens übt offensichtlich einen positiven Einfluß auf die Wachstumsrate eines ostdeutschen Unternehmens des Verarbeitenden Gewerbes aus. Für die Firmen mit 50 oder mehr Mitarbeitern nimmt die Stärke dieses Zusammenhangs wiederum mit der Größe des Unternehmens zu [*Westbeteiligung*  $\geq 50$  *Beschäftigte*, *Westbeteiligung*  $\geq 50 * \log(\text{Größe})$ ].<sup>19</sup> Ein Unternehmen mit westlicher Beteiligung und 75 Beschäftigten weist im Mittel eine um fünf Prozentpunkte höhere Wachstumsrate auf als eine vergleichbare Firma ohne eine solche Beteiligung. Bei der Interpretation dieser Koeffizienten sollte jedoch berücksichtigt werden, daß westliche Firmen die Erfolgchancen von Unternehmen ex ante vermutlich besser einschätzen konnten, weshalb die Beteiligungsstruktur zum Teil als endogen zu betrachten ist. Für die Beteiligung eines anderen ostdeutschen Unternehmens konnte kein systematischer Einfluß auf die Wachstumsrate eines Unternehmens identifiziert werden.

Mit Ausnahme der *BGB-Gesellschaft* weisen alle anderen Rechtsformen gegenüber den Gewerbebetrieben eine höhere Wachstumsrate auf. In den beiden Spezifikationen ergibt sich der höchste Koeffizient für die *GmbH & Co. KGs*. Kontrolliert man für die Effekte der beobachteten wachstumsbestimmenden Faktoren, so liegen die Wachstumsraten der *GmbH & Co. KGs* im Durchschnitt mehr als zehn Prozentpunkte über jenen der Gewerbebetriebe. 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

<sup>19</sup> Der negative Koeffizient für die Dummyvariable *Westbeteiligung*  $\geq 50$  *Beschäftigte*, wird von dem positiven Koeffizienten der Interaktionsvariable *Westbeteiligung*  $\geq 50 * \log(\text{Größe})$  überkompensiert.

Genossenschaften wurden zu einer Kategorie zusammengefaßt [KG, OHG, e.G.], da die Unterschiede zwischen diesen drei Rechtsformen nur sehr gering waren. Ihre Wachstumsraten übertreffen im Schnitt jene der Gewerbebetriebe *ceteris paribus* um sechs Prozentpunkte. Die *Einzelunternehmen* weisen ähnlich hohe Wachstumsraten auf wie die KGs, OHGs und Genossenschaften.

Im Vergleich zum Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbau (Referenzgruppe) haben die Unternehmen der Branchen *Elektro/Feinmechanik/Optik* (WZ 25), *Chemie* (WZ 20) und insbesondere *Textil/Bekleidung* (WZ 27) *ceteris paribus* eine um sieben Prozentpunkte niedrigere Wachstumsrate, die Unternehmen der Wirtschaftszweige *Ernährung* (WZ 28) sowie *Metallver- und -bearbeitung* (WZ 23) hingegen eine höhere Beschäftigungsdynamik. Für die Unternehmen der Branchen *Holz/Papier/Druck* (WZ 26), *Kunststoff* (WZ 21) und *Steine/Erden* (WZ 22) lassen sich keine oder nur schwach statistisch gesicherte Unterschiede in der Wachstumsdynamik beobachten. Vor dem Hintergrund der enormen Bautätigkeit in den neuen Bundesländern erscheint es etwas überraschend, daß keine signifikanten Branchendifferentiale zwischen den Unternehmen des Stahl-, Maschinen- und Fahrzeugbaus und jenen der Steine- und Erdenindustrie festgestellt werden können. Es ist jedoch 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 offenbar stärker durch den Markteintritt neuer Unternehmen als durch das Wachstum der existierenden Firmen getragen.

#### 4.2 Die Effekte der regionalen Einflußfaktoren

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. Dennoch zeigen sich eine Reihe signifikanter Effekte. Die Koeffizienten für die unternehmensspezifischen Merkmale werden durch die Berücksichtigung der regionalen Indikatoren jedoch nicht beeinflusst.

Der Einfluß der Lohnkosten auf die unternehmensspezifische Wachstumsrate wird hier anhand der logarithmierten durchschnittlichen Stundenlöhne je Arbeiter in Betrieben des Produzierenden Gewerbes mit in der Regel mindestens 20 Beschäftigten im Jahr 1992 gemessen [ $\log(\text{Löhne})$ ]. Um zumindest einen grobes Maß für Unterschiede in der Arbeitsproduktivität zu haben, wurden die logarithmierten Umsätze je Arbeiterstunde [ $\log(\text{Um-}$

satz]) in die Schätzung mit einbezogen.<sup>20</sup> Die Variable *Arbeitslosenquote im Mai 1992* dient als Indikator für ungünstige Standortbedingungen in einem Kreis, für deren Operationalisierung keine anderen Variablen zur Verfügung stehen. In besonders strukturschwachen Kreisen dürften auch von einem niedrigen Lohnniveau keine positiven Wachstumsimpulse ausgehen.<sup>21</sup> Wie aufgrund ökonomischer Überlegungen zu erwarten ist, wirken sich regional hohe Lohnkosten im Verarbeitenden Gewerbe negativ auf die Wachstumsdynamik der dort ansässigen Unternehmen aus.<sup>22</sup> 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 überdurchschnittliche Wachstumsdynamik von Unternehmen, die im Umland von Berlin oder allgemein im Umland der kreisfreien Städte ansässig sind, konnte nicht nachgewiesen werden. Ebenso ergaben sich für die Variablen zur Beschreibung der Verkehrsinfrastruktur wie auch für die Gewerbesteuerbelastung keine statistisch gesicherten Effekte, so daß diese nicht mehr in die endgültige Spezifikation aufgenommen wurden.<sup>23</sup>

Zur Abbildung von Lokalisationseffekten wurden die Beschäftigungsanteile der einzelnen Wirtschaftszweige des Verarbeitenden Gewerbes (zweistellige SYPRO-Klassifikation) an der Gesamtbeschäftigung eines Kreises berechnet. Jedem Unternehmen wurde dann entsprechend seines Sitzes und Wirtschaftszweiges dieser Wert zugeordnet [*Beschäftigung eigene Branche*]. Ein Nachteil dieses Indikators besteht darin, daß entsprechende Beschäftigungsangaben 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 de facto einer anderen

<sup>20</sup> Die Angaben über die Löhne und Umsätze basieren auf der Statistik des Verarbeitenden Gewerbes und des Bergbaus (Statistische Landesämter) und sind differenziert nach Kreisen und Branchen verfügbar.

<sup>21</sup> Die Korrelation zwischen der Arbeitslosenquote und dem Lohnniveau beträgt  $-0,4$ .

<sup>22</sup> Sofern das regionale Lohnniveau hinsichtlich der Beschäftigungsentwicklung endogen ist, würde dies zu einer positiven Korrelation zwischen diesen beiden Variablen führen. Daß sich dennoch ein negativer Koeffizient der Löhne ergibt, weist darauf hin, daß der kausale Effekt die mögliche Endogenität dominiert.

<sup>23</sup> 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. Die deskriptiven Statistiken dieser Variablen sind in Tabelle A 1 dargestellt.

Tätigkeit nachgegangen sein, als es ihrer Branchenklassifikation entspricht. Andererseits wäre auch eine Berechnung der Beschäftigungsanteile auf der Basis aktuellerer Daten nicht weniger problematisch, da die Arbeitslosen keiner Branche zugerechnet werden können. Bei den Analysen wird weiterhin die Summe der Beschäftigungsanteile der übrigen Branchen des Verarbeitenden Gewerbes [*Beschäftigung sonstiges VG*] berücksichtigt. Als Maß für die Spezialisierung des Verarbeitenden Gewerbes außerhalb der eigenen Branche wird der Herfindahl-Index [*Herfindahl sonst. VG*] verwendet. Ein hoher Wert dieser Variablen impliziert eine stärkere Spezialisierung. Für den Beschäftigtenanteil der eigenen Industrie ergibt sich ein positiver Koeffizient. Erhöht sich dieser Anteil um einen Prozentpunkt, so steigt die Wachstumsrate der dort ansässigen Unternehmen dieser Branche im Durchschnitt um 0,2 Prozentpunkte. 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. Die regionale Konzentration des Verarbeitenden Gewerbes und insbesondere der eigenen Industrie wirkt sich demnach positiv auf die Wachstumsdynamik der hier ansässigen Firmen aus. Dieser Befund deutet darauf hin, daß intraindustrielle Produktionsstrukturen und Informationsbeziehungen wichtiger für die Entwicklung von Regionen sind als die Heterogenität der Agglomeration. Dieses Ergebnis könnte beim Aufbau von Technologieparks, die der Stärkung der Wettbewerbsfähigkeit des Verarbeitenden Gewerbes dienen, von Bedeutung sein. Kein Zusammenhang besteht hingegen nach den Schätzungen mit der Spezialisierung im sonstigen Verarbeitenden Gewerbe.<sup>24</sup>

Im Vergleich zum Land Brandenburg weisen die Unternehmen in allen anderen Bundesländern signifikant höhere Wachstumsraten auf. Die günstigste Beschäftigungsentwicklung 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 Analysen eine überdurchschnittliche Dynamik. Der Vergleich dieser 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.

---

<sup>24</sup> Das potentielle Vorliegen eines nichtlinearen Zusammenhangs wurde überprüft.

## 5. Zusammenfassung und wirtschaftspolitische Implikationen

In dieser Untersuchung wurde die Beschäftigungsentwicklung ostdeutscher Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes im Zeitraum von 1992 bis 1996 analysiert. Neben den unternehmensspezifischen Wachstumsdeterminanten wurde der Einfluß des regionalen Umfeldes berücksichtigt. 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. Damit bestätigen sich die in einer Reihe von Studien für westliche Industrienationen erkennbaren Effekte auch in Ostdeutschland. Die Gültigkeit von Gibrat's law kann demnach nicht quitiert werden. 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. Dieser negative Effekt nimmt mit der Größe des Unternehmens weiter zu. Auf der Basis von drei aufeinander folgenden Schätzungen von einjährigen Wachstumsraten zeigte sich jedoch, daß der negative Treuhandeffekt um so schwächer ist, je weiter der Transformationsprozeß vorangeschritten ist (Steil/Wolf, 1997). Von einer Beteiligung eines westlichen oder ausländischen Unternehmens geht ein positiver Einfluß auf die Wachstumsrate aus. Die Ergebnisse deuten darauf hin, daß der Transfer von Management 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 überprüft werden. Die Ergebnisse sprechen jedoch 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 *ceteris paribus* die im Bundesland Sachsen ansässigen Unternehmen auf.

Aufgrund der hohen Wachstumsdynamik von Kleinstbetrieben wird oftmals die Forderung nach spezifischen Förderprogrammen für Kleinunternehmen gestellt. Angesichts der geringen Kenntnis über die Effizienz derartiger Fördermaßnahmen ist es allerdings fraglich, ob die Arbeitsmarktsituation auf diesem Weg verbessert werden kann. Erfolgversprechender und weniger kostenintensiv dürften Maßnahmen sein, die auf den Abbau bestehender Barrieren bei der Unternehmensgründung gerichtet sind. Ein wichtiger Schritt in diese Richtung wäre die Verkürzung der Genehmigungsverfahren. Eine weitere große Hürde stellt die Gewährung von langfristigen Krediten und Darlehen mit günstigen Konditionen von Kreditinstituten dar. Daher sind die Eigenkapitalhilfeprogramme, die den Unternehmensgründern den Zugang zum Kapitalmarkt erleichtern, positiv zu bewerten. Ein wichtiger Erfolgsfaktor von neugegründeten Unternehmen stellt auch die professionelle und praxisnahe Beratung dar.

Angesichts der positiven Spillover-Effekte aufgrund von Beteiligungen ausländischer und westdeutscher Unternehmen sollten die Unternehmer in West- und Ostdeutschland weiterhin dazu angeregt werden, in bestimmten Unternehmensbereichen, z.B. im Vertrieb oder in der Forschung und Entwicklung, zusammenzuarbeiten. In der Vergangenheit wurde dies beispielsweise im Rahmen des Programms Förderung der Forschungsk Kooperation in der mittelständischen Wirtschaft versucht, das jedoch in erster Linie von Unternehmen mit weniger als 50 Mitarbeitern in Anspruch genommen wurde (DIW, 1998). In Zukunft sollte daher insbesondere den größeren mittelständischen Unternehmen vor Augen geführt werden, daß sie durch überbetriebliche Zusammenarbeit Skalenerträge erzielen können und somit ihre Wettbewerbsfähigkeit auf dem internationalen Markt verbessern.

Um die positiven Effekte der Konzentration von Industrien des Verarbeitenden Gewerbes auszunutzen, sollte das Konzept der Technologieparks weiter verfolgt werden. Da die intraindustriellen Produktionsstrukturen und Informationsbeziehungen für die Entwicklung von Regionen wichtiger zu sein scheinen als die Heterogenität der Agglomeration, sollte dies bei der Ansiedlung von Technologieparks berücksichtigt werden. Dennoch ist es vermutlich vorteilhaft, auf die räumliche Nähe zu unternehmensnahen Dienstleistern zu achten, da durch die Auslagerung einzelner Tätigkeiten bedeutende Kostenvorteile erzielt werden können. Die Technologiezentren könnten ihre Attraktivität für Existenzgründer beispielsweise noch dadurch steigern, daß sie eine praxisnahe Betreuung für neugegründete Unternehmen anbieten.

**Anhang**

*Tabelle A 1*

**Deskriptive Statistiken der Variablen aus der Wachstumsschätzung**

	Mittelwert	Std.abw.	Min	Max	
Wachstumsrate	0,06	0,29	-2,88	2,77	
Größe (Anzahl der Beschäftigten, logarithmiert)	1,95	1,37	0	9,17	
Alter (Jahre, logarithmiert)	1,31	0,99	0	3,94	
Mills-Ratio	2,09	0,65	0,38	5,70	
Lohn (DM, logarithmiert)	2,75	0,13	2,38	3,30	
Umsatz (DM, logarithmiert)	4,61	0,37	3,10	6,32	
Arbeitslosenquote 5/92	0,16	0,04	0,07	0,32	
Einwohnerdichte (logarithmiert)	-1,53	1,20	-3,49	1,22	
Beschäftigtenanteil der eigene Branche <sup>b</sup>	0,02	0,04	0	0,48	
Beschäftigtenanteil des sonstigen VG <sup>c</sup>	0,34	0,13	0,02	0,74	
Spezialisierung des sonstigen VG <sup>d</sup>	0,23	0,11	0,08	0,81	
Einwohneranteil je Kreis mit Autobahnanschluß	79,30	34,90	0	100	
Von Fernstraßen belegte Fläche je Kreis (km <sup>2</sup> )	0,84	0,54	0	3	
Gewerbesteuerhebesatz	323,8	40,95	207	440	
Wirtschaftszweige	Anzahl	in % <sup>a</sup>	Rechtsform	Anzahl	in % <sup>a</sup>
Chemie	586	1,79	Gewerbebetrieb	17186	52,46
Kunststoff/Gummi	1104	3,37	BGB-Gesellschaft	1360	4,15
Steine/Erden/Keramik	2195	6,70	Einzelfirma	291	0,89
Metallertz./-bearbeitg.	4275	13,05	KG, OHG, e. G.	586	1,79
Maschinenbau	8670	26,47	GmbH & Co. KG	945	2,88
Elektro/Feinmech./Optik	5403	16,49	GmbH, AG	12389	37,82
Holz/Papier/Druck	4428	3,52	DDR-Selbständige	7789	23,78
Textil/Bekleidung	2257	6,89	Ex-DDR-Selbständige	2012	6,14
Nahrung/Genuß	3839	11,72	ehem. Treuhanduntern.	3735	11,41
Anzahl d. Beobachtungen	32757		Unt. mit Westbeteilig.	3263	9,96

<sup>a</sup> Die relativen Häufigkeiten beziehen sich auf den jeweiligen Abschnitt.

<sup>b</sup> Anteil der Beschäftigten der eigenen Branche an allen Beschäftigten des jeweiligen Kreises.

<sup>c</sup> Anteil der Beschäftigten der sonstigen Branchen des Verarbeitenden Gewerbes an allen Beschäftigten des jeweiligen Kreises.

<sup>d</sup> Herfindahindex im Verarbeitenden Gewerbe ohne eigene Branche.

Tabella A 2  
**Probitschätzung der Selektionsgleichung**

abh. Variable: Wachstumsrate beobachtet	Koeff.	t-Wert	Koeff.	t-Wert
Konstante	-0,384	-14,98	0,296	5,19
Gründung im Jahr 1990	0,260	16,28	0,214	8,59
Gründung im Jahr 1991	0,361	20,51	0,412	15,51
Gründung im Jahr 1992	0,477	23,49	0,608	15,94
Gründung im Jahr 1993	0,481	20,713	-0,164	-4,14
Gründung im Jahr 1994	0,254	10,046	0,009	0,29
Gründung im Jahr 1995	-0,238	-7,582	0,075	-3,23
Handelsregistereintrag	0,064	3,75	0,141	7,63
log(Größe)	0,416	15,20	-0,110	-6,82
log(Größe) <sup>2</sup>	-0,039	-2,23	-0,014	-0,80
log(Größe) <sup>3</sup>	-0,008	-2,08	-0,127	-5,97
log(Größe) <sup>4</sup>	0,001	3,38	-0,346	-19,68
Interaktion:				
log(Größe) * Treuhandbeteiligung	-0,105	-6,85	0,042	2,86
OHG	-0,326	-4,55	0,009	0,56
KG	-0,362	-5,19	-0,186	-11,50
GmbH	-0,362	-18,02		
GmbH & Co KG	-0,499	-11,55		
AG	-0,353	-3,42		
GbR	0,015	0,50		
Einzelfirma	-0,244	-4,23		
Sonstige Rechtsformen (e.G., e.V.)	-0,712	-13,07		
			$\chi^2 (24) = 130,60$	
			$\chi^2 (3) = 245,23$	
			0,061	
			63639	

Das Referenzunternehmen ist definiert als Gewerbebetrieb der Maschinenbaubranche, ohne Beteiligungen, der in einer Stadt angesiedelt ist.

## Literatur

- 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./Mahmood, T.* (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 Anpassungsfortschritte in Ostdeutschland*, 13. Bericht, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, *Wochenbericht* 27-28, 463–493.
- (1997), *Gesamtwirtschaftliche und unternehmerische Anpassungsfortschritte in Ostdeutschland*, 15. Bericht, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, *Wochenbericht* 3, 45–64.
- (1998), *Forschungskooperation ein Instrument für kleine und mittlere Unternehmen zur Förderung des Innovationspotentials*, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, *Wochenbericht* 44, 797–806.
- Dunne, P./Hughes, A.* (1994), Age, Size, Growth and Survival: UK Companies in the 1980s, *Journal of Industrial Economics* 2, 115–139.
- Egeln, J./Ersbland, M./Hügel, A./Schmidt, P.* (1996), *Der Wirtschaftsstandort Rheineckar*, Baden-Baden.
- Evans, D. S.* (1987a), Test of Alternative Theories of Firm Growth, *Journal of Political Economy* 95, 657–674.
- (1987b), The Relationship between Firm Growth, Size and Age: Estimates for 100 Manufacturing Industries, *Journal of Industrial Economics* 35 (4), 567–583.
- Fritsch, M.* (1990), *Arbeitsplatzentwicklung in Industriebetrieben*, Berlin/New York.
- Fritsch, M./Hull, Ch. J.* (1987), Empirische Befunde zur Arbeitsplatzdynamik in großen und kleinen Unternehmen in der Bundesrepublik Deutschland – Eine Zwischenbilanz –, in: Fritsch, M. und Hull, Ch. J. (Hrsg.), *Arbeitsplatzdynamik und Regionalentwicklung*, Berlin, 149–172.
- Geroski, P. A./Machin, S.* (1992), *The Dynamics of Corporate Growth*, University College London, Discussion Papers in Economics.
- Glaeser, E. L./Kallal, H. D./Scheinkman, J. A./Shleifer, A.* (1992), Growth in Cities, *Journal of Political Economy*, Vol. 100, 1126–1152.
- Hall, B. H.* (1987), The Relationship Between Firm Size and Firm Growth in the US Manufacturing Sector, *Journal of Industrial Economics* 35 (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. (Hrsg.), *Die USA zu Beginn der 90er Jahre – Analysen aus Politik, Wirtschaft und Recht*, Opladen, 113–135.

- (1995), Agglomerationen und regionale Spillover-Effekte, in: Gahlen B., Hesse, H. und Ramser, H. J. (Hrsg.), Standort und Region, Neue Ansätze zur Regionalökonomik. Schriftenreihe des Wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Ottobeuren, Bd. 24, Tübingen, 83 – 115.
- Harhoff, D./Stahl, K.* (1994), Unternehmensentwicklung in den neuen Bundesländern - erste empirische Ergebnisse, in: König, H. und Steiner, V. (Hrsg.), Arbeitsmarktdynamik und Unternehmensentwicklung in Ostdeutschland, Schriftenreihe des ZEW, Band 1, Mannheim.
- (1995), Unternehmens- und Beschäftigungsdynamik in Westdeutschland: Zum Einfluß von Haftungsregeln und Eigentümerstruktur, in: Oppenländer, K. H. (Hrsg.), Industrieökonomik und Finanzmärkte, ifo Studien 41 (1), 17–50.
- Harhoff, D./Stahl, K./Woywode, M.* (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./Steil, F.* (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./Woywode, M.* (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* 47, 153 – 162.
- Hinz, T./Wilsdorf, S. H./Ziegler, R.* (1997), Beschäftigungsentwicklung in ostdeutschen Betriebsgründungen, Analysen mit Paneldaten der Leipziger Gründerstudie, in: Kühl, J. et al. (Hrsg.), Die Nachfrageseite des Arbeitsmarktes, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Band 204, Nürnberg, 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, 221 – 233.
- Jacobs, J.* (1969), *The Economy of Cities*, New York.
- Lehmann, U.* (1996), Dynamik und Beschäftigungsentwicklung der deutschen Betriebe 1991 – 1995, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Heft 4/1996, 580 – 588.
- Lever, M. H. C.* (1996), Firm Size and Employment Determination in Dutch Manufacturing Industries, *Small Business Economics* 8, 389–396.
- Licht, G./Stahl, H./Schnell, W.* (1996), Ergebnisse der Innovationserhebung, ZEW-Dokumentation Nr. 96-05, Mannheim.
- Marshall, A.* (1890), *Principles of Economics*, London.
- 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.
- Spengel, C.* (1996), Höhe und Struktur der Unternehmensbesteuerung in Europa – Ein Belastungsvergleich auf Basis eines Unternehmensmodells, in: Jacobs, O. H. und Spengel, C. (Hrsg.), Aspekte der Unternehmensbesteuerung in Europa, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Bd. 4, Baden-Baden, 37 – 84.
- Stahl, K.* (1991), Das Mannheimer Unternehmenspanel – Konzeption und Entwicklung, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 4 (3), 735 – 738.
- (1995), Zu Entwicklung und Stand der regionalökonomischen Forschung, in: Gahlen, B., Hesse, H. und Ramser, H. J. (Hrsg.), Standort und Region, Neue Ansätze zur Regionalökonomik. Schriftenreihe des Wirtschaftswissenschaftlichen Seminars Otobeuren, Bd. 24, Tübingen, 3 – 39.
- Steil, F.* (1993), Telekommunikationsversorgung und Standortbedingungen in Ostdeutschland, ZEW-Wirtschaftsanalysen, Nr. 4, 424 – 460.
- (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.
- Steil, F./ Wolf, E.* (1997), Welche Bedeutung haben Unternehmenscharakteristika und regionales Umfeld für die Beschäftigungsdynamik? Discussion Paper No. 97-22, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.
- Storey, D. J./Johnson, S.* (1987), Zur Arbeitsplatzdynamik in Großbritannien: Ein Überblick über neuere Untersuchungen, in: Fritsch, M. und Hull, Ch. (Hrsg.), Arbeitsplatzdynamik und Regionalentwicklung, Berlin, 49 – 70.
- Wagner, J.* (1992), Firm Size, Firm Growth, and Persistence of Chance: Testing GIBRAT's Law with Establishment Data from Lower Saxony, 1978-1989, Small Business Economics 4, 125 – 131.
- Wahse, J./Dahms, V. /Schäfer, R./Kühl, J.* (1996), Beschäftigungsperspektiven von privatisierten Unternehmen, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 1/1996, 106 – 116.

### Zusammenfassung

In dieser Studie werden die Determinanten der Beschäftigungsentwicklung in den ostdeutschen Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes im Zeitraum von Anfang 1992 bis Mitte 1996 untersucht. Sowohl von der Größe als auch vom Alter eines Unternehmens geht ein negativer Einfluß auf dessen Wachstumsrate aus. Die bereits in der DDR privat geführten Firmen haben ceteris paribus eine höhere Wachstumsrate als die nach der Wende neugegründeten Unternehmen, allerdings können für ehemalige Staatsbetriebe mit mehr als neun Beschäftigten signifikant niedrigere Wachstumsraten der Beschäftigung beobachtet werden. Die Ergebnisse weisen außerdem darauf hin, daß Lokalisationseffekte die Beschäftigungsdynamik positiv und das regionale Lohnniveau die Wachstumsrate negativ beeinflussen.

### **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 clear evidence that there exists a positive influence of localisation economies on the firm specific growth rate. Furthermore, the regional wage rate influences the growth rate in the expected way.

*JEL-Klassifikation: J 23, L 60*