Zeitschrift für Wirtschafts- u. Sozialwissenschaften (ZWS) 119 (1999), S. 561 – 592
Duncker & Humblot, Berlin

Determinanten des Beschäftigungswachstums junger Unternehmen in den alten und neuen Bundesländern: Bestehen Unterschiede hinsichtlich der Technologieorientierung?*

Von Matthias Almus, Dirk Engel und Eric A. Nerlinger**

1. Einleitung

Zahlreiche Indikatoren belegen die Erfolge im wirtschaftlichen Aufholprozeß der neuen Bundesländer seit der Wiedervereinigung (DIW 1998). Insbesondere stieg die Investitionstätigkeit in Ostdeutschland im Zeitraum von 1991 bis 1995 stark an, die zu einem bedeutenden Teil auf öffentliche Transfers im Rahmen regionaler Förderprogramme zurückzuführen ist (Spielkamp et al. 1998). So lag das Niveau der Ausrüstungsinvestitionen je Einwohner in den neuen Bundesländern im Jahr 1995 10 Prozent über dem Wert der alten Bundesländer (vgl. Tabelle 4 im Anhang). Auch die Arbeitsproduktivität verdoppelte sich zwischen 1991 und 1997 und erreicht derzeit rd. 60 Prozent des Niveaus in den alten Bundesländern. In jüngster Zeit ist allerdings eine deutliche Abflachung der Dynamik im Aufholprozeß zu erkennen. So ist in den Jahren 1997 und 1998 sogar ein geringeres Wachstum in den neuen im Vergleich zu den alten Bundesländern auszumachen (DIW 1998).

Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, welche weiteren Faktoren den wirtschaftlichen Aufholprozeß entscheidend beeinflussen können und wie deren Ausstattung im Ost-West Vergleich zu beurteilen ist. In zahlreichen Untersuchungen wird in diesem Zusammenhang auf die große Bedeutung eines wettbewerbsfähigen Verarbeitenden Gewerbes hingewiesen (Steiner et al. 1998). Gerade dieser Sektor war jedoch in den vergangenen Jahren in besonderem Maße von einer Transformationskrise und einem

---

* Verantwortlicher Herausgeber / editor in charge: W. K.

** Wir bedanken uns bei Georg Licht, Jürgen Egeln und den beiden Gutachtern für deren Kommentare und Anregungen. Alle noch verbleibenden Unzulänglichkeiten gehen selbstverständlich zu unseren Lasten. Finanziell unterstützt wurde die Untersuchung im Rahmen der DFG-Schwerpunktprogramme „Interdisziplinäre Gründungsforschung“ und „Technologischer Wandel und Regionalentwicklung in Europa“.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Anpassungsprozeß betroffen. So wurden im ostdeutschen Verarbeitenden Gewerbe im Jahr 1996 lediglich noch eine Million Beschäftigte gegenüber 3,5 Millionen im Jahr 1989 gezählt. Damit erreichte der Industrialisierungsgrad in den neuen Bundesländern lediglich 56 Prozent des Niveaus der alten Bundesländer. Ähnliches trifft nach Spielkamp et al. (1998) auch für den Unternehmensbesatz sowie die durchschnittliche Beschäftigtengröße im Bergbau und Verarbeitenden Gewerbe zu, die lediglich 71 Prozent bzw. 54 Prozent des Niveaus der alten Bundesländer betragen. Die Angaben des Statistischen Bundesamtes (1998) zu den Neuerrichtungen von Unternehmen im Jahr 1997 belegen, daß in den neuen Bundesländern nicht mehr Unternehmen bezogen auf die Erwerbsfähigenzahl von 1995 errichtet werden als in den alten Bundesländern. Damit scheint ein baldiges Schließen der Unternehmenslücke wenig wahrscheinlich.

Eine Hoffnung zur Überwindung der genannten Defizite stellen junge innovative Unternehmen dar, die sowohl zur Verringerung der bestehenden Unternehmenslücke als auch zur Verbesserung der technologischen Leistungsfähigkeit beitragen. Auch in den alten Bundesländern wird diesen Unternehmen im Zusammenhang mit dem Strukturwandel, der Generierung, Adoption und Diffusion neuer Technologien sowie der Schaffung neuer Arbeitsplätze eine große Bedeutung in der Wissenschaft und Politik beigemessen (Licht und Nerlinger 1998).

In den letzten 30 Jahren ist in den alten Bundesländern eine wesentlich günstigere Beschäftigungsentwicklung in den technologieintensiven Wirtschaftszweigen verglichen mit den nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen auszumachen (IAB 1988). Inwiefern eine solche Entwicklung auch für die innovativen Gründungen und deren Beschäftigungswirkungen zu beobachten ist, bleibt allerdings umstritten. Auf der einen Seite wird angeführt, daß innovative Unternehmensgründungen lediglich die sprichwörtliche Nadel im Heuhaufen darstellen und ihr Beitrag zur Gesamtbeschäftigung und technologischen Leistungsfähigkeit von Volkswirtschaften als gering einzuschätzen ist (Berndts und Harmsen 1985, Sternberg 1988). Die Gegenposition macht geltend, daß gerade junge innovative Unternehmen die Quellen für Beschäftigung, Wachstum und Motor für den technischen und wirtschaftlichen Wandel sind (Kulicke et al. 1993, Storey und Tether 1996). In den neuen Bundesländern tritt das Spezifikum hinzu, daß die immensen Bauinvestitionen zu Beginn der 90er Jahre zu einer überdurchschnittlichen Ausdehnung der Beschäftigung in Branchen des Verarbeitenden Gewerbes führte, die dem Baugewerbe als Zulieferer dienen.

Eine abschließende Bewertung der Bedeutung junger innovativer Unternehmen ist aufgrund der z. T. erheblichen methodischen Unterschiede sowie der Variationen im verwendeten Datenmaterial und in den Zielsetzungen

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nicht möglich (Butchart 1987, Breheny und McQuaid 1988). Dieses gilt auch für die neuen und alten Bundesländer, für die bis dato eine vergleichsweise geringe Anzahl an empirischen Untersuchungen vorliegt, die zudem auf spezifische Datensätze oder Regionen beschränkt sind (Nerlinger 1998).

Die vorliegende Untersuchung hat das Ziel, Determinanten für das Beschäftigungswachstum[1] junger Unternehmen zu analysieren und eine Bewertung der Wachstumsaussichten der Unternehmen in den alten und neuen Bundesländern vorzunehmen. Auf Basis theoretischer Ansätze werden Hypothesen zur Wirkung einzelner Faktoren abgeleitet, von denen ein potentieller Beitrag zur Erklärung des Wachstums erwartet wird. Der Einfluß dieser Größen wird im Rahmen multivariater Analysen überprüft, wobei der Schwerpunkt auf die Diskussion etwaiger Unterschiede zwischen Gründungen in den neuen und den alten Bundesländern[2] gelegt wird. Zur besseren Einordnung sowie Bewertung der Ergebnisse werden darüber hinaus Vergleiche zwischen Unternehmen aus technologieintensiven und solchen aus nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen angestellt.[3]

2. Theoretische Grundlagen und Ableitung von Hypothesen zum Wachstum junger innovativer Unternehmen

Ein ausgereifter theoretischer Ansatz zur Erklärung des Wachstums von jungen Unternehmen im allgemeinen sowie Gründungen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen im speziellen existiert bis dato nicht (Fritsch 1990, Brüderl et al. 1991, Steil und Wolf 1999). So müssen im Zusammenhang mit der Entwicklung junger Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen existierende theoretische Modelle kombiniert und um die für Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen relevanten Aspekte erweitert werden. Wesentliche theoretische Grundlagen sind dabei die Ansätze zur Theorie der Firma, lerntheoretische Ansätze, organisationsökologische Ansätze und Lebenszyklusmodelle (Nerlinger 1998). Analog der Vorgehensweise in zahlreichen Beiträgen zum Wachstum von Unternehmen (z. B. Storey 1994) werden die potentiellen Wachstumsdeter-

---

1 Diese Arbeit analysiert das Beschäftigungswachstum. Mit dem Begriff Wachstum kann in den Studien, auf die sich die Autoren beziehen, auch die Entwicklung alternativer Unternehmenskennzahlen, bspw. des Umsatzes, gemeint sein.

2 Getrennte Analysen zu den Wachstumsaussichten und -determinanten führten bereits Almus und Nerlinger (1999) für die alten Bundesländer und Almus et al. (1999) für die neuen Länder durch.

3 Zur Abgrenzung innovativer Unternehmen auf Basis der Klassifikation der Wirtschaftszweige sei an dieser Stelle auf das Kapitel 3 verwiesen. Es wird dabei angenommen, daß es sich bei Unternehmen, die in technologieintensiven Wirtschaftszweigen tätig sind, häufiger um innovative Unternehmen handelt, als es bei Unternehmen in den nicht-technologieintensiven Branchen der Fall ist.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

minanten in unternehmensspezifische Merkmale und unternehmensexterne Faktoren unterteilt.

Unternehmensspezifische Faktoren:

- Unternehmen werden häufig mit einer suboptimalen Größe, gemessen an der Anzahl der Beschäftigten, errichtet (Jovanovic 1982). Dies kann u. a. mit finanziellen Restriktionen sowie dem risikoaversen Verhalten der neuen Unternehmen begründet werden. Um mögliche Wettbewerbsnachteile mit reifen und etablierten Unternehmen zu minimieren, kann davon ausgegangen werden, daß junge Unternehmen schnellstmöglich das Erreichen einer effizienten Größe anstreben. Dies läßt vermuten, daß junge Unternehmen in den ersten Lebensjahren schneller wachsen und daraus folgend die Beschäftigungswachstumsrate mit zunehmendem Alter abnimmt (Evans 1987a, 1987b, Hall 1987, Sutton 1997, Caves 1998). Dabei spielen passive Lerneffekte in der Realisierung des Unternehmenswachstums mit dem Ziel der Anpassung an die effiziente Beschäftigungsgröße eine zentrale Rolle (Jovanovic 1982).
- Die Markteintrittsgröße sollte negativ mit dem Unternehmenswachstum korreliert sein, d. h. kleine Unternehmen scheinen c. p. schneller als große Unternehmen zu wachsen (Evans 1987a, 1987b, Hall 1987, Sutton 1997, Caves 1998).
- Unternehmen mit haftungsbeschränkenden Rechtsformen zum Gründungszeitpunkt sollten aufgrund bestehender Anreize zur Verfolgung risikoreicherer Projekte c. p. höhere Wachstumsraten realisieren als Unternehmen mit Rechtsformen, bei denen die Unternehmer mit ihrem persönlichen Kapital haften (Harhoff und Stahl 1995). Zudem kann davon ausgegangen werden, daß diese Unternehmen tendentiell einen besseren Zugang zu externen Finanzierungsquellen haben, über die sie ihr Wachstum finanzieren können. Allerdings werden Personengesellschaften durch rechtsformabhängige Steuervorteile begünstigt, die u. a. bei der Teilnahme an Förderprogrammen nicht unerheblich sind (Baumhoff 1994). Da in den neuen Bundesländern ein vergleichsweise hohes Angebot an öffentlichen Förderprogrammen besteht, kann keine abschließende Hypothese hinsichtlich des Zusammenhangs zwischen der Rechtsform und dem Wachstum junger (innovativer) Unternehmen formuliert werden.
- Von Beteiligungen durch externe Unternehmen kann es über die Bereitstellung von Kapital, technologischem und unternehmerischen Know-how sowie Netzwerken mit Lieferanten / Kunden zu positiven Einflüssen auf die Wachstumsraten junger Unternehmen kommen (Aldrich et al. 1990, Variyam und Kraybill 1992, Geroski 1995). Das Wachstum von Unternehmen verhält sich nach den Ergebnissen dieser Studien proportional zum Gewinn des Unternehmens und wird durch diesen finanziert. Unter-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nehmen mit besserem Zugang zu externem Kapital, können ihr Wachstum zusätzlich über dieses Kapital finanzieren (Carpenter und Petersen 1998). Für Unternehmen aus den neuen Bundesländern kann angenommen werden, daß insbesondere Beteiligungen von Unternehmen aus westlichen Industrienationen von Vorteil sein dürften (Almus et al. 1999). Dabei werden in der Analyse nur solche Kapitalbeteiligungen berücksichtigt, welche den Anteilswert von 25 Prozent am Nennkapital bzw. der Gesamteinlage des Unternehmens nicht übersteigen.

- Bei Unternehmen mit einem diversifizierten Produktspektrum wird vermutet, daß sie c. p. höhere Beschäftigungswachstumsraten als Unternehmen realisieren, die lediglich ein Produkt herstellen (Nerlinger 1998). Diversifikation kann dabei als ein Portfolio zur Minimierung von Marktrisiken angesehen werden. Ob dieser Zusammenhang auch für junge Unternehmen zu beobachten ist, die zumeist nur in einer Marktnische starten, ist allerdings ungewiß.

Unternehmensexterne Faktoren:

- Das Wachstum junger Unternehmen wird nach North und Smallbone (1993) sowie Storey (1994) auch von standortspezifischen Charakteristika beeinflußt. Hierbei kommt insbesondere Agglomerationseffekten eine große Bedeutung zu (Henderson 1988, Stahl 1995). Diese untergliedern sich in Lokalisationseffekte (räumliche Konzentration einer Branche) und Urbanisationseffekte (räumliche Konzentration der gesamten Wirtschaftsaktivitäten). Letztere werden häufig mittels der Einwohnerdichte approximiert (Nerlinger 1998, Steil 1999). Dabei wird angenommen, daß die positiven Externalitäten bis zu einem kritischen Schwellenwert überwiegen, die das Beschäftigungswachstum positiv beeinflussen. Erst nach Übersteigen des kritischen Wertes geht der positive Einfluß zurück, da ab diesem die Standortnachteile stärker zum Tragen kommen. Positive Effekte auf das Wachstum ergeben sich auch beim Vorhandensein von Lokalisationsvorteilen (bspw. hohes Angebot von Erwerbspersonen mit branchenspezifischem Humankapital, Nähe zu spezialisierten Zulieferbetrieben). Negative Effekte sind hingegen bei Existenz starker Konkurrenzbeziehungen zu erwarten oder aber, wenn die Branche negativ vom Strukturwandel beeinflußt wird, d. h., die Branche verliert an Bedeutung hinsichtlich ihres Beitrages zur Gesamtbeschäftigung oder auch Wertschöpfung. Steil und Wolf (1999) können mit einem positiven Zusammenhang zwischen dem Beschäftigtenanteil im Verarbeitenden Gewerbe und dem Wachstum ostdeutscher Unternehmen in diesem Wirtschaftszweig die Relevanz von Lokalisationsvorteilen für das Unternehmenswachstum belegen.
- Regionale Unterschiede im Angebot an öffentlichen Förderprogrammen können sich auch auf das Beschäftigungswachstum junger Unternehmen

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

auswirken. Aufgrund der eingeschränkten Datenlage liegen für Deutschland allerdings nur unzureichende Informationen vor, so daß lediglich für bundeslandspezifische Effekte kontrolliert wird.

Nicht überprüft werden Hypothesen zu gründerspezifischen Einflußfaktoren, da bei einem Vergleich zwischen den neuen und den alten Bundesländern historisch bedingte Unterschiede im Schul- und Ausbildungssystem[4] zu verzerrten Ergebnissen führen würden. Hinzu kommt, daß aufgrund der eingeschränkten Datenlage zahlreiche unternehmensexterne Einflußfaktoren zur Abbildung von Lokalisationseffekten, wie z. B. die Industriestruktur und Spezialisierungsindizes, nicht für das gesamte Bundesgebiet in gleicher Weise berechnet werden können.

3. Daten und Definitionen

Datenbasis für die multivariaten Wachstumsanalysen sind die am ZEW gepflegten Gründungspanels (Ost) und (West). Grundlage für diesen Datenbestand sind Unternehmensdaten der privatwirtschaftlichen Kreditauskunftei CREDITREFORM. Zur Datenerhebung führt die Auskunftei systematische Recherchen aller öffentlichen Register (z. B. Handelsregister), Meldungen (z. B. Konkurs- und Vergleichsanmeldungen), Tageszeitungen, Geschäftsberichte und veröffentlichten Bilanzen durch (Stahl 1991, Harhoff und Steil 1997). Neben der Handelsregisterdurchsicht stellen die durch Anfragen hinsichtlich der Kreditwürdigkeit ausgelösten Recherchen die wichtigsten Quellen für die Erfassung neuer Unternehmen dar.

Im Abstand von ca. sechs Monaten werden Informationen über neu erfaßte Gründungen sowie aktualisierte Informationen über bereits bestehende Unternehmen an das ZEW geliefert und dort in bestehende Unternehmensdatenbanken integriert. Die Vorgehensweise zur Erhebung und Recherche der Unternehmensdaten gewährleistet allerdings nicht, daß zu allen Ziehungszeitpunkten jeweils aktualisierte Informationen für jedes einzelne Unternehmen vorliegen. Die Wahrscheinlichkeit einer Unternehmensrecherche hängt von der formalen Gestaltung der Unternehmen, von der Nachfrage nach Kreditauskünften sowie dem Umfang der Geschäftskontakte zu anderen Unternehmen ab (Harhoff und Steil 1997). Die Untersuchung beruht auf dem Datenbestand vom September 1998. Zu diesem Zeitpunkt liegen in den Gründungspanels Informationen über rd. 610.000 Unternehmensgründungen in den alten Bundesländern sowie Informatio-

[4] So verfügen in den neuen Bundesländern etwa 19 Prozent der Erwerbstätigen über einen Fachschulabschluß und 12 Prozent über keinen Ausbildungsabschluß (alte Bundesländer: 8 bzw. 28 Prozent) (IW 1993). Weitere Unterschiede bestehen bzgl. der von den Studenten gewählten Fachrichtungen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nen über rd. 830.000 Unternehmensgründungen in den neuen Bundesländern vor. Aufgrund des Transformationsprozesses und einer zwischen den einzelnen Vereinen CREDITREFORM e.V. variierenden zeitlichen Verzögerung bei der Erfassung von Unternehmensgründungen beschränken sich die Analysen zum Beschäftigungswachstum auf Unternehmen, die zwischen Januar 1992 und Dezember 1996 gegründet wurden.

Eine Differenzierung zwischen innovativen und nicht-innovativen Unternehmen ist in den ZEW-Gründungspanels nicht möglich, da in diesen keine Informationen zum Innovationsverhalten auf der Unternehmensebene zur Verfügung stehen. Basierend auf einer Zusammenstellung „technologieintensiver" Güter der OECD (Gehrke und Grupp 1994, Gehrke et. al 1997) erfolgt daher eine Unterscheidung des Verarbeitenden Gewerbes nach dem Innovationsinput in technologieintensive Wirtschaftszweige (durchschnittliche FuE-Intensität $\geq$ 3,5 Prozent) und in sonstige, nicht-technologieintensive Wirtschaftszweige (durchschnittliche FuE-Intensität $<$ 3,5 Prozent). Untersuchungen von Nerlinger (1998), die auf den Daten des Mannheimer Innovationspanels (MIP) aufbauen, sprechen für signifikant höhere Wahrscheinlichkeiten, daß Unternehmen in technologieintensiven Wirtschaftszweigen im Vergleich zu denen in sonstigen Wirtschaftszweigen des Verarbeitenden Gewerbes sowohl FuE- als auch Innovationsaktivitäten durchführen. Diese Ergebnisse sprechen für die vorgenommene Abgrenzung, obwohl nicht ausgeschlossen werden kann, daß einige Unternehmen, die in technologieintensiven Wirtschaftszweigen operieren, keine oder nur unterdurchschnittliche FuE-Intensitäten aufweisen und vice versa. Nachteil der gewählten Vorgehensweise ist, daß nur die Inputseite (höhere FuE-Intensität und Innovationsaktivitäten von Unternehmen in technologieintensiven Wirtschaftszweigen) jedoch nicht die Outputseite (das fertige Produkt als Ergebnis der Innovationsanstrengungen) in die Analyse einbezogen werden. Brouwer und Kleinknecht (1996) können einen positiven Einfluß von FuE-Aktivitäten (Indikator: Anteil von FuE-Beschäftigten an allen Beschäftigten) auf den Innovationserfolg, gemessen mit dem Umsatzanteil von neuen Produkten, nachweisen. Abschließend ist daher anzunehmen, daß es sich bei Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen häufiger um innovative Unternehmen im Vergleich zu Unternehmen aus nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen handelt.

Zusätzlich spielt die Differenzierung von Unternehmensgründungen (z. B. hinsichtlich der strukturellen Existenz und dem Abhängigkeitsgrad) eine große Rolle für das Wachstum und Überleben von Unternehmen (Brüderl et al. 1992, Geroski 1995). Dieses gilt insbesondere für Unternehmen in den neuen Bundesländern (Felder et al. 1997). Die Umwandlung von privatisierten, reprivatisierten und teilprivatisierten Unternehmen konnte, je nach Käufer, Verwendungszweck und -strategie, in unterschiedlichen Formen

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

verlaufen. Für den Transformationsprozeß und den damit einhergehenden Übergang von der Plan- zur Marktwirtschaft ist es wichtig festzustellen, daß bei allen Formen der Umwandlung zwar eine juristische, nicht unbedingt aber eine wirtschaftlich neue Einheit entstand. Im Vordergrund der vorliegenden Untersuchung stehen jedoch ökonomische Zusammenhänge, so daß eine Unterscheidung umgewandelter Betriebe („derivative Gründungen") von neu entstandenen Unternehmen („originäre Gründungen") in anderer Form zu treffen ist. Zur Abgrenzung originärer Gründungen gehen die in den Datenbanken enthaltenen Informationen zur Beteiligungsstruktur und dem Beschäftigungsumfang ein. Dabei bleiben Unternehmen, an denen die Treuhand oder deren Nachfolgeorganisationen beteiligt waren oder noch sind sowie Unternehmen mit mehr als 50 Beschäftigten zum Gründungszeitpunkt unberücksichtigt.

4. Das ökonometrische Wachstumsmodell

Bei der Überprüfung der abgeleiteten Hypothesen stützt sich die vorliegende Arbeit auf ein Wachstumsmodell, das in einer Vielzahl empirischer Analysen zur Anwendung kommt. Ausgangspunkt der Analysen ist die Tatsache, daß von den zum Datensatz gehörenden Beobachtungen (N) nur für einen Teil (N_1-Beobachtungen) die endogene Variable, d. h. die durchschnittliche jährliche Beschäftigungswachstumsrate, gebildet werden kann. Voraussetzungen zur Berechnung der Wachstumsrate des Unternehmens i sind, daß zu zwei verschiedenen Zeitpunkten t_1 und t_2 $(t_1 < t_2)$ Angaben über die Zahl der Beschäftigten E vorliegen und daß der Zeitraum zwischen diesen beiden Beobachtungen mindestens 6 Monate beträgt (Nerlinger 1998).[5]

Aufgrund der variierenden Recherchehäufigkeit zwischen den einzelnen Unternehmen im Datensatz wird als endogene Variable das durchschnittliche jährliche Beschäftigungswachstum G_i gewählt, wobei ein exponentieller und somit stetiger Wachstumsprozeß der Unternehmen unterstellt wird (Evans 1987a, 1987b Harhoff et al. 1998).[6] Nach diesem Modell verhält sich

[5] Liegen mehr als zwei Beschäftigungsangaben vor, werden zur Berechnung der Beschäftigungswachstumsrate die erste und letzte Angabe benutzt. Dabei muß die erste Beschäftigungsangabe spätestens 12 Monate nach Gründung vorliegen, da in dieser Analyse nur das Wachstum originärer Unternehmensgründungen betrachtet wird.

[6] Im Fall einer positiven Beschäftigungsentwicklung wird bei Unterstellung eines stetigen Wachstumspfades eine höhere Wachstumsrate ermittelt als bei Annahme von diskretem Wachstum. Bei Beschäftigungsabbau verhält es sich genau umgekehrt. Wird die durchschnittliche Beschäftigungsentwicklung betrachtet, die sowohl Beschäftigungsgewinne als auch -verluste einbezieht, ist der Fehler bei Annahme eines stetigen Wachstumsprozesses insgesamt geringer, was für die gewählte Vorgehensweise spricht.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

die Beschäftigungswachstumsrate über den gesamten individuellen Beobachtungszeitraum $(t_{i2} - t_{i1})$ konstant. Die Modellierung einer im Zeitablauf variierenden Wachstumsrate kann nur bei Schätzung von Paneldatenmodellen umgesetzt werden. Dies setzt jedoch das Vorliegen von mehreren Beschäftigtenangaben für ein und dasselbe Unternehmen voraus, eine Voraussetzung, die im vorliegenden Datensatz nicht für alle Beobachtungen gegeben ist.

Für die N_1-Unternehmen, die die oben angeführten Bedingungen erfüllen, ergibt sich somit die jahresdurchschnittliche Wachstumsrate der Beschäftigung G_i als

$$G_i = \frac{\ln E_{t_i 2} - \ln E_{t_i 1}}{(t_{i2} - t_{i1})} \quad \forall i = 1, \ldots, N_1.$$

Um den unterschiedlichen Einfluß einzelner Determinanten auf das Beschäftigungswachstum der vier betrachteten Unternehmensgruppen aus den

- technologieintensiven Wirtschaftszweigen der alten Bundesländer (*w_inno*),
- technologieintensiven Wirtschaftszweigen der neuen Bundesländer (*o_inno*),
- nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen der alten Bundesländer (*w_noin*) sowie
- nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen der neuen Bundesländer (*o_noin*)
- getrennt betrachten zu können, wird für die Schätzung folgende Spezifikation gewählt. Den Ausgangspunkt bildet eine allgemeine Spezifikation für Wachstumsgleichungen, mit der sowohl die Gültigkeit von „Gibrat's law" (Sutton 1997) als auch der Einfluß beliebiger exogener Variablen überprüft werden kann (Evans 1987a)

$$G = \ln(Gr\ddot{o}\beta e) \cdot \beta + X\beta_{Gr\ddot{o}\beta e} + W\alpha + u \tag{1}$$

mit

$$\ln(Gr\ddot{o}\beta e) = \begin{pmatrix} \ln(Gr\ddot{o}\beta e_{w_inno}) & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \ln(Gr\ddot{o}\beta e_{o_inno}) & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ln(Gr\ddot{o}\beta e_{w_noin}) & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \ln(Gr\ddot{o}\beta e_{o_noin} \end{pmatrix}_{(N_1 \times 4)},$$

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

$$\beta_{Größe} = \begin{pmatrix} \beta_{Größe_{w_inno}} \\ \beta_{Größe_{o_inno}} \\ \beta_{Größe_{w_noin}} \\ \beta_{Größe_{o_noin}} \end{pmatrix}_{(4\times 1)}, \quad X = \begin{pmatrix} X_{w_inno} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & X_{o_inno} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & X_{w_noin} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & X_{o_noin} \end{pmatrix}_{(N_1\times 4k)}$$

und

$$\beta = \begin{pmatrix} \beta_{w_inno} \\ \beta_{o_inno} \\ \beta_{w_noin} \\ \beta_{o_noin} \end{pmatrix}_{(4k\times 1)}$$

Im Vektor G in Gleichung (1) stehen die Beschäftigungswachstumsraten der N_1-Beobachtungen. In den Vektoren $\ln(Größe_{w_inno})$, $\ln(Größe_{o_inno})$, $\ln(Größe_{w_noin})$ und $\ln(Größe_{o_noin})$ wird die logarithmierte Gründungsgröße für die N_1-Unternehmen mit Beschäftigungswachstumsrate abgebildet und der Vektor $\beta_{Größe}$ beinhaltet die zu schätzenden Parameter. Die Matrizen X_{w_inno}, X_{o_inno}, X_{w_noin} und X_{o_noin} enthalten exogene Variablen, von denen angenommen wird, daß ihr Einfluß auf die durchschnittliche jährliche Beschäftigungswachstumsrate in den einzelnen Unternehmensgruppen variiert. Mit den Vektoren β_{w_inno}, β_{o_inno}, β_{w_noin} und β_{o_noin} werden die zu schätzenden Parameter für jede Unternehmensgruppe abgebildet. Somit kann in einer Schätzung für den Einfluß einzelner Determinanten auf die Wachstumsperformance der einzelnen Unternehmensgruppen gemeinsam kontrolliert werden. Zusätzlich werden mittels der Matrix W exogene Größen wie Industrie- und Bundesland-Dummies in die Schätzung einbezogen, von denen angenommen wird, daß ihr Einfluß zwischen den einzelnen Unternehmensgruppen nicht variiert. Um den Einfluß spezifischer Zeiteffekte (konjunkturelle Lage, Fortschritte im ostdeutschen Transformationsprozeß) zu berücksichtigen, wurden Dummyvariablen für das Gründungsjahr getrennt für Ost- und Westdeutschland gebildet, die als weitere erklärende Größen in der Matrix W enthalten sind. Gleichung (1) kann mit Hilfe des linearen Regressionsmodells geschätzt werden (Evans 1987a, 1987b, Hall 1987, Harhoff et al. 1998), wenn der Vektor der Störterme u die allgemeinen Anforderungen im linearen Regressionsmodell erfüllt, d. h. Erwartungswert 0 und Varianz σ_u^2.

Bei Gültigkeit von „Gibrat's law" hat die logarithmierte Unternehmensgröße zum Gründungszeitpunkt keinen signifikanten Einfluß auf das Wachstum in nachfolgenden Perioden (Sutton 1997). Dies bedeutet, daß der Parametervektor $\beta_{Größe}$ in Gleichung (1) nicht signifikant von Null verschieden sein sollte. Vielmehr wäre bei einzelnen Unternehmensgruppen nur durch verschiedene Zufallseinflüsse (abgebildet über den Störterm u) induziertes Wachstum zu beobachten. Gilt das Gesetz hingegen nicht, sollten sowohl die logarithmierte Größe zum Startzeitpunkt als auch andere

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

exogene Variablen (mittels $X\beta + W\alpha$ erfaßt) das Wachstum in den nachfolgenden Perioden beeinflussen und die Relevanz von Zufallseinflüssen abnehmen.

Für N_2-Unternehmen ($N_2 = N - N_1$) kann aufgrund einmaliger Recherche keine Wachstumsrate berechnet werden oder deren Berechnung ist aufgrund einer zu geringen Zeitdifferenz zwischen der ersten und der letzten Beschäftigungsangabe nicht sinnvoll. Ursachen für die unterschiedliche Recherchehäufigkeit liegen in der Tatsache begründet, daß Unternehmen den Markt freiwillig (z. B. Geschäftsaufgabe aus Altersgründen) oder unfreiwillig (z. B. Liquidation, Unternehmensauflösung) verlassen. Weiterhin ist aufgrund der Erfassungsmethode seitens CREDITREFORM eine größen- und rechtsformspezifische Untererfassung zu erwarten (Harhoff und Stahl 1995, Harhoff und Steil 1997). Kleine Unternehmen und Unternehmen ohne Eintragungspflicht werden demnach relativ seltener recherchiert. Eine dritte Ursache für das Nichtvorhandensein einer Wachstumsrate ist in der unterschiedlichen Recherchehäufigkeit zwischen einzelnen Unternehmensgruppen bzgl. des Wachstumspotentials (wachsende, stagnierende oder schrumpfende Unternehmen) zu sehen (ausführlich Nerlinger 1998).

Die angeführten Gründe für die Nichtbeobachtbarkeit der Wachstumsrate können bei Nichtbeachtung zu verzerrten Resultaten der Wachstumsschätzungen führen. Aus diesem Grund wird für die ökonometrischen Analysen ein Ansatz gewählt, der für potentielle Selektionsverzerrungen, hervorgerufen durch die N_2-Unternehmen ohne Wachstumsrate, kontrolliert. Mit dem von Gronau (1974) und Heckman (1974) entwickelten „Sample Selection"-Ansatz kann das vorliegende Problem wie folgt modelliert werden: Für alle N-Beobachtungen kann die Wahrscheinlichkeit bestimmt werden, ob die Beschäftigungswachstumsrate berechnet werden kann. Die Bernoulli-verteilte Zufallsvariable Y_i, die in der sogenannten Selektions- bzw. Partizipationsgleichung als abhängige Variable fungiert, nimmt dabei die Werte

$$Y_i = \begin{cases} 1, & \text{wenn Wachstumsrate berechnet werden kann} \\ 0, & \text{sonst} \end{cases}$$

an (Almus und Nerlinger 1999). Für die N_1-Unternehmen mit $Y_i = 1$ können die Beschäftigungswachstumsraten berechnet und der Einfluß exogener Charakteristika überprüft werden.

Die Schätzung des „Sample Selection"-Ansatzes erfolgt im Rahmen eines bivariaten Tobit-Modells (Ronning 1991), wobei gleichzeitig für ein Unternehmen die Wahrscheinlichkeit bestimmt wird, ob die durchschnittliche jährliche Beschäftigungswachstumsrate berechnet werden kann, und wie hoch diese ausfällt. Voraussetzung für die Anwendung dieses Verfahrens ist,

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

daß die Störterme der Selektions- und Wachstumsgleichung ε_i *und* u_i einer bivariaten Normalverteilung mit

$$\begin{pmatrix} \varepsilon_i \\ u_i \end{pmatrix} \sim N\left[\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \sigma_{\varepsilon,u} \\ \sigma_{\varepsilon,u} & \sigma_u^2 \end{pmatrix}\right]$$

folgen. Bei Vorliegen von Selektionsverzerrungen sollte der Korrelationskoeffizient zwischen den Fehlertermen der Selektions- und der Wachstumsgleichung

$$\rho = \frac{\sigma_{\varepsilon,u}}{\sigma_u}$$

signifikant von null verschieden sein. Die Schätzung erfolgt mit der Maximum-Likelihood-Methode. Als Startwerte dienen dabei Parameter, die ein zweistufiges Verfahren liefert. Auf der ersten Stufe wird mit einem Probit-Modell die Wahrscheinlichkeit geschätzt, ob eine Beschäftigungswachstumsrate beobachtet werden kann oder nicht. Mit den Ergebnissen dieser Schätzung kann eine zusätzliche Variable, die Inverse der „Mills Ratio", generiert werden, die als weitere exogene Größe in die Wachstumsschätzung einbezogen wird. Die OLS-Schätzung erfolgt dabei auf Basis der N_1-Beobachtungen, für die eine Beschäftigungswachstumsrate berechnet werden kann. Mit den so erhaltenen Startwerten aus der Probit- und OLS-Schätzung wird jetzt die gemeinsame Likelihood-Funktion des bivariaten Tobit-Modells, bestehend aus Selektions- und Wachstumsgleichung, maximiert.

5. Empirische Ergebnisse

5.1 Ausgewählte deskriptive Vergleiche

Die Verteilung der Unternehmensgröße kann mit einer log-Normalverteilung oder anderen rechtsschiefen Verteilungen, wie z. B. der Pareto-Verteilung, approximiert werden (Wagner 1992, Sutton 1997). Diese, in einer Reihe von empirischen Studien herausgearbeitete Regelmäßigkeit, stellt nach Schmalensee (1989) und Wagner (1992) einen „stylized fact" dar. Mittels nicht-parametrischer Kerndichteschätzungen (Silverman 1986, Härdle 1991, Yatchew 1998) wird überprüft, ob dies auch für die Unternehmen in der vorliegenden Untersuchung zutrifft. Mit Hilfe der Kerndichteschätzungen wird direkt aus den Daten die „wahre" Verteilung der beobachteten Variable V ermittelt und graphisch-explorativ dargestellt. Die Werte der Dichtefunktion werden mit diesem Verfahren an vorher festgelegten Werten ν_j der interessierenden Größe $(\nu_j \in [\nu_{\min}, \nu_{\max}])$ geschätzt. Die Dichte an den

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Punkten ν_j wird dabei über die Anzahl der Beobachtungen bewertet, die in ein gegebenes Intervall h um die ν_j-Werte fallen (Härdle 1991, Yatchew 1998)

$$\hat{f}(\nu_j) = n^{-1} \sum_{p=1}^{n} K_h(\nu_j - V_p) \tag{2}$$

stellt in Gleichung (2) den geschätzten Wert der Dichtefunktion am Punkt ν_j, h die Bandweite, n die Anzahl der Unternehmen, die in das Intervall h um ν_j fallen, und K_h die Kernfunktion dar (Silverman 1986).

Abbildung 1 enthält die Ergebnisse der Kerndichteschätzungen für die Unternehmensgröße zum Gründungszeitpunkt, getrennt für Unternehmen der technologieintensiven sowie nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweige der alten und neuen Bundesländer. Deutlich zu erkennen ist die erwartete Rechtsschiefe der Verteilungen, wie sie die log-Normalverteilung und weitere Verteilungen dieses Typs aufweisen.[7] Die Wahrscheinlichkeitsmasse liegt im äußeren linken Teil des Definitionsbereiches der Funktion. Dieses Ergebnis läßt darauf schließen, daß der „stylized fact" der approximativen log-Normalverteilung der Unternehmensgröße auch für die untersuchten Unternehmen gilt (vgl. Abbildung 1). Hervorzuheben sind jedoch Unterschiede in den einzelnen Verteilungen. Im Vergleich der Regionen weisen die Verteilungen der Unternehmensgröße beider Unternehmensgruppen zum Gründungszeitpunkt sowohl höhere Mittelwerte als auch höhere Varianzen in den neuen Bundesländern auf (vgl. Tabelle 1). Darüber hinaus ist in den alten und neuen Bundesländern eine höhere durchschnittliche Anfangsbeschäftigung in Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen zu beobachten.

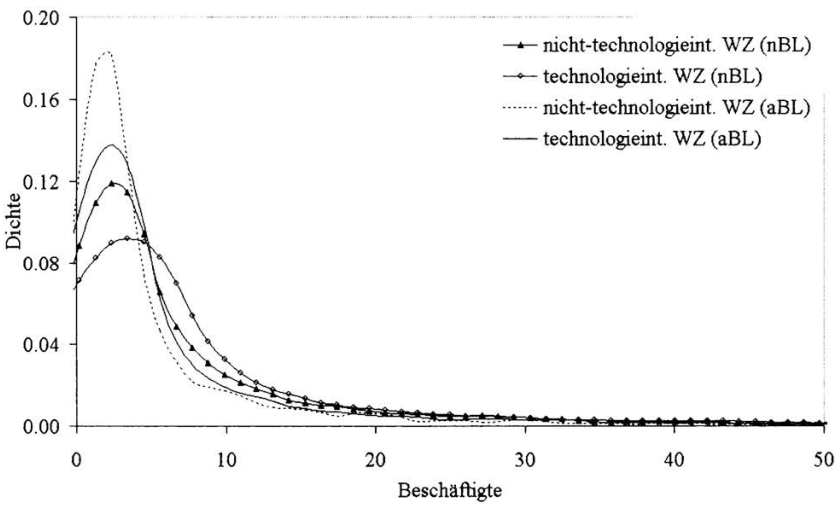
Die Heterogenität der Gruppen bzgl. der Gründungsgröße kann zum einen auf die massive Förderung von Unternehmen aus den neuen Bundesländern durch die Deutsche Ausgleichsbank (DtA) zurückgeführt werden.[8] Aber auch durch Einstellungsbeihilfen sowie im Rahmen der Bund-Länder-Gemeinschaftsaufgabe zur Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur (Tetsch et al. 1996) kam es in den neuen Bundesländern zu umfangreichen finanziellen Unterstützungen sowohl für Neugründungen als auch bestehende Unternehmen. Bei Inanspruchnahme dieser Förderung kann

[7] Die Dichtefunktionen sind überglättet, um die approximative Form der log-Normalverteilung darzustellen. Dabei wird die individuelle optimale Bandweite h^{opt} jeweils mit dem Faktor 3 multipliziert. Diese berechnet sich nach einem Verfahren, das in Silverman (1986) behandelt wird, als $h^{opt} = 0.9AN^{(-1/5)}$, wobei N die Anzahl der Beobachtungen und *A=min(Standardabweichung, Interquartilsabstand / 1,34)* ist.

[8] Zwischen 1990 und 1994 wurden ca. 40 Prozent der Existenzgründungen in den neuen Bundesländern im Rahmen von Programmen der DtA finanziell gefördert (BMWi 1995).

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

sich aus betriebswirtschaftlichen Gesichtspunkten durchaus eine höhere Beschäftigtengröße zum Gründungszeitpunkt als günstig erweisen (BMWi 1995). Auffällig ist zudem eine Reduktion der Markteintrittsgröße ostdeutscher Unternehmen im Zeitablauf. So werden ostdeutsche Unternehmen im Jahr 1996 durchschnittlich mit ca. 6 Beschäftigten gegenüber 8 Beschäftigten im Jahr 1992 gegründet. Hingegen ist Startgröße westdeutscher Unternehmen nahezu zeitinvariant. Bei der Bewertung des Einflusses der Unternehmensgröße auf das Unternehmenswachstum sind beide Überlegungen hinreichend zu berücksichtigen.



Quelle: ZEW-Gründungspanels, eigene Berechnungen.

Abbildung 1: Kerndichteschätzung der Unternehmensgröße zum Gründungszeitpunkt im Zeitraum zwischen 1992 und 1994

Hinsichtlich der Altersverteilung lassen sich nur marginale Unterschiede zwischen den vier Unternehmensgruppen ausmachen. Die betrachteten Unternehmen sind im Durchschnitt 3,5 Jahre in den alten Bundesländern und 3,7 Jahre in den neuen Bundesländern alt. Das Alter der Unternehmen berechnet sich aus der Differenz des Zeitpunktes der letzten Recherche seitens der Kreditauskunftei CREDITREFORM, bei dem keine Hinweise auf einen möglichen Marktaustritt vorliegen, und dem Gründungsdatum des Unternehmens. Die durchschnittlichen Beobachtungsintervalle der einzelnen Unternehmensgruppen, die in die Berechnung der durchschnittlichen Beschäftigungswachstumsrate eingehen, liegen nahe beieinander, insbesondere sind keine Unterschiede zwischen den Gruppen innerhalb der beiden Regionen

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

auszumachen. Dies impliziert, daß die Wachstumsunterschiede zwischen Unternehmen aus den einzelnen Untersuchungsgruppen nicht mit einer unterschiedlichen Länge des Beobachtungsintervalls zu begründen sind (vgl. Tabelle 1).

Tabelle 1

Ausgewählte deskriptive Statistiken[a)]

	alte Bundesländer		neue Bundesländer	
	techno-logieint.	nicht-techno-logieint.	techno-logieint.	nicht-techno-logieint.
Größe (Personen)	5,7 (8,173)	5,2 (7,721)	7,5 (9,327)	6,9 (9,047)
Alter (in Jahren)	3,5 (1,451)	3,5 (1,469)	3,7 (1,596)	3,7 (1,605)
durchschn. Wachstumsrate (in Prozent)[d)]	15,1 (29,261)	11,1 (25,969)	11,7 (24,872)	9,8 (22,904)
Wachstumszeitraum (in Jahren)[d)]	2,47 (1,263)	2,48 (1,293)	3,03 (1,426)	3,01 (1,414)
1.000 Einwohner / km2[b)]	0,799 (0,904)	0,792 (0,919)	0,641 (0,898)	0,490 (0,779)
Kapitalgesellschaft[c)]	0,728	0,521	0,640	0,450
Diversifikation[c)]	0,298	0,252	0,317	0,314
Beteiligung[c)]	0,197	0,149	0,220	0,166

a) Ausgewiesen werden die Mittelwerte und in Klammern die Standardabweichungen.
b) Gebietseinheit: Kreis.
c) Anteil der Dummy-Variable (0 / 1).
d) Basierend auf den Beobachtungen mit Wachstumsraten.

Quellen: ZEW-Gründungspanels, BfLR, eigene Berechnungen.

Unterschiede zeigen sich dagegen bei der Rechtsformverteilung zwischen beiden Unternehmensgruppen. Sowohl in den neuen als auch in den alten Bundesländern liegt der Anteil der Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen, die in der Rechtsform einer Kapitalgesellschaft gegründet wurden, um jeweils rd. 20 Prozentpunkte über dem entsprechenden Anteil der Gruppe aus den nicht-technologieintensiven Branchen. Eine Erklärung für diese Variation ist im markt- und technologieseitigen höheren Scheiterrisiko zu sehen. Für Gründer von Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen erscheint es attraktiver, eine Rechtsform zu wählen, bei der sie im Falle eines Scheiterns des Unternehmens lediglich mit ihrer Einlage und nicht mit ihrem persönlichen Vermögen haftbar sind.

Variationen stellen sich auch beim Anteil diversifizierter Unternehmen ein. Als diversifiziert gelten Unternehmen, für die zwei unterschiedliche Wirtschaftszweigangaben (Dreistellerebene NACE-Code) vorliegen (Nerlin-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ger 1998). Ein etwas höherer Anteil diversifizierter Gründungen stellt sich bei Gründungen der technologieintensiven Branchen in der alten Bundesländern gegenüber nicht-technologieintensiven ein. In den neuen Bundesländern sind die Unterschiede dagegen marginal.

In Bezug auf die Beteiligungsstruktur ist zu erkennen, daß Gründungen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen weitaus häufiger formale Verbindungen zu weiteren Unternehmen haben. Hierbei handelt es sich aufgrund der bei der Abgrenzung des Gründungstyps zugrundegelegten Kriterien um Minderheitsbeteiligungen.

Vor dem Hintergrund der finanziell aufwendigen FuE-Aktivitäten, des großen Kapitalbedarfs sowie der großen Bedeutung von technologischem und unternehmerischen Know-how ist der vergleichsweise hohe Anteil beteiligter Unternehmen bei dieser Unternehmensgruppe wenig überraschend. An Gründungen in den neuen Bundesländern sind zudem weitaus häufiger weitere Unternehmen beteiligt als in den alten Bundesländern, wobei die Mehrzahl der beteiligten externen Unternehmen aus westlichen Industrienationen stammt. Dies unterstreicht die bereits oben angesprochenen Vorteile und deutet zudem auf die Bedeutung von marktwirtschaftlichem Know-how (Almus et al. 1999).

Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen wählen in den neuen Bundesländern weitaus häufiger einen Standort in stärker verdichteten Kreisen als Unternehmen, die in nicht-technologieintensiven Branchen tätig sind. Vor dem Hintergrund der Anforderungen dieser Art von Unternehmen an ihren Standort sowie der erheblichen strukturellen und wirtschaftlichen Nachteile ländlicher Kreise in den neuen Bundesländern ist dieses Ergebnis wenig überraschend (Felder et al. 1997). Im Gegensatz dazu scheinen die Nachteile in den alten Bundesländern bei weitem nicht so ausgeprägt zu sein bzw. werden von anderen Vorteilen kompensiert (Nerlinger 1998). Hinsichtlich der Standorte zeigen sich in den alten Bundesländern keine signifikanten Unterschiede zwischen beiden Unternehmensgruppen. Allerdings kann festgestellt werden, daß sich Unternehmen aus den alten Bundesländern in stärker verdichteten Räumen ansiedeln (vgl. Tabelle 1). Diese Beobachtung ist vor dem Hintergrund der höheren durchschnittlichen Einwohnerdichte in den alten Bundesländern zu relativieren.

5.2 Ergebnisse

Die endgültige Spezifikation der Schätzung wurde ermittelt, indem zunächst alle verfügbaren Variablen, bis auf die Industrie- und Bundesland-Dummies, mit den Unternehmensgruppen-Dummies interagiert wurden. Unterschieden sich die interagierten geschätzten Koeffizienten einer Varia-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ble in einem gemeinsamen Test nicht signifikant von Null, wurden sie wieder zu einer Variable aggregiert, sofern gleichzeitig ein Likelihood-Ratio-Test keine signifikante Verschlechterung der Modellspezifikation signalisierte. Letztendlich ergab sich eine Spezifikation, in der Unterschiede zwischen den alten und neuen Bundesländern auf der einen und den beiden Technologiegruppen auf der anderen Seite in der logarithmierten Unternehmensgröße, dem logarithmierten Alter, der Rechtsformzugehörigkeit und der Beteiligungsvariable zugelassen werden (vgl. Tabelle 2).

Die Selektionskorrekturvariable („*Korrelationskoeffizient*") stellte sich bei der Schätzung des Modells als insignifikant heraus. Da scheinbar keine signifikanten Selektionsverzerrungen durch Marktaustritte und die selektive Erfassung seitens CREDITREFORM bestehen, könnte das Modell auch ohne Einbeziehung einer Selektionskorrektur mit der OLS-Methode erwartungstreu geschätzt werden.[9]

Eine wichtige Determinante für die Bestimmung der Wachstumsrate stellt die Markteintrittsgröße (Beschäftigte inkl. Gründer) dar, die in logarithmierter Form in die Schätzung eingeht („ln(*Größe*)", „ln(*Größe*)2"). Die Ergebnisse lassen c. p. einen konvexen Zusammenhang zwischen der Markteintrittsgröße und dem Unternehmenswachstum erkennen. Dieser entspricht theoretischen Überlegungen, wonach Unternehmen suboptimal gegründet werden und möglichst schnell nach Gründung eine (mindest-) optimale Größe erreichen müssen. Ist diese Größe erreicht, ergeben sich keine weiteren zwingenden Gründe für das kurzfristige Wachstum, da aus Sicht der Unternehmensgründer häufig der Kontroll- und Administrationsaufwand überproportional zunimmt (Storey 1994). Die Unternehmensgröße hat in allen Unternehmensgruppen einen signifikanten Einfluß auf das durchschnittliche jährliche Beschäftigungswachstum (vgl. Tabelle 2). Bei Unternehmen aus nicht-technologieintensiven Branchen der neuen und alten Bundesländer hat die Unternehmensgröße zum Gründungszeitpunkt keinen derart ausgeprägten Einfluß auf das nachfolgende Beschäftigungswachtum verglichen mit den Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen. Auch in dieser Studie kann die empirische Regularität herausgestellt werden, wonach kleine Unternehmen c. p. schneller wachsen als große (Sutton 1997, Caves 1998). Gleichzeitig kommt es mit der Signifikanz der Größenvariablen zur Verwerfung von „Gibrat's law" (Boeri 1989, Sutton 1997, Caves 1998). Die Anzahl der Beschäftigten zum Gründungszeitpunkt hat demnach einen entscheidenden Einfluß auf das Wachstum in nachfolgenden Perioden. Die Berechnung der marginalen Effekte zeigt

[9] Dabei ist zu beachten, daß sich die Effekte einzelner Selektionsquellen überlagern können und der Gesamteffekt aus diesem Grund insignifikant ausfällt (Almus und Nerlinger 1999). Die Ergebnisse der Selektionsschätzung finden sich in Tabelle 5 im Anhang.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Ergebnisse der Wachstumsschätzung (Bivariates Tobit-Modell)

Endogene Variable: durchschnittliche jährliche Wachstumsrate				
	alte Bundesländer		neue Bundesländer	
	techno-logieint.	nicht-techno-logieint.	techno-logieint.	nicht-techno-logieint.
	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)
ln(*Größe*)	– 0,161** (– 12,777)	– 0,138** (– 17,572)	– 0,142** (– 9,045)	– 0,098** (– 12,083)
ln(*Größe*)2	0,024** (6,479)	0,019** (8,082)	0,019** (4,404)	0,011** (4,893)
ln(*Alter*)	0,121** (2,668)	0,061 (1,496)	0,135** (3,605)	– 0,002 (– 0,069)
ln(*Alter*)2	– 0,066** (– 2,981)	– 0,030 (– 1,591)	– 0,052** (– 2,722)	0,019 (1,461)
Kapitalgesellschaft	0,116** (10,751)	0,087** (13,898)	0,102** (7,698)	0,074** (10,853)
Beteiligung	0,043** (3,754)	0,031** (3,973)	0,006 (0,471)	0,022** (2,722)
Diversifikation	0,004 (1,042)			
Einwohner pro 1000 / km2	-0,006 (-0,881)			
(Einwohner pro 1000 / km2)2	-0,001 (-0,460)			
Konstante	0,098** (4,786)			
Korrelationskoeffizient (ρ)	0,003 (0,084)			
Beobachtungen (N)	31.157			
– davon mit Wachstumsrate (N_1)	21.347			
Log-likelihood	– 15.681,31			
LR-Tests: $\chi^2(df)$				
Bundesländer (13)	66,34**			
Wirtschaftszweige (15)	166,09**			

** signifikant zum 1 %-Niveau
* signifikant zum 5 %-Niveau.

Quelle: ZEW-Gründungspanels, BfLR, eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

darüber hinaus, daß von der Markteintrittsgröße beider Unternehmensgruppen der neuen Bundesländer verglichen mit Unternehmen der alten Bundesländer ein geringerer Einfluß auf das Wachstum ausgeht. Dies kann zum Teil mit der höheren durchschnittlichen Markteintrittsgröße ostdeutscher Unternehmen erklärt werden (vgl. Tabelle 1). Der Unterschied beträgt ungefähr 2 Beschäftigte, was für Unternehmensgründungen, die in der Regel mit einem oder einer sehr geringen Anzahl von Mitarbeitern (inkl. des Gründers selbst) starten, eine nicht zu unterschätzende Größe darstellt. Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse stellt sich die Frage, ob westdeutsche Unternehmen trotz ihrer geringeren Markteintrittsgröße aber höheren durchschnittlichen Wachstumsraten gesamtwirtschaftlich langfristig einen größeren Beschäftigungsbeitrag leisten, verglichen mit den ostdeutschen Unternehmensgründungen aus (nicht-)technologieintensiven Wirtschaftszweigen im Verarbeitenden Gewerbe. Diese Art von Untersuchungen scheitert derzeit noch an der Nichtverfügbarkeit geeigneter Daten.

Eine weitere wichtige Determinante für die Erklärung des Wachstums stellt das Unternehmensalter („ln(*Alter*)") dar. Auch hier zeigt sich analog zur Unternehmensgröße, daß diese Variable bei Konstanz der anderen Kovariate einen nicht-linearen Einfluß auf das Wachstum der Unternehmen ausübt. Um für diesen zu kontrollieren, wird die quadrierte Form dieser Variable („ln(*Alter*)2") in der Wachstumsschätzung berücksichtigt. Beide Parameter haben nur in den technologieintensiven Wirtschaftszweigen einen hochsignifikanten Einfluß auf das Beschäftigungswachstum (vgl. Tabelle 2). Im Alter von ca. 2,5 in West- bzw. 3,7 Jahren in Ostdeutschland ist der maximale positive partielle Alterseffekt erreicht und nimmt anschließend ab. Der konkave Verlauf, der sich mit den Ergebnissen von Evans (1987a, 1987b) und Harhoff et al. (1998) deckt, deutet darauf hin, daß junge Unternehmen in den ersten Lebensjahren schneller wachsen und sich dieser Einfluß mit zunehmendem Alter abschwächt (Sutton 1997, Caves 1998). Dies steht im Einklang mit der These der suboptimalen Markteintrittsgröße neugegründeter Unternehmen.

Neben der Größe und dem Alter leistet die Rechtsform zum Gründungszeitpunkt einen wichtigen Beitrag zur Erklärung des Beschäftigungswachstums junger Unternehmen. Diese wird in den Wachstumsschätzungen mit der Dummy-Variable *„Kapitalgesellschaft"* abgebildet und bestätigt die Hypothese, wonach Unternehmen mit haftungsbeschränkenden Rechtsformen im Durchschnitt höhere Wachstumsraten erzielen als Personengesellschaften. So werden in haftungsbeschränkten Unternehmen (GmbHs, GmbH & Co. KGs) risikoreichere Projekte mit höheren Renditeerwartungen verfolgt als in Unternehmen, bei denen die Unternehmer mit ihrem Privatvermögen haften (Stiglitz und Weiss 1981, Woywode 1997, Harhoff et al. 1998). Weiterhin beeinflussen Kapitalmarktrestriktionen die Wachstums-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

chancen der Unternehmen. Kapitalgesellschaften, denen es verglichen mit Personengesellschaften leichter fällt, zusätzliches Kapital zu beschaffen, sollten demnach höhere durchschnittliche Wachstumsraten aufweisen, was sich für die vier untersuchten Unternehmensgruppen bestätigt. Ein Vergleich der geschätzten Koeffizienten zeigt, daß diese für die Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen deutlich höher ausfallen. Dies kann zum Teil damit zusammenhängen, daß diese Unternehmen tendenziell ein höheres Geschäftsrisiko tragen und sich dieses im Erfolgsfall in einem höheren Gewinn und daraus ergebenden höheren Beschäftigungswachstumsraten widerspiegelt. Der höhere Koeffizient kann daher auch als eine Art Risikoprämie interpretiert werden. Unternehmen mit haftungsbeschränkenden Rechtsformen aus den alten Bundesländern weisen in beiden Unternehmensgruppen c. p. höhere Wachstumspotentiale als ihre Gegenüber in den neuen Bundesländern auf.

Die Beteiligung weiterer Unternehmen („*Beteiligung*") wirkt sich positiv auf das Beschäftigungswachstum der Unternehmensgründungen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen in den alten Bundesländern aus. Der partielle Einfluß ist hier verglichen mit den anderen Unternehmensgruppen am stärksten. Unternehmen dieser Gruppe aus den neuen Bundesländern ziehen dagegen keinen Nutzen aus einer Beteiligung fremder Unternehmen bei Gründung, wenn das Beschäftigungswachstum als Berechnungsmaß zugrunde gelegt wird. Bei Unternehmen aus nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen der alten und neuen Bundesländer stellt sich ein signifikant positiver Effekt ein, der jedoch schwächer als bei Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen der alten Bundesländer ausfällt. Insgesamt gesehen bestätigen die Schätzergebnisse die Vermutung, wonach Beteiligungen sich z. B. über die Bereitstellung von Netzwerken, Know-how sowie Kapital positiv auf das Wachstum junger Unternehmen auswirken.

Ein diversifiziertes Produktspektrum, mit dem ein gewisses Maß an Risikostreuung vorgenommen wird, hat keinen positiven Einfluß auf die Wachstumsaussichten der jungen Unternehmen. Der Koeffizient der Variable „*Diversifikation*" erweist sich durchgängig als statistisch insignifikant. Da die meisten jungen Unternehmen mit einem oder sehr wenigen Produkten starten und ihre Produktpalette erst nach erfolgreichem Bestehen am Markt erweitern, sind Effekte einer Diversifizierung a priori kaum zu erwarten.

Ob ein Einfluß der Siedlungsstruktur auf das Beschäftigungswachstum besteht, wurde zunächst getrennt für alle Unternehmensgruppen und im Anschluß daran getrennt für die alten und neuen Bundesländer getestet. Beide Spezifikationen wurden zugunsten der Form verworfen, wonach

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

keine Unterschiede zwischen den betrachteten Gruppen hinsichtlich des Verdichtungsgrades bestehen. Der Zusammenhang zwischen Siedlungsstruktur („*Einwohner / km*^{2}", „(*Einwohner / km*^{2})2") und dem Wachstum junger Unternehmen ist nicht signifikant und widerspricht der a priori vermuteten Hypothese, wonach mit zunehmender Verdichtung der gewählten Standorte die Wachstumsimpulse zunehmen und ab einem kritischen Wert (siedlungsstruktureller Sättigungspunkt) die aus der Verdichtung resultierenden Vorteile wieder abnehmen.

Darüber hinaus werden in die Wachstumsschätzung Dummy-Variablen einbezogen, die für die Bundesländer, in denen die Unternehmen angesiedelt sind, und die Wirtschaftszweige, in denen die Unternehmen operieren, kontrollieren. Eine Interpretation der Effekte sowie Vergleiche zwischen den Bundesländern und Industrien sind jedoch wenig aufschlußreich, so daß lediglich der Wert der gemeinsamen Teststatistiken ausgewiesen wird (vgl. Tabelle 2).

5.3 Beschäftigungswachstumsraten im Vergleich

Auf Basis der Schätzergebnisse lassen sich die erwarteten durchschnittlichen jährlichen Wachstumsraten für die analysierten jungen Unternehmen berechnen. Die in Tabelle 3 dargestellten Beschäftigungswachstumsraten zeigen erhebliche Variationen zwischen Unternehmen aus technologieintensiven und nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen einerseits und zwischen Unternehmen in den neuen und alten Bundesländern andererseits. Deutlich ist zu erkennen, daß sowohl in den alten als auch in den neuen Bundesländern Unternehmen, die in technologieintensiven Wirtschaftszweigen operieren, im Durchschnitt die höheren durchschnittlichen jährlichen Wachstumsraten verglichen mit der Referenzgruppe erzielen. So wachsen die Gründungen aus technologieintensiven Branchen in den alten Bundesländern mit rd. 16 Prozent um vier Prozentpunkte, in den neuen Bundesländern mit ca. 11 Prozent um zwei Prozentpunkte schneller als Unternehmen aus nicht-technologieintensiven Branchen. Im Durchschnitt erzielen Unternehmen in den alten Bundesländern eine um 4 Prozentpunkte höhere jährliche Wachstumsrate als die Unternehmen aus den neuen Bundesländern.

Beim Vergleich der Wachstumsraten ist die schwierige konjunkturelle Situation in den alten Bundesländern zu Beginn der 90er Jahre und der nach wie vor labile Zustand der Konjunktur in den neuen Bundesländern zu berücksichtigen, die nicht spurlos am Verarbeitenden Gewerbe vorbei gegangen sind (Eckerle et al. 1999). Dies hat zu massiven Umstrukturie-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 3

Durchschnittliche jährliche Wachstumsraten im Vergleich

	alte Bundesländer		neue Bundesländer	
	techno-logieint.	nicht-techno-logieint.	techno-logieint.	nicht-techno-logieint.
Median	15,57 %	11,97 %	11,04 %	9,28 %
Mittelwert	15,98 %	11,97 %	11,18 %	9,54 %
Standardabweichung	(9,74)	(8,49)	(11,14)	(7,00)
Beobachtungen	4.709	13.097	2.820	10.532

Berechnung der durchschnittlichen jährlichen Wachstumsraten erfolgt auf Basis der Ergebnisse der Wachstumsschätzung. Demnach gilt sie für alle Beobachtungen, unabhängig ob eine Wachstumsrate beobachtet werden konnte oder nicht (Tabelle 2).

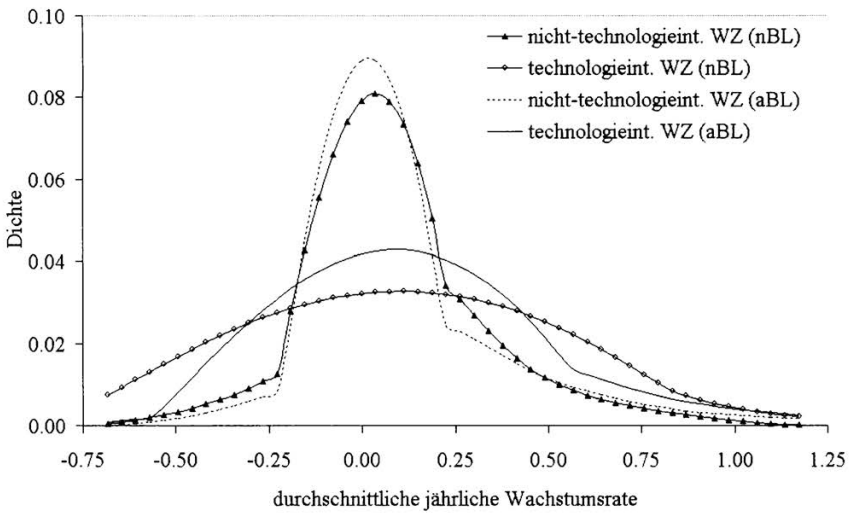
Quelle: ZEW-Gründungspanels, eigene Berechnungen.

rungs- und Anpassungsprozessen geführt, die bei den Abnehmern der Produkte und Verfahren innovativer Unternehmen beträchtlich waren. Zudem ist kein Gleichlauf der Konjunktur zwischen den alten und neuen Bundesländern zu beobachten. Im Jahr 1992, was den Beginn einer Rezessionsphase in den alten Bundesländern markiert, war in den neuen Bundesländern ein spürbarer Aufschwung zu beobachten, der besonders stark von der Entwicklung im Baugewerbe bzw. baunahen Branchen getrieben wurde. Genau umgekehrt war die konjunkturelle Situation im Jahr 1996. Diesmal befanden sich die alten Bundesländer in einer Phase des Aufschwungs und Ostdeutschland in der Phase des Abschwungs. Da in Boom-Phasen Beschäftigungserweiterungen, in einer Rezession Beschäftigungsreduzierungen vorgenommen werden, sollten ostdeutsche Unternehmensgründungen mit einer vergleichsweise höheren Beschäftigung starten.[10] Für die alten Bundesländer bestätigt sich die Vermutung, daß infolge der günstigeren konjunkturellen Situation Unternehmensgründungen seit 1995 c. p. höhere Beschäftigungswachstumsraten realisieren (vgl. Tabelle 5). Für die neuen Bundesländer kann der erwartete Konjunktureffekt nicht nachgewiesen werden. Die Gründungskohorten ab 1994 verzeichnen c. p. signifikant höhere Wachstumsraten im Vergleich zu den übrigen ostdeutschen Unternehmensgründungen (vgl. Tabelle 5). Dies läßt vermuten, daß eine Reihe anderer Größen, wie z. B. die im Zeitablauf abnehmende Markteintrittsgröße oder transformationsbedingte Effekte, die Messung des Konjunktureffektes überlagern.

10 Auch Wagner (1994) weist darauf hin, daß die konjunkturelle Situation zum Zeitpunkt der Gründung die langfristigen Beschäftigungseffekte mit beeinflußt.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Im Rahmen der Analyse der durchschnittlichen jährlichen Wachstumsraten kann zudem auf ein Phänomen eingegangen werden, das bereits in zahlreichen empirischen Untersuchungen herausgearbeitet wurde (Storey 1994). Die Ergebnisse der durchgeführten Kerndichteschätzungen lassen deutlich erkennen, daß die Wachstumsbeiträge der analysierten jungen Unternehmen in den alten sowie neuen Bundesländern ungleich verteilt sind (vgl. Abbildung 2). Einige Unternehmen haben mit negativen Wachstumsraten, d. h. mit Beschäftigungsverlusten, zu kämpfen und der Großteil der Unternehmen verzeichnet kein bzw. nur ein moderates Wachstum. Lediglich ein geringer Teil der Unternehmen, unabhängig davon, ob aus technologieintensiven resp. nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen, erzielt durchschnittliche jährliche Wachstumsraten von mehr als 25 Prozent.



Quelle: ZEW-Gründungspanels, eigene Berechnungen.

Abbildung 2: Kerndichteschätzung der Wachstumsrate

Die durchschnittlichen jährlichen Wachstumsraten von Unternehmen in technologieintensiven Wirtschaftszweigen weisen eine höhere Varianz auf, was sich in einem höheren Anteil an schnell-wachsenden Unternehmen aber auch Unternehmen mit überdurchschnittlichen Beschäftigungsverlusten im Vergleich zu den nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen widerspiegelt. Darüber hinaus zeigt sich beim Vergleich der durchschnittlichen Wachstumsraten zwischen alten und neuen Bundesländer, daß Unter-

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

nehmen aus den neuen Bundesländern in den (nicht-)technologieintensiven Wirtschaftszweigen höhere Varianzen und mehr Wahrscheinlichkeitsmasse im linken Ende der Verteilung (Beschäftigungsverluste) aufweisen.[11] Unternehmen aus den alten Bundesländern zeichnen sich dagegen unabhängig von der Technologieorientierung häufiger durch überdurchschnittliche Beschäftigungsgewinne aus. Gerade Unternehmen, die sich durch starke Beschäftigungsgewinne resp. -verluste auszeichnen, spielen bei der Bewertung von Beschäftigungseffekten die entscheidende Rolle. Ziel zukünftiger Arbeiten auf diesem Gebiet muß es daher sein, Determinanten zu finden, die sowohl das schnelle Unternehmenswachstum als auch die erheblichen Beschäftigungsverluste erklären können.

6. Zusammenfassung und Ausblick

Zentrales Ergebnis der multivariaten Analysen zur Beschäftigungsdynamik ist, daß Unternehmen, die aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen stammen, in den alten Bundesländern im Durchschnitt höhere Beschäftigungswachstumsraten erzielen als diese Unternehmen in den neuen Bundesländern. In der Gruppe der Unternehmen aus nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen zeigen sich die gleichen regionalen Unterschiede, auch wenn das durchschnittliche Beschäftigungswachstum für diese Unternehmen insgesamt geringer ausfällt. In beiden Teilen Deutschlands ist die extreme Ungleichverteilung der Wachstumsbeiträge junger Unternehmen auffällig. Die Hoffnungen auf langfristige Beschäftigungseffekte ruhen auf einer nur geringen Anzahl von Unternehmen, die sich durch ein überdurchschnittliches Wachstum auszeichnen.

Wesentliche unternehmensspezifische Faktoren zur Erklärung des Beschäftigungswachstums sind insbesondere die Markteintrittsgröße und das Alter der Unternehmen. Deren signifikante Einflüsse auf das Beschäftigungswachstum belegen die These, wonach junge Unternehmen mit einer suboptimalen Beschäftigtengröße gegründet werden. Um wettbewerbsfähig zu sein, müssen diese schnell eine (mindest-) optimale Größe erreichen. Unterschiede zwischen den alten und neuen Bundesländern sind dabei kaum auszumachen. Dem konvexen Zusammenhang zwischen Markteintrittsgröße und Beschäftigungswachstum ist zu entnehmen, daß kleine Unternehmen die besten Wachstumschancen besitzen, was gegen die Gültigkeit von

[11] Um Vergleiche zwischen den einzelnen Kerndichteschätzungen vornehmen zu können, müssen die benutzten individuellen Bandweiten folgendes Kriterium erfüllen: Die Varianz des Kerndichteschätzers verhält sich proportional zu $(Nh)^{-1}$ (Silvermann 1986). Da N für die einzelnen Unternehmensgruppen exogen vorgegeben ist, wird h jeweils so gewählt, daß der Proportionalitätsfaktor für die vier Kerndichteschätzungen identisch ist.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

„Gibrat's law" spricht. Ebenso zeichnen sich Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen in Ost und West gleichermaßen durch ein positives Beschäftigungswachstum in den ersten Lebensjahren aus, bis die (mindest-) optimale Größe erreicht ist.

Die Wahl der Rechtsform zum Gründungszeitpunkt oder auch die Beteiligung von anderen Unternehmen sind ebenso von Relevanz für das Wachstum der Unternehmen. Haftungsbeschränkte Unternehmen erzielen im Durchschnitt höhere Beschäftigungszuwächse als Personengesellschaften. In den alten Bundesländern, nicht jedoch in den neuen Bundesländern, heben sich die Unternehmen aus technologieintensiven Wirtschaftszweigen, an denen mindestens ein anderes Unternehmen beteiligt ist, positiv von den übrigen innovativen Unternehmen ab. Die Siedlungsstruktur, als unternehmensexterne Determinante approximiert mit der Einwohnerdichte, steht in der verwendeten Spezifikation in keinem statistisch gesicherten Zusammenhang mit dem Beschäftigungswachstum.

Für den Aufholprozeß der neuen Bundesländer ist ein wettbewerbsfähiges Verarbeitendes Gewerbe mit eigener Forschungs- und Entwicklungskompetenz unerläßlich. Die empirischen Ergebnisse sprechen für ähnliche, jedoch unterschiedlich starke Wirkungszusammenhänge zwischen wichtigen unternehmensspezifischen Faktoren und dem Beschäftigungswachstum in beiden Regionen. Die höhere durchschnittliche Markteintrittsgröße junger Unternehmen in den neuen Bundesländern scheint indes von besonderer Relevanz, das vergleichsweise geringere Wachstum der Unternehmen in den neuen Bundesländern zu begründen.

Ziel zukünftiger Untersuchungen sollte es sein, die langfristigen direkten und indirekten Beschäftigungseffekte junger Unternehmen zu analysieren, was derzeit noch an der Nichtverfügbarkeit von geeigneten Daten scheitert.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Anhang

Tabelle 4

Indikatoren für den wirtschaftlichen Aufholprozeß in den neuen Bundesländern (alte Bundesländer = 100)

Indikatoren	1991	1993	1995	1997
Arbeitsproduktivität[1)]	31,0	53,1	57,3	60,4
Lohnstückkosten[2)]	150,6	128,0	126,5	123,2
Ausrüstungsinvestitionen[3)]	63,6	99,5	110,2	102,1
Bruttoinlandsprodukt[3)]	31,3	47,7	55,0	56,9
Bruttoeinkommen[4)]	46,7	67,9	72,5	74,4

1) Bruttoinlandsprodukt zu jeweiligen Preisen je Erwerbstätigen.
2) Im Inland entstandene Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit je abhängig Beschäftigten, bezogen auf das nominale Bruttoinlandsprodukt je Erwerbstätigen.
3) Zu jeweiligen Preisen je Einwohner.
4) Aus unselbständiger Arbeit je Beschäftigten.

Quelle: DIW (1998), S. 782.

Tabelle 5

Dummy-Variablen zur Kontrolle zeitspezifischer Effekte

Gründungskohorte	alte Bundesländer	neue Bundesländer
1992	0,037 (1,213)	Referenz
1993	0,0369 (1,247)	-0,003 (-0,385)
1994	0,048 (1,630)	0,020* (2,257)
1995	0,065* (2,275)	0,067** (6,216)
1996	0,065** (2,588)	0,096** (7,752)

** signifikant zum 1 %-Niveau
* signifikant zum 5 %-Niveau

Quelle: ZEW-Gründungspanels, eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 6

Ergebnis der Selektionsschätzung (Probit Modell)

Endogene Variable: Wachstumsrate kann berechnet werden (0 / 1)	alte Bundesländer		neue Bundesländer	
	techno-logieint.	nicht-techno-logieint.	techno-logieint.	nicht-techno-logieint.
	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)	Koeffizient (t-Wert)
ln(*Größe*)	0,173* (2,253)	0,422** (9,173)	0,381** (4,267)	0,539** (10,633)
ln(*Größe*)2	0,002 (0,114)	– 0,041** (– 3,569)	– 0,060* (-2,344)	– 0,087** (-6,657)
ln(*Alter*)	2,654** (17,548)	2,455** (21,317)	1,528** (10,695)	1,692** (18,859)
ln(*Alter*)2	– 0,773** (– 9,837)	– 0,678** (– 12,878)	– 0,477** (– 6,101)	– 0,584** (– 14,004)
ln(*Größe*)* ln(*Alter*)	0,061 (1,488)	– 0,046 (– 1,791)	0,062 (1,409)	0,017 (0,683)
Kapitalgesellschaft	0,191** (4,065)	0,134** (4,967)	0,394** (6,042)	0,353** (9,732)
Diversifikation	0,118** (2,522)	0,161** (5,502)	0,273** (4,217)	0,228** (6,744)
Beteiligung	0,006 (0,212)			
Einwohner pro 1000 / km^2	– 0,003 (– 0,058)			
(Einwohner pro 1000 / km^2)2	– 0,003 (– 0,181)			
Konstante	– 1,520** (– 17,921)			
Beobachtungen (*N*)	31.157			
– davon mit Wachstumsrate N_1	21.347			
LR-Tests: χ^2 (*df*)				
Bundesländer (13)	2.843,86**			
Wirtschaftszweige (15)	531,93**			
Vereine Creditreform (131)	3.548,27**			

** signifikant zum 1 %-Niveau
* signifikant zum 5 %-Niveau

Die Dummies für die Vereine Creditreform kontrollieren für das variierende Rechercheverhalten zwischen den VC's und können aus der Identifikationsnnummer des beobachteten Unternehmens generiert werden.

Quelle: ZEW-Gründungspanels, BfLR, eigene Berechnungen.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Literatur

Aldrich, H., U. Staber und C. *Zimmer* (1990), Minimalism and Organizational Mortality: Patterns of Disbanding Among U.S. Trade Associations, 1900 – 1983, in: Singh, J. V. (Hrsg.), Organizational Evolution, Newbury Park, 21 – 52.

Almus, M. und E. A. *Nerlinger* (1999), Growth of New Technology-Based Firms: Which Factors Matter?, Small Business Economics 13, 141 – 54.

Almus, M., E. A. *Nerlinger* und F. *Steil* (1999), Growth Determinants of Start-Ups in Eastern Germany, A Comparison between Innovative and Non-Innovative Firms, in: Oakey, R., W. During und S-M. Mukthar (Hrsg.), New Technology-Based Firms in the 1990s, 6, Pergamon, Oxford, 283 – 96.

Baumhoff, H. (1994), Schädliche Vorliebe für die Rechtsform der GmbH, Handelsblatt, September 14, 178.

Berndts, P. und D.-M. *Harmsen* (1985), Technologieorientierte Unternehmensgründungen in Zusammenarbeit mit staatlichen Forschungseinrichtungen, Köln.

BMWi (Bundesministerium für Wirtschaft, 1995), Effizienzanalyse öffentlicher Wirtschaftsförderung anhand einer Repräsentativbefragung von kleinen und mittleren Unternehmen in den neuen Bundesländern – Bedeutung, Einfluß und Wirkung der ERP-Förderung, BMWi-Dokumentation 368, Bonn.

Boeri, T. (1989), Does Firm Size Matter?, Gior. degli Econ. e Annali di Econ 48, 477 – 95.

Breheny, M. J. und R. *McQuaid* (1988), Introduction, in: Breheny, M. J. und R. McQuaid (eds.), The Development of high Technology Industries: An International Survey, New York, 1 – 9.

Brouwer, E. und A. H. *Kleinknecht* (1996), Determinants of innovation: a micro econometric analysis of three alternative innovation output indicators, in A. H. Kleinknecht (ed.): Determinants of innovation, the message from new indicators, London, 99 – 124.

Brüderl, J., P. *Preisendörfer* und A. *Baumann* (1991), Determinanten der Überlebenschancen neugegründeter Kleinbetriebe, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 24, 91 – 100.

Brüderl, J., P. Preisendörfer und R. Ziegler (1992), Survival Chances of Newly Founded Business Organizations, American Sociological Review 57, 1 – 15.

Butchart, R. L. (1987), A new UK definition of the High technology industries, Economic Trends 400, 82 – 88.

Carpenter, R. E. und B. C. *Petersen* (1998), Is the Growth of Small Firms Constrained by Internal Finance?, Paper presented at the 1998 EARIE meetings in Copenhagen.

Caves (1998), Industrial Organization and New Findings on the Turnover and Mobility of Firms, Journal of Economic Literature 36, 1947 – 1982.

DIW (Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung, 1998), Die Lage der Weltwirtschaft und der deutschen Wirtschaft im Herbst 1998, DIW-Wochenbericht 43 / 98, Berlin.

Eckerle, T. et al. (1999), Beteiligungskapital und technologieorientierte Unternehmensgründungen, Gutachten im Auftrag des BMWi, Mannheim, Karlsruhe.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Evans, D. S. (1987a), Test of Alternative Theories of Firm Growth, Journal of Political Economy 95, 657 – 674.

Evans, D. S. (1987b), The Relationship between Firm Growth, Size, and Age: Estimates for 100 Manufacturing Industries, Journal of Industrial Economics 35, 567 – 583.

Felder, J., A. *Fier* und E. A. *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, 7, Baden-Baden, 73 – 110.

Fritsch, M. (1990), Arbeitsplatzentwicklung in Industriebetrieben, Berlin.

Gehrke, B. und H. *Grupp* (1994), Innovationspotential und Hochtechnologie, Technologische Position Deutschlands im internationalen Wettbewerb, Schriftenreihe des Fraunhofer-Instituts für Systemtechnik und Innovationsforschung (ISI), Hannover.

Gehrke, B., H. *Legler,* V. *Machate-Weiß,* U. *Schasse,* M. *Steincke* und F. *Wagner* (1997), Beitrag zur „Berichterstattung zur technologischen Leistungsfähigkeit" im Auftrag des Bundesministeriums für Bildung, Wissenschaft, Forschung und Technologie, Materialband, Hannover.

Geroski, P. (1995), What Do We Know about Entry?, International Journal of Industrial Organization 13, 421 – 440.

Gronau, R. (1974), Wage comaprisons: A selectivity bias, Journal of Political Economy 82, 1119 – 1155.

Hall, B. H. (1987), The Relationship between Firm Size and Firm Growth in the US Manufacturing Sector, Journal of Industrial Economics 35, 583 – 606.

Härdle, W. (1991), Smoothing Techniques with Implementation in S, Berlin.

Harhoff, D. und 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, 17 – 50.

Harhoff, D., K. *Stahl* und M. *Woywode* (1998), Legal Form, Growth and Exit of Western German Firms – Empirical Results for Manufacturing, Construction, Trade and Service Industries, Journal of Industrial Economics 46, 453 – 488.

Harhoff, D. und 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 7, Baden-Baden, 11 – 28.

Heckman, J. J. (1974), Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply, Econometrica 44, 679 – 693.

Henderson, J. V. (1988), Urban Development: Theory, Fact, and Illusion, Oxford.

IAB (Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit, 1988), Arbeitsmarktstatistische Zahlen in Zeitreihenform, Jahreszahlen für die Bundesrepublik, BeitrAB 3.1.

IW (Institut der Deutschen Wirtschaft, 1993), Zahlen zur wirtschaftlichen Entwicklung der Bundesrepublik Deutschland, Köln.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Jovanovic, B. (1982), Selection and the Evolution of Industry, Econometrica 50, 649–670.

Kulicke, M. et al. (1993), Chancen und Risiken junger Technologieunternehmen: Ergebnisse des Modellversuchs „Förderung technologieorientierter Unternehmensgründungen", Heidelberg.

Licht, G. und E. A. *Nerlinger* (1998), New Technology-based Firms in Germany: A Survey of the Recent Evidence, Research Policy 26, 1005–1022.

Nerlinger, E. A. (1998), Standorte und Entwicklung junger innovativer Unternehmen: Empirische Ergebnisse für West-Deutschland, ZEW Wirtschaftsanalysen 27, Baden-Baden.

North, D. und D. *Smallbone* (1993), Employment Generation and Small Business Growth in Different Geographical Environment, Beitrag zur „National Small Firms Policy and Research Conference", 17.-19. November, Nottingham.

Ronning, G. (1991), Mikroökonometrie, Heidelberg.

Schmalensee, R. (1989), Inter-Industry Studies of Structure and Performance, in: Schmalensee, R. und R. Willig (Hrsg.), Handbook of Industrial Organization 2, Amsterdam, 951–1009.

Silverman, B.W. (1986), Density Estimation for Statistics and Data Analysis, London.

Spielkamp, A. et al. (1998), Industrielle Forschung und Entwicklung in Ostdeutschland, ZEW Wirtschaftsanalysen 29, Baden-Baden.

Stahl, K. (1991), Das Mannheimer Unternehmenspanel: Konzept und Entwicklung, Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung 28, 735–738.

– (1995), Entwicklung und Stand der regionalökonomischen Forschung, in: Gahlen, B., H. Hesse und H. J. Ramser (Hrsg.), Standorte und Region: Neue Ansätze der Regionalökonomik, Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren 24, Tübingen, 3–40.

Statistisches Bundesamt (1998), Gewerbeanzeigen in den Ländern 1997.

Steil, F. (1999), Determinanten regionaler Unterschiede in der Gründungsdynamik: Eine empirische Untersuchung für die neuen Bundesländer, ZEW Wirtschaftsanalysen 34, Baden-Baden.

Steil, F. und E. Wolf (1999), Determinanten der Beschäftigungsdynamik ostdeutscher Unternehmen – Eine mikroökonometrische Analyse für das ostdeutsche verarbeitende Gewerbe, Zeitschrift für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften 119, 265–91.

Steiner V. et al. (1998), Strukturanalyse der Arbeitsmarktentwicklung in den neuen Bundesländern, ZEW Wirtschaftsanalysen 30, Baden-Baden.

Sternberg, R. (1988), Technologie- und Gründerzentren als Instrument kommunaler Wirtschaftsförderung: Bewertung auf der Grundlage von Erhebungen in 31 Zentren und 177 Unternehmen, Dortmunder Vertrieb für Bau- und Planungsliteratur, Dortmund.

Stiglitz, J. und A. *Weiss* (1981), Credit Rationing in Markets with Imperfect Information, American Economic Review 71, 393–410.

Storey, D. J. (1994), Understanding the Small Business Sector, London.

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Storey, D. J. und B. *Tether* (1996), Review of the Empirical Knowledge and an Assessment of Statistical Data on the Economic Importance of New Technology-Based Firms in Europe, Warwick Research Institute, Coventry.

Sutton, J. (1997), Gibrat's Legacy, Journal of Economic Literature 35, 40 – 59.

Tetsch, F., U. Benterbusch und P. Letixerant (1996), Die Bund-Länder-Gemeinschaftsaufgabe „Verbesserung der regionalen Wirtschaftsstruktur", Köln.

Variyam, J. N. und D. S. *Kraybill* (1992), Empirical Evidence on Determinants of Firm Growth, Economics Letters 38, 31 – 36.

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 – 31.

Wagner, J. (1994), The Post-Entry Performance of New Firms in German Manufacturing Industries, Journal of Industrial Economics 42, 141 – 154.

Woywode, M. (1997), Determinanten der Überlebenswahrscheinlichkeit von Unternehmen: Eine empirische Überprüfung organisationstheoretischer und industrieökonomischer Erklärungsansätze, ZEW Wirtschaftsanalysen 25, Baden-Baden.

Yatchew, A. (1998), Nonparametric Regression Techniques in Economics, Journal of Economic Literature 36, 669 – 721.

Zusammenfassung

Diese Studie befaßt sich mit den Wachstumsdeterminanten junger Unternehmen in technologieintensiven und nicht-technologieintensiven Wirtschaftszweigen des Verarbeitenden Gewerbes der neuen und alten Bundesländer. Ausgehend von theoretischen Ansätzen zur Erklärung des Beschäftigungswachstums können Hypothesen zur Wirkungsrichtung einzelner Determinanten abgeleitet werden. Die empirischen Ergebnisse belegen starke Korrelationen zwischen der jährlichen Wachstumsrate und den unternehmensspezifischen bzw. -externen Faktoren, die unterschiedlich hoch in den neuen verglichen mit den alten Bundesländern ausfallen. Die Unternehmen in den alten Bundesländern erzielen dabei höhere Wachstumsraten als die Unternehmen in den neuen Bundesländern. Darüberhinaus weisen die Unternehmen aus den technologieintensiven Wirtschaftszweigen in beiden Teilen Deutschlands signifikant höhere Beschäftigungswachstumsraten auf.

Abstract

The paper deals with growth determinants of start-ups in technology-intensive and non technology-intensive manufacturing sectors in Eastern and Western Germany. Based on theoretical approaches explaining the growth of firms, hypotheses on potential determinants are derived. The empirical results indicate strong correlations between average annual employment growth rates on the one side and firm-specific as well as external factors on the other side, influencing growth of start-ups in Eastern and Western Germany in different strength. Higher emloyment growth rates can be observed for firms in Western Germany compared with their Eastern German

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

counterparts. Comparing the average growth rates, start-ups in technology-intensive sectors achieve significantly higher employment growth rates than firms operating in the non technology-intensive manufacturing in both regions.

JEL-Klassifikation: D92, J23, L11

DOI https://doi.org/10.3790/schm.119.4.561 | Generated on 2025-07-21 06:13:43
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/