# Zum Zusammenhang zwischen Größe und Wachstum bei Gründungen – Empirische Ergebnisse für West-Deutschland[†]

von

Matthias Almus & Eric A. Nerlinger

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim

**Abstract:** Die vorliegende Untersuchung geht der Frage nach, ob "Gibrat's law" für zwischen 1990 und 1996 gegründete Unternehmen des westdeutschen Verarbeitenden Gewerbes gültig ist oder nicht. Dabei wird unterstellt, daß die Unternehmensgröße keinen Einfluß auf das Wachstum der Unternehmen hat. Vielmehr werde die Wachstumsrate von einer Reihe von Zufallseinflüssen determiniert. Für die im Rahmen der Untersuchung durchgeführten ökonometrischen Analysen werden die Unternehmen in technologieorientierte und nicht-technologieorientierte Unternehmensgründungen des Verarbeitenden Gewerbes eingeteilt. Zur Überprüfung von "Gibrat's law" wird auf eine in Chesher (1979) vorgestellte Methode zurückgegriffen, mit der zum einen der Einfluß der Unternehmensgröße auf das Wachstumspotential untersucht wird. Zum anderen erfolgt ein Test darauf, ob der Wachstumsprozeß der Unternehmen beständig ist. Diese sogenannte "persistence of growth" bedeutet, daß die Wachstumsrate in einer Periode einen Einfluß auf die Wachstumsrate in der Folgeperiode hat. Mit Daten des ZEW-Gründungspanels (West) wird "Gibrat's law" sowohl für die Gruppe der technologieorientierten als auch der nicht-technologieorientierten Unternehmensgründungen im Verarbeitenden Gewerbe für den gesamten Untersuchungszeitraum verworfen. Dieses Ergebnis deckt sich mit zahlreichen empirischen Studien der letzten Jahre, wonach kleine Unternehmen größere Wachstumspotentiale als große aufweisen.

**Keywords:** Technologieorientierte Unternehmensgründungen, Beschäftigungswachstum, Gibrat's law
**JEL Classification:** L11, L60.

Adresse: ZEW, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung,
Forschungsbereich Industrieökonomik und Internationale Unternehmensführung
Postfach 10 34 43, D–68034 Mannheim
Telefon: +49/621–1235-185
Fax: +49/621–1235-170
e–mail: almus@zew.de

[†]Die Arbeit wurde im Rahmen der DFG-Schwerpunktprogramme "Technologischer Wandel und Regionalentwicklung in Europa in Europa" sowie "Interdisziplinäre Gründungsforschung" finanziell unterstützt. Für kritische Kommentare bedanken wir uns insbesondere bei Joseph Brüderl, Georg Licht, Susanne Prantl, Stefan Profit und Viktor Steiner sowie Teilnehmern des ZEW Brown Bag Seminars. Verbleibende Unzulänglichkeiten gehen selbstverständlich zu unseren Lasten.

# 1 Einleitung

Wachsen kleine Unternehmen schneller als große hinsichtlich ihrer Beschäftigtenzahl? Wenn kleine Unternehmen im Durchschnitt höhere Wachstumsraten realisieren als große, so könnte sich z.B. eine spezielle Förderung dieser Unternehmen in Form von Subventionen, Bereitstellung von zusätzlichem Risikokapital, Beratungsleistungen zu geringen oder keinen Kosten (vgl. Wagner 1992) positiv auf den derzeit angespannten Arbeitsmarkt auswirken. Besonderes Augenmerk sollte dabei auf die Gruppe technologieorientierter Unternehmensgründungen (TOU) gelegt werden. In zahlreichen empirischen Analysen konnte gezeigt werden, daß TOU im Vergleich zu sonstigen Unternehmensgründungen des Verarbeitenden Gewerbes überdurchschnittliche Wachstumsraten verzeichnen (vgl. Oakey 1993, Licht und Nerlinger 1998, Storey und Tether 1998). In Deutschland spiegelt sich das Interesse an kleinen und mittleren Unternehmen im allgemeinen und TOU im speziellen in der Entwicklung der öffentlichen Fördermittel wider. Zwischen 1991 und 1993 stiegen die Mittel des Bundes für die indirekte Förderung von TOU von rd. 46 Mio. DM auf 82 Mio. DM (vgl. BMBF 1996). Eine weitere Förderungsmöglichkeit erschloß sich dieser Gruppe von Unternehmen im Rahmen der Beteiligungskapitalförderprogramme des Bundesministeriums für Bildung, Wissenschaft, Forschung und Technologie (BMBF). Die im Zuge dieser Programme zur Verfügung gestellten Mittel erhöhten sich zwischen 1989 und 1997 von 10 Mio. DM auf 458 Mio. DM.

Der neue Aspekt dieser Untersuchung besteht in der Fokussierung auf junge Unternehmen, die nicht älter als fünf Jahre sind. Des weiteren wird eine Differenzierung zwischen TOU und nicht-technologieorientierten Unternehmensgründungen[1] vorgenommen. Somit können Aussagen zu Unterschieden im Wachstumsverhalten dieser beiden Unternehmensgruppen gemacht werden. Ob die angesprochenen unterschiedlichen Wachstumspotentiale zum Teil mit "Gibrat's law" zu erklären sind, soll im Rahmen dieser Arbeit beleuchtet werden.

Den Ausgangspunkt dieser empirischen Arbeit stellt "Gibrat's law of proportionate

[1] Diese werden in Zukunft auch als "normale" Unternehmensgründungen bezeichnet.

growth"[2] dar (vgl. Gibrat 1931). Im Rahmen dieses Gesetzes wird davon ausgegangen, daß die Unternehmensgröße, gemessen mit der Beschäftigtenzahl[3] in dieser Studie, keinen Einfluß auf das Unternehmenswachstum ausübt, d.h. dieses einem stochastischen Prozeß folgt. Ob "Gibrat's law" für den vorliegenden Datensatz gilt, wird mit einer ökonometrischen Methode getestet, die von Chesher (1979) vorgestellt und unter anderem von Wagner (1992) sowie Weiss (1998) angewendet wurde. Der zugrunde liegende Datensatz umfaßt Angaben zu rd. 40.000 westdeutschen Unternehmen, die zwischen 1989 und 1996 in Westdeutschland (exkl. West-Berlin) gegründet wurden und im Verarbeitenden Gewerbe tätig sind.

Der weitere Aufbau dieser Arbeit gestaltet sich wie folgt. Nach Vorstellung der aktuellen Literatur zu "Gibrat's law" werden in Abschnitt 3 der Wachstumsprozeß der Unternehmen modelliert und ein empirisches Modell abgeleitet. Abschnitt 4 stellt den Datensatz vor und es werden die im Rahmen der Untersuchung zugrundeliegenden Definitionen diskutiert. Die Präsentation der ökonometrischen Ergebnisse erfolgt in Abschnitt 5. Im letzten Abschnitt werden die wesentlichen Ergebnisse und Implikationen zusammengefaßt und auf weiteren Forschungsbedarf verwiesen.

## 2 Das Gesetz und seine empirische Relevanz

Das Wachstum von Unternehmen nimmt mit ihrer Größe ab (vgl. Schmalensee 1989, Scherer und Ross 1990). Dies ist das Ergebnis einer Vielzahl empirischer Arbeiten und stellt heute einen "stylized fact" dar (vgl. Acs und Audretsch 1990). Den empirischen Fakt der negativen Abhängigkeit von Größe und Wachstum kann Cabral (1995) mit seinem theoretischen Modell für das Wachstum junger Unternehmen erklären, wenn die Wahl der optimalen Kapazität und Technologie mit "sunk costs" verbunden ist. Maßgeblich für das höhere Wachstumspotential kleiner Unternehmen ist die geringere Überlebenswahrscheinlichkeit dieser Gruppe von Unternehmen. Folglich investieren diese in den ersten Perioden ihres Bestehens weniger

[2] Dabei handelt es sich nicht um ein Gesetz im naturwissenschaftlichen Sinn. Vielmehr beschreibt das "Gesetz" einen theoretisch hergeleiteten Zusammenhang, der bei Zutreffen verschiedener Annahmen gilt (vgl. Chesher 1979, Sutton 1997).

[3] Alternativ lassen sich auch andere Maße benutzen, wie z.B. der Umsatz (vgl. Harhoff, Stahl und Woywode 1998).

als langfristig optimal wäre. In späteren Perioden steigt für die bis dato überlebenden Unternehmen die Wahrscheinlichkeit, daß sie sich auch in Zukunft am Markt behaupten. Die Unternehmen passen ihre Investitionen an das langfristig optimale Niveau an, was überdurchschnittliche Wachstumsraten zur Folge hat.

Die negative Korrelation von Wachstum und Größe steht jedoch im Widerspruch zu "Gibrat's law", wonach das Wachstum der Unternehmen einem stochastischen Prozeß folgt und die Unternehmensgröße und Wachstumsrate unabhängig voneinander sind. Seit den frühen sechziger Jahren wurden eine Vielzahl empirischer Studien zur Überprüfung von "Gibrat's law" durchgeführt (für eine Zusammenfassung vgl. Wagner 1992). Diese Studien haben einen unterschiedlichen Focus hinsichtlich der Untersuchungsregion, dem Zeitraum, der betrachteten Wirtschaftszweige sowie der Größe der untersuchten Unternehmen. Für kleine Unternehmen wird "Gibrat's law" in den meisten Fällen verworfen. Eine Differenzierung der Unternehmen hinsichtlich ihrer Größe läßt erkennen, daß die Abweichungen vom Gesetz mit zunehmender Größenklasse abnehmen (vgl. Evans 1987, Hall 1987). In einigen Studien, die das Wachstum großer Unternehmen untersuchen, kann das Gesetz nicht verworfen werden (vgl. hierzu die Ausführungen in Hall 1987).

Neuere Studien verwerfen das Gesetz in den meisten Fällen (vgl. Wagner 1992, Reid 1995, Harhoff et al. 1998, Weiss 1998). Wagner (1992) testet das Gesetz für Unternehmen des niedersächsischen Verarbeitenden Gewerbes im Zeitraum von 1978 bis 1989. Die Ergebnisse zeigen, daß "Gibrat's law" nicht in allen untersuchten Spezifikationen verworfen werden kann. Gegen die Gültigkeit von "Gibrat's law" spricht zumeist, daß die Fehlerterme in der Wachstumsgleichung einem autoregressiven Prozeß erster Ordnung folgen, d.h. sie sind seriell korreliert mit positivem Vorzeichen. Dies wiederum impliziert, daß der Wachstumsprozeß der Unternehmen einer gewissen "persistence of chance" unterliegt, d.h. Unternehmen, die in einer Periode überdurchschnittliches Wachstum realisieren, wachsen mit hoher Wahrscheinlichkeit auch in der Folgeperiode stark. Für schottische Mikro-Unternehmen (jünger als drei Jahre und weniger als 10 Beschäftigte) zeigt Reid (1995), daß das Wachstum dieser Unternehmen über den Zeitraum von 1985 bis 1988 negativ mit der Größe und dem Alter korreliert ist, so daß "Gibrat's law" für die untersuchten Unternehmen verworfen wird. Gleiches gilt für die Studie von Harhoff et al. (1998). Sie kommen in ihrer Untersuchung auf Basis des Mannheimer Unternehmenspanels (MUP) für ca. 11.000 westdeutsche Unternehmen aus dem Verarbeitenden Gewerbe, Bau, Handel und Dienstleistungsgewerbe zu dem Schluß, daß zwischen Wachstum und Größe ein negativer Zusammenhang besteht. Eine Überprüfung des Gesetzes von Weiss (1998) für landwirtschaftliche Unternehmen in Oberösterreich im Zeitraum 1980 bis 1990 läßt erkennen, daß die Wachstumsraten nicht unabhängig von der ursprünglichen Größe der betrachteten landwirtschaftlichen Unternehmen sind.

# 3 Ableitung des Modells

Die Verteilung der Unternehmensgröße kann mit einer log-Normalverteilung oder anderen rechtsschiefen Verteilungen, wie z.B. der Pareto-Verteilung, approximiert werden (vgl. Chesher 1979, Wagner 1992, Sutton 1997, Weiss 1998). Diese in einer Reihe von empirischen Studien herausgearbeitete Regelmäßigkeit stellt nach Schmalensee (1989) und Wagner (1992) einen "stylized fact" dar. Chesher (1979) und Sutton (1997) zeigen, daß die gegenwärtige Größe eines Unternehmens in das Produkt einer vergangenen proportionalen Wachstumsrate und der Ursprungsgröße des Unternehmens zerlegt werden kann, was bei der Erfüllung hinreichend strenger Bedingungen, wie z.B. der Gültigkeit von "Gibrat's law of proportionate growth", zu einer approximativen log-Normalverteilung der Unternehmensgröße führt.

Bei Gültigkeit der abgeleiteten Annahmen läßt sich "Gibrat's law" als Ausgangspunkt und Nullhypothese in den empirischen Analysen benutzen. Der Wachstumsprozeß der Unternehmen in zwei aufeinanderfolgenden Zeitperioden $(t-1, t)$ kann dann als

$$z_{t,i} = \beta z_{t-1,i} + \epsilon_{t,i} \tag{1}$$

beschrieben werden (vgl. Chesher 1979). In Gleichung (1) mißt $z_{t,i}$ die Abweichung zwischen logarithmierter Beschäftigtenzahl des Unternehmens $i$ zum Zeitpunkt $t$ und der durchschnittlichen logarithmierten Beschäftigungszahl aller Unternehmen zum Zeitpunkt $t$ ($z_{t-1,i}$ ist analog definiert), $\beta$ stellt den zu schätzenden Parameter und $\epsilon_{t,i}$ einen normalverteilten Störterm dar. Ergibt sich bei der Schätzung von

Gleichung (1) ein Wert für $\hat{\beta}$ von 1, so gilt "Gibrat's law", d.h. das Wachstum der Unternehmen wird nicht durch die Unternehmensgröße determiniert. Ist $\hat{\beta}$ hingegen kleiner (größer) als 1, so haben kleine (große) Unternehmen höhere Wachstumspotentiale, es besteht also ein Zusammenhang zwischen Unternehmenswachstum und Größe der Unternehmen. $\beta$ kann jedoch nur dann konsistent geschätzt werden, wenn die Fehlerterme $\epsilon_{t,i}$ unabhängig über die Zeit verteilt sind (vgl. Chesher 1979), was in früheren Studien nicht getestet wurde. Um für eine mögliche serielle Korrelation der Fehlerterme zu kontrollieren, d.h. wenn die Annahme

$$E[\epsilon\,\epsilon'] = \sigma_\epsilon^2 I$$

verletzt ist, wird der in Gleichung (1) abgebildete Wachstumspfad als autoregressiver Prozeß erster Ordnung in den Fehlertermen modelliert

$$\epsilon_{t,i} = \rho\epsilon_{t-1,i} + u_{t,i} \; . \tag{2}$$

Dabei stellen $\rho$ den Korrelationskoeffizienten und $u_{t,i}$ einen Fehlerterm dar, der die klassischen Anforderungen im linearen Regressionsmodell erfüllt. Umstellen von (2) und Einsetzen in (1) ergibt

$$z_{t,i} = \gamma_1 z_{t-1,i} + \gamma_2 z_{t-2,i} + u_{t,i} \; , \tag{3}$$

mit der die Gültigkeit von "Gibrat's law" überprüft wird. Gleichung (3) wird in der vorliegenden Form mit der OLS-Methode geschätzt, wobei die Parameter als

$$\gamma_1 = \beta + \rho \tag{4}$$

$$\gamma_2 = -\beta\rho \tag{5}$$

definiert sind. Die aus (4) und (5) resultierende quadratische Gleichung

$$y^2 - \gamma_1 y - \gamma_2 = 0$$

hat, nach Einsetzen der geschätzten Parameter, die Lösungen

$$(\hat{y_1}, \hat{y_2}) = (\hat{\beta}, \hat{\rho}) = \frac{1}{2}\{\hat{\gamma_1} \pm (\hat{\gamma_1}^2 + 4\hat{\gamma_2})^{\frac{1}{2}}\} \; .$$

Dabei ist $y$ eine Variable, die als Platzhalter für $\hat{\beta}$ und $\hat{\rho}$ steht. Allein aus den Informationen der Daten ist nach Chesher (1979) eine Identifikation von $\hat{\beta}$ und $\hat{\rho}$ nicht möglich. Bei Berücksichtigung der "stochastischen" Theorie der Firma (vgl. Chesher 1979) ist $\hat{\beta}$, auch bei Nichtgültigkeit von "Gibrat's law", der größere der beiden geschätzten Werte, der ungefähr bei 1 liegt.

Mit den geschätzten Parametern kann in dem zur Verfügung stehenden Unternehmensdatensatz die Gültigkeit von "Gibrat's law" getestet werden. Das Gesetz gilt, wenn

- $\hat{\beta} = 1$, d.h. das Wachstum der Unternehmen unabhängig von der Größe ist, und wenn
- $\hat{\rho} = 0$, d.h. die Fehlerterme keinem autoregressiven Prozeß erster Ordnung folgen.

Somit wird die Nullhypothese

$$\begin{aligned} H_0 : (\hat{\gamma}_1 \; \hat{\gamma}_2) &= (1 \; 0) \quad \text{vs.} \\ H_1 : (\hat{\gamma}_1 \; \hat{\gamma}_2) &\neq (1 \; 0) \end{aligned} \tag{6}$$

getestet. Der zugrundeliegende Wert der Teststatistik ist $F(2, N-2)$-verteilt mit $N$ als Anzahl der Beobachtungen.

# 4 Daten und Definitionen

Der Datensatz, auf dem die empirischen Analysen in dieser Studie basieren, wird aus dem ZEW-Gründungspanel (West) gewonnen (vgl. Stahl 1991, Harhoff und Steil 1997). Das Panel umfaßt derzeit 13 Wellen und Informationen zu ca. 550.000 Unternehmensgründungen in den alten Bundesländern (exkl. West-Berlin). Aufgrund der Schwerpunktsetzung auf originäre selbständige Unternehmen, die zwischen 1989 und 1996 im Verarbeitenden Gewerbe gegründet wurden, reduziert sich die Datenbasis auf 39.355 Beobachtungen.[4]

Das ZEW-Gründungspanel (West) ist kein Unternehmenspanel im herkömmlichen Sinn, da nicht in jeder Welle Beschäftigungsangaben für alle Unternehmen erhoben

[4] Vgl. zur Abgrenzung originärer selbständiger Unternehmensgründungen Nerlinger (1998).

werden (vgl. Stahl 1991, Harhoff und Steil 1997). Bei der Erfassung der Beschäftigungsangaben wird deshalb wie folgt vorgegangen. In jeder Welle, in der zu den untersuchten Unternehmen Beschäftigungsangaben vorliegen, werden diese Angaben auf das Datum gesetzt, an dem die entsprechenden Informationen bei den Unternehmen recherchiert wurden. Diese Abgrenzung stimmt nicht in allen Fällen mit dem Erfassungszeitpunkt der Mitarbeiterzahl im Unternehmen überein. Da für diese Studie Beschäftigtenangaben auf Jahresbasis benötigt werden, erscheint der Fehler, der sich aus dieser Abgrenzung ergibt, als vernachlässigbar. In den Jahren 1990 bis 1996 liegen nach Anwendung dieser Datumszuweisung insgesamt zu folgender Anzahl von Unternehmen gültige Beschäftigungsangaben vor: 1990: 5.647, 1991: 6.372, 1992: 9.149, 1993: 10.346, 1994: 12.098, 1995: 14.623 sowie 1996: 15.262.

Ein weiteres Problem besteht darin, daß Unternehmen nicht über den gesamten Untersuchungszeitraum beobachtet werden können. Maßgebliche Gründe hierfür sind Marktaustritte durch Konkursliquidationen, freiwillige Geschäftsaufgaben, Fusionen etc. Dies kann zu einer Verzerrung der Schätzergebnisse führen und wird in der Literatur als sogenannter "survivor bias" bezeichnet (vgl. Evans 1987, Hall 1987, Wagner 1992). Um diesen negativen Einfluß zu minimieren, werden die empirischen Analysen jeweils über den Zeitraum von drei Jahren durchgeführt, d.h. 1990-1992, 1991-1993, ..., 1994-1996, wobei nur solche Unternehmen einbezogen werden, die die 3-Jahres-Intervalle überleben.[5] Gravierender gestaltet sich das Problem, das sich aus der selektiven Erfassung der Unternehmensdaten seitens CREDITREFORM ergibt (vgl. Harhoff und Stahl 1995, Nerlinger 1998). Wie weiter oben beschrieben, liegen nicht für jedes Jahr zu jedem Unternehmen Beschäftigungsangaben vor, wobei die sich daraus ergebenen Verzerrungen nicht abschätzbar sind. In den Wachstumsanalysen von Almus und Nerlinger (1998) auf Basis des hier zugrundeliegenden Datensatzes zeigt sich jedoch, daß die beiden genannten Quellen von potentiellen Selektionsverzerrungen (Marktaustritt im Untersuchungszeitraum, selektive Erfassung seitens CREDITREFORM) keinen signifikanten Einfluß auf die Ergebnisse der dort durchgeführten Wachstumsanalysen haben.

[5] Für den Zeitraum 1989-1991 können die Schätzungen aufgrund geringer Fallzahlen nicht durchgeführt werden.

Eine einheitliche Definition für TOU existiert nicht. Allen vorhandenen Definitionen ist jedoch gemein, daß es sich um neugegründete Unternehmen handelt, deren Produkte bzw. Dienstleistungen auf neuen technologischen Ideen und Forschungsergebnissen basieren. Die Abgrenzung von TOU erfordert detaillierte Angaben auf individueller Unternehmensebene. In den in Deutschland zur Verfügung stehenden Datenquellen ist eine Differenzierung nach dem Technologiegrad aufgrund bestehender Informationen nur über die Zugehörigkeit zu bestimmten Wirtschaftszweigen möglich. Die hier gewählte Definition technologieintensiver Wirtschaftszweige des Verarbeitenden Gewerbes folgt der sogenannten NIW/ISI-Liste (vgl. Gehrke und Grupp 1994, Nerlinger 1998), in der Wirtschaftszweige in Abhängigkeit ihrer durchschnittlichen FuE-Intensität abgegrenzt werden. Als technologieintensiv werden Wirtschaftszweige mit einer durchschnittlichen FuE-Intensität von mehr als 3,5 Prozent eingestuft. Die verbleibenden Unternehmen operieren in Wirtschaftszweigen des nicht-technologieintensiven Verarbeitenden Gewerbes.

# 5 Ergebnisse

## 5.1 Verteilung der Unternehmensgröße

Mit Hilfe nicht-parametrischer Kerndichteschätzungen (vgl. Silverman 1986, Härdle 1991, Yatchew 1998) wird zunächst analysiert, ob die als "stylized fact" (vgl. Schmalensee 1989) bezeichnete approximativ log-normale Verteilung der Unternehmensgröße auch für die hier untersuchten Unternehmensgründungen zutrifft. Dazu werden für alle Unternehmen Kerndichteschätzungen durchgeführt, die Beschäftigungsangaben im betreffenden Jahr aufweisen. Mit Hilfe dieses nicht-parametrischen Verfahrens wird direkt aus den Daten die "wahre" Verteilung der beobachteten Größe ermittelt und graphisch-explorativ dargestellt. Die Werte der Dichtefunktion werden mit diesem Verfahren an vorher festgelegten Werten $x$ der Unternehmensgröße mit $x \epsilon [x_{min}, x_{max}]$ geschätzt. Die Dichte an diesen Punkten wird dabei über die Anzahl der Beobachtungen $X_i$ bewertet, die in ein gegebenes Intervall $h$ um die

$x$-Werte herum fallen (vgl. Härdle 1991, Yatchew 1998)

$$\hat{f}_h(x) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} K_h(x - X_i). \tag{7}$$

In Gleichung (7) stellt $\hat{f}_h(x)$ den geschätzten Wert der Dichtefunktion am Punkt $x$, $h$ die Bandweite, $n$ die Anzahl der Unternehmen, für die im beobachteten Jahr Beschäftigungsangaben vorliegen und die in das Intervall $h$ um $X_i$ fallen, und $K_h$ eine Kernfunktion dar. Kernfunktionen sind symmetrisch um 0, integrieren sich über ihren Definitionsbereich zu 1 und stellen in der Regel symmetrische Dichtefunktionen dar (vgl. Silverman 1986).[6] Exemplarisch enthalten die Abbildungen 1 bis 4 im Anhang die graphischen Auswertungen für die Jahre 1990, 1992, 1994 sowie 1996. In allen Abbildungen ist die Rechtsschiefe der Verteilungen zu erkennen, die die log-Normalverteilung und weitere Verteilungen dieses Typs aufweisen. Die Wahrscheinlichkeitsmasse liegt im äußerst linken Teil des Definitionsbereiches, über den die Funktion definiert ist. Tests[7] auf Normalverteilung der logarithmierten Unternehmensgröße werden jedoch in allen Fällen verworfen, da die empirische Verteilung der Unternehmensgröße in der Realität nicht so glatt ist, wie in den Abbildungen 1 bis 4 dargestellt. Durch die Wahl des Bandweitenparameters von 2 wurde die Dichtefunktion überglättet, um die approximative Form der log-Normalverteilung zu zeigen.

## 5.2 Der Einfluß der Unternehmensgröße

Gleichung (3) wird für die fünf Zeitperioden (1990-1992, ..., 1994-1996) jeweils für folgende Unternehmensgruppen des Verarbeitenden Gewerbes

- alle Unternehmen,
- TOU sowie
- nicht-innovative Unternehmensgründungen

[6] Für die vorliegenden Auswertungen wird ein Epanechnikow-Kern gewählt (vgl. Härdle 1991). Die Bandweite $h$ beträgt 2, d.h. für die Berechnung der Dichte werden all die Beschäftigungsangaben einbezogen, die im Intervall in der Größe von zwei Mitarbeitern um die ausgewählten Beschäftigungsangaben liegen.

[7] In dem gemeinsamen Test wird untersucht, ob Skewness und Kurtosis der logarithmierten empirischen Verteilung den Werten einer Normalverteilung entsprechen.

geschätzt. Dabei werden jeweils alle Beobachtungen einbezogen, die Beschäftigungsangaben in allen drei Jahren der jeweiligen Zeitperiode aufweisen. Aus Tabelle 1 könnnen sowohl die durchschnittlichen Wachstumsraten in den einzelnen Zeitperioden als auch die Zahl der Unternehmen entnommen werden, die Beschäftigungsänderungen in den einzelnen Jahren aufweisen. Es ist zu erkennen, daß jeweils ca. 15 Prozent der Unternehmen drei verschiedene Beschäftigungsangaben in den einzelnen Perioden aufweisen. Bei ca. 70 Prozent der Unternehmen ist mindestens eine Beschäftigungsänderung in den einzelnen 3-Jahres-Intervallen zu beobachten. In den restlichen Fällen blieb die Beschäftigung konstant oder wurde seitens CREDITREFORM nicht aktualisiert, so daß die alten Beschäftigungswerte benutzt wurden. Folglich kann davon ausgegangen werden, daß in den meisten Fällen die tatsächliche Beschäftigungsentwicklung abgebildet wird und die Analysen nur in geringem Ausmaß durch die Erfassungstätigkeit seitens CREDITREFORM verzerrt werden.

**Tabelle 1:** Deskriptive Statistiken

| | | Beschäftigungsänderung | | | Wachstumsrate (in %) |
|---|---|---|---|---|---|
| Zeitraum | $N$ | $\triangle B_{t-1}$ | $\triangle B_t$ | $\triangle B_{t-1}$ und $\triangle B_t$ | $ln(B_t) - ln(B_{t-2})$ |
| 1990-92 | 748 | 332 | 268 | 130 | 20,3 |
| 1991-93 | 1420 | 535 | 499 | 218 | 14,3 |
| 1992-94 | 2831 | 1064 | 1025 | 423 | 11,3 |
| 1993-95 | 3495 | 1293 | 1300 | 506 | 11,2 |
| 1994-96 | 4278 | 1631 | 1621 | 693 | 11,2 |

*Quelle:* ZEW-Gründungspanel (West), eigene Berechnungen.

*Anmerkungen:* In der Zeitperiode 1990-92 gibt $\triangle B_{t-1}$ (bzw. $\triangle B_t$) an, bei wievielen Unternehmen sich die Beschäftigung zwischen 1990 und 1991 (resp. 1991 und 1992) geändert hat.

"Gibrat's law" gilt, wenn die geschätzten Parameter für $\hat{\beta}$ und $\hat{\rho}$ in Gleichung (3) sich in gemeinsamen Test nicht signifikant von 1 resp. 0 unterscheiden. In der vorletzten Spalte von Tabelle 2 sind die Werte für den in Gleichung (6) vorgestellten Test auf die Gültigkeit von "Gibrat's law" aufgeführt. Das Gesetz wird in allen Fällen zu jedem Signifikanzniveau verworfen. Die geschätzten Parameter für $\hat{\beta}$ sind kleiner als 1 und bis auf zwei Ausnahmen immer signifikant von 1 verschieden. In beiden Ausnahmefällen handelt es sich um die Gruppe der TOU. Das Wachstum der

Unternehmen wird folglich nicht nur durch die Kombination einer Reihe von stochastischen Prozessen determiniert. Die Unternehmensgröße, ausgedrückt in der Anzahl der Beschäftigten, hat einen signifikanten Einfluß auf die Wachstumsprozesse der Unternehmen. Auf Basis der vorliegenden Daten wachsen kleine Unternehmen schneller als große. Dieses Ergebnis kann mit dem Streben junger Unternehmen[8] nach Erreichen einer (mindest-)optimalen Größe erklärt werden (vgl. Fritsch 1990, Scherer und Ross 1990, Audretsch 1994). Die Größe neugegründeter Unternehmen ist in der Regel suboptimal, so daß die Unternehmen starke Anreize besitzen, in den ersten Lebensjahren überdurchschnittlich zu wachsen, um eine (mindest-)optimale Größe zu erreichen.

Die gefundenen Ergebnisse sind jedoch mit Vorsicht zu interpretieren. Einerseits können die scheinbar größeren Wachstumspotentiale kleiner Unternehmen zum Teil auf einen Kojunktureffekt zurückzuführen sein. Die rezessive Phase, die sich ab 1993 in den alten Bundesländern abzeichnete, führte dazu, daß hauptsächlich größere Unternehmen Beschäftigung abbauten. Dies könnte einen Einfluß auf das überdurchschnittliche Wachstum kleiner Unternehmen haben. Andererseits ist bei der Interpretation der Ergebnisse darauf zu achten, daß diese durch Meßfehler bei der Erfassung der Beschäftigungsangaben verzerrt werden können (vgl. Davis, Haltiwanger und Schuh 1996).

Der zweite Teil des Tests untersucht, ob die Fehlerterme in Gleichung (2) einem autoregressiven Prozeß erster Ordnung folgen, was einen signifikant von Null verschiedenen Korrelationskoeffizienten $\hat{\rho}$ bedingen würde. Tabelle 2 ist zu entnehmen, daß dies nur für die Gruppe der "normalen" Unternehmensgründungen in der Periode 1993-1995 gilt. In den übrigen Fällen unterscheidet sich $\hat{\rho}$ nicht signifikant von Null, so daß keine Korrelation zwischen den Fehlertermen über die Zeit besteht. Signifikant von Null verschiedene Werte für $\hat{\rho}$ hätten auch negative Auswirkungen auf die Eigenschaften von $\hat{\beta}$, da seriell korrelierte Fehlerterme zu inkonsistent geschätzten Parametern für $\hat{\beta}$ führen (vgl. Chesher 1979). Auch die sogenannte "persistence of growth"-Hypothese kann bei über die Zeit unabhängigen Fehlertermen nicht beobachtet werden (vgl. Chesher 1979, Wagner 1992). Wäre $\hat{\rho}$ dagegen signifikant größer

[8] Die Unternehmen sind alle jünger als fünf Jahre.

**Tabelle 2:** Test auf "Gibrat's law" für Unternehmen des Verarbeitenden Gewerbes

| Gruppe | Beobachtungen (N) | $\hat{\beta}$ | $\hat{\rho}$ | $F(2, N-2)^{\#}$ | $R^2$ |
|---|---|---|---|---|---|
| | | **1990-1992** | | | |
| alle Unternehmen | 784 | $0,908^{\dagger}$ | -0,007 | $15,20^{*}$ | 0,830 |
| TOU | 236 | $0,869^{\dagger}$ | -0,021 | $6,96^{*}$ | 0,761 |
| "normale" Gründungen | 548 | $0,925^{\dagger}$ | -0,007 | $7,96^{*}$ | 0,858 |
| | | **1991-1993** | | | |
| alle Unternehmen | 1420 | $0,926^{\dagger}$ | -0,029 | $20,41^{*}$ | 0,829 |
| TOU | 394 | 0,930 | -0,010 | $6,81^{*}$ | 0,857 |
| "normale" Gründungen | 1026 | $0,925^{\dagger}$ | -0,035 | $14,28^{*}$ | 0,819 |
| | | **1992-1994** | | | |
| alle Unternehmen | 2831 | $0,909^{\dagger}$ | -0,001 | $54,32^{*}$ | 0,835 |
| TOU | 785 | $0,886^{\dagger}$ | 0,028 | $26,34^{*}$ | 0,836 |
| "normale" Gründungen | 2046 | $0,917^{\dagger}$ | -0,012 | $32,78^{*}$ | 0,835 |
| | | **1993-1995** | | | |
| alle Unternehmen | 3495 | $0,912^{\dagger}$ | -0,015 | $57,87^{*}$ | 0,831 |
| TOU | 1030 | 0,917 | 0,052 | $10,81^{*}$ | 0,825 |
| "normale" Gründungen | 2465 | $0,911^{\dagger}$ | $-0,044^{\star}$ | $48,87^{*}$ | 0,834 |
| | | **1994-1996** | | | |
| alle Unternehmen | 4278 | $0,918^{\dagger}$ | -0,014 | $64,53^{*}$ | 0,844 |
| TOU | 1274 | $0,919^{\dagger}$ | 0,032 | $21,13^{*}$ | 0,859 |
| "normale" Gründungen | 3004 | $0,916^{\dagger}$ | -0,031 | $44,47^{*}$ | 0,839 |

*Quelle:* ZEW-Gründungspanel (West), eigene Berechnungen.

*Anmerkungen:* * Verwerfe "Gibrat's law" zum 5%-Signifikanzniveau.
$\dagger$ Verwerfe die Nullhypothese $H_0 : \hat{\beta} = 1$ zum 5%-Signifikanzniveau.
$\star$ Verwerfe die Nullhypothese $H_0 : \hat{\rho} = 0$ zum 5%-Signifikanzniveau.
# Teststatistik für die Nullhypothese $H_0 : (\hat{\beta}\ \hat{\rho}) = (1\ 0)$.
alle Tests auf Basis robust geschätzter Standardfehler.

(kleiner) als Null, würden Unternehmen, die in der ersten Phase der jeweiligen Periode hohe Wachstumsraten realisieren, mit großer Wahrscheinlichkeit auch in der Folgeperiode hohe (geringe) Wachstumsraten aufweisen. Die Güte der Schätzungen wird mit dem Indikator $R^2$ bewertet. Die entsprechenden Werte werden in der letzten Spalte von Tabelle 2 ausgewiesen.

Ein Vergleich zwischen TOU und "normalen" Unternehmensgründungen im Verarbeitenden Gewerbe macht deutlich, daß "Gibrat's law" für beide Gruppen verworfen wird (vgl. Tabelle 2). Die geschätzten Parameter für $\hat{\beta}$ in beiden Unternehmensgruppen unterscheiden sich nicht signifikant voneinander. Kleine Unternehmen besitzen in beiden Unternehmensgruppen größere Wachstumspotentiale.

### 5.3 Erweiterungen

Im Rahmen dieses Abschnittes wird zunächst untersucht, ob für verschiedene Unternehmensgrößenklassen unterschiedliche Abweichungen von "Gibrat's law" existieren, wobei auf eine Differenzierung nach Technologieklassen verzichtet wird.[9] Unterschiedliche Abweichungen für verschiedene Unternehmensgrößenklassen können auf heteroskedastische Störterme zurückgeführt werden (vgl. Evans 1987, Hall 1987). Um für diese zu kontrollieren, wird Gleichung (3) mit dem Verfahren von White (1980) geschätzt. Die Kovarianzmatrix des Parametervektors kann so auch im Falle von Fehlspezifikationen, wie z.B. heteroskedastischen Fehlertermen, konsistent geschätzt werden.[10] Ein Vergleich mit den Standardfehlern der OLS-Schätzung mit traditionell geschätzter Kovarianzmatrix dient als informaler Test auf Fehlspezifikationen, wobei Abweichungen von teilweise mehr als 50 Prozent deutlich werden. Aus diesem Grund werden die Stichproben mit Angaben zu allen Unternehmensgründungen in die Größenklassen

- weniger als 5 Beschäftigte,
- 5 bis 19 Beschäftigte und
- 20 und mehr Beschäftigte

eingeteilt, um eine größere Homogenität hinsichtlich der Verteilung der Unternehmensgröße zu erreichen. Auf Basis dieser Teilstichproben wird Gleichung (3) erneut für TOU und "normale" Unternehmensgründungen zusammen geschätzt.

[9] Auf die getrennte Analyse wird verzichtet, da sich die Ergebnisse zwischen beiden Gruppen in Tabelle 2 nur marginal unterscheiden.
[10] In Tabelle 2 und Tabelle 3 werden alle Teststatistiken auf Basis konsistent geschätzter Standardfehler durchgeführt.

**Tabelle 3:** Test auf "Gibrat's law" nach Unternehmensgrößenklassen

| Gruppe | Beobachtungen (N) | $\hat{\beta}$ | $\hat{\rho}$ | $F(2, N-2)^{\#}$ | $R^2$ |
|---|---|---|---|---|---|
| | | | **1990-1992** | | |
| alle Unternehmen | 784 | $0,908^{\dagger}$ | -0,009 | $15,20^{*}$ | 0,830 |
| unter 5 Beschäftigte | 411 | $0,892^{\dagger}$ | -0,011 | $7,29^{*}$ | 0,770 |
| 5 bis 19 Beschäftigte | 282 | 0,889 | 0,055 | $13,91^{*}$ | 0,777 |
| 20 und mehr Beschäftigte | 91 | 0,940 | 0,019 | $9,99^{*}$ | 0,981 |
| | | | **1991-1993** | | |
| alle Unternehmen | 1420 | $0,926^{\dagger}$ | -0,029 | $20,41^{*}$ | 0,829 |
| unter 5 Beschäftigte | 591 | $0,913^{\dagger}$ | -0,046 | $9,38^{*}$ | 0,786 |
| 5 bis 19 Beschäftigte | 586 | $0,901^{\dagger}$ | 0,011 | $10,07^{*}$ | 0,659 |
| 20 und mehr Beschäftigte | 243 | 0,948 | 0,069 | $12,39^{*}$ | 0,965 |
| | | | **1992-1994** | | |
| alle Unternehmen | 2831 | $0,909^{\dagger}$ | -0,001 | $54,32^{*}$ | 0,835 |
| unter 5 Beschäftigte | 1043 | $0,890^{\dagger}$ | -0,021 | $28,84^{*}$ | 0,812 |
| 5 bis 19 Beschäftigte | 1213 | 0,884 | $0,102^{\star}$ | $10,83^{*}$ | 0,650 |
| 20 und mehr Beschäftigte | 575 | $0,931^{\dagger}$ | -0,033 | $21,95^{*}$ | 0,945 |
| | | | **1993-1995** | | |
| alle Unternehmen | 3495 | $0,912^{\dagger}$ | -0,015 | $57,87^{*}$ | 0,831 |
| unter 5 Beschäftigte | 1226 | $0,885^{\dagger}$ | -0,012 | $33,07^{*}$ | 0,813 |
| 5 bis 19 Beschäftigte | 1515 | $0,913^{\dagger}$ | 0,010 | $12,10^{*}$ | 0,669 |
| 20 und mehr Beschäftigte | 754 | $0,941^{\dagger}$ | -0,014 | $19,44^{*}$ | 0,911 |
| | | | **1994-1996** | | |
| alle Unternehmen | 4278 | $0,918^{\dagger}$ | -0,014 | $64,53^{*}$ | 0,844 |
| unter 5 Beschäftigte | 1469 | $0,902^{\dagger}$ | -0,022 | $36,81^{*}$ | 0,845 |
| 5 bis 19 Beschäftigte | 1853 | $0,901^{\dagger}$ | 0,018 | $10,07^{*}$ | 0,611 |
| 20 und mehr Beschäftigte | 956 | 0,935 | 0,056 | $25,51^{*}$ | 0,931 |

*Quelle:* ZEW-Gründungspanel (West), eigene Berechnungen.

*Anmerkungen:* $^{*}$ Verwerfe "Gibrat's law" zum 5%-Signifikanzniveau.
$^{\dagger}$ Verwerfe die Nullhypothese $H_0: \hat{\beta} = 1$ zum 5%-Signifikanzniveau.
$^{\star}$ Verwerfe die Nullhypothese $H_0: \hat{\rho} = 0$ zum 5%-Signifikanzniveau.
$^{\#}$ Teststatistik für die Nullhypothese $H_0: (\hat{\beta}\ \hat{\rho}) = (1\ 0)$.
alle Tests auf Basis robust geschätzter Standardfehler.

Die Ergebnisse in Tabelle 3 untermauern die im Abschnitt 5.2 vorgestellten Resultate und abgeleiteten Schlußfolgerungen. "Gibrat's law" wird für alle Spezifikationen in allen Perioden verworfen (vgl. Teststatistiken in der letzten Spalte). In allen Perioden nehmen die Abweichungen von "Gibrat's law" mit zunehmender Größe ab. In der Gruppe der Unternehmen mit 20 oder mehr Beschäftigten liegen die geschätzten Werte für $\hat{\beta}$ über denen für die Gruppe aller Unternehmen und denen für die unteren zwei Unternehmensgrößenklassen. Vergleiche zwischen den Größenklassen können nicht angestellt werden, da die geschätzten Parameter nur Aussagen zur Verteilung der Wachstumspotentiale in der untersuchten Gruppe zulassen. Die Fehlerterme folgen nur in einem Fall (Gruppe der Unternehmen mit 5 bis 19 Beschäftigten in der Periode 1992-1994) einem autoregressivem Prozeß erster Ordnung, was eine Verletzung des Gesetzes darstellt. Der geschätzte Parameter für $\hat{\beta}$ ist in 15 von 20 Fällen signifikant von 1 verschieden, was ebenso eine Abweichung von der Gültigkeit des Gesetzes darstellt.

Überraschend sind die Testergebnisse für die Gruppe der Unternehmen mit 20 oder mehr Beschäftigten in den Perioden 1990-1992, 1991-1993, 1994-1996, für die Unternehmen mit 5 bis 19 Beschäftigten in der Periode 1990-1992 sowie in Tabelle 2 für die Gruppe der TOU in 1991-1993 und 1993-1995. Die einzelnen Hypothesen für die Gültigkeit von "Gibrat's law" ($\hat{\beta} = 1$ und $\hat{\rho} = 0$) können nicht verworfen werden, wohingegen der gemeinsame F-Test auf allen gängigen Signifikanzniveaus abgelehnt wird. Aus diesem Grund wird in den betreffenden Fällen Gleichung (3) in einer modifizierten Form noch einmal geschätzt. Auf beiden Seiten der Gleichung wird $z_{t-1,i}$ abgezogen, so daß in der neu zu schätzenden Gleichung (8) die Wachstumsrate im Zeitraum $t-1$ bis $t$ als abhängige Variable fungiert

$$\begin{aligned} z_{t,i} - z_{t-1,i} &= \gamma_3 z_{t-1,i} + \gamma_2 z_{t-2,i} + u_{t,i} \\ \text{mit } \gamma_3 &= \gamma_1 - 1 \, . \end{aligned} \tag{8}$$

Der so geschätzte Koeffizient für $\hat{\gamma}_2$ sollte nicht von dem aus Gleichung (3) abweichen. $\hat{\gamma}_3$ hingegen sollte sich bei Gültigkeit von "Gibrat's law" nicht signifikant von Null unterscheiden. Auch hier können in den oben angeführten unplausiblen Fällen die einzelnen Tests ($\hat{\gamma}_3 = 0$ und $\hat{\gamma}_2 = 0$) nicht verworfen werden. Der gemeinsame F-Test der Nullhypothese

$$H_0 : (\hat{\gamma}_3\ \hat{\gamma}_2) = (0\ 0) \text{ vs.}$$
$$H_1 : (\hat{\gamma}_3\ \hat{\gamma}_2) \neq (0\ 0)$$

wird dagegen in der gewählten Spezifikation wiederum zu jedem Signifikanzniveau verworfen. Ein Grund für dieses Ergebnis ist in der größeren Effizienz gemeinsamer Tests zu sehen (vgl. Judge, Hill, Griffiths, Lütkepohl und Lee 1988).

# 6 Zusammenfassung und Ausblick

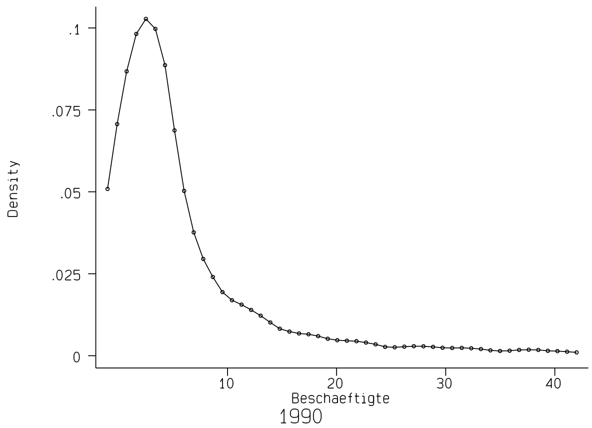
Mit Hilfe von Kerndichteschätzungen konnte gezeigt werden, daß die Unternehmensgröße, gemessen mit der Anzahl der Beschäftigten in den einzelnen Untersuchungsjahren approximativ einer log-Normalverteilung folgt. Der Großteil der Unternehmensgründungen oder jungen Unternehmen ist durch geringe Beschäftigungszahlen gekennzeichnet, die auch im Laufe der Zeit eine geringe Volatilität aufweisen. Nur einem kleinen Teil von Unternehmen gelingt es, starke Beschäftigungsgewinne zu realisieren. Welche Unternehmen zu dieser Gruppe gehören, sollte im Rahmen dieser Untersuchung herausgearbeitet werden.

Die Ergebnisse der ökonometrischen Schätzungen und die darauf basierenden Tests belegen, daß "Gibrat's law" für Unternehmensgründungen im westdeutschen Verarbeitenden Gewerbe zwischen 1990 und 1996 nicht gilt. Das Wachstum der Unternehmen wird vielmehr von der Größe der Unternehmen beeinflußt und folgt keinem stochastischen Prozeß. Kleine Unternehmen besitzen höhere Wachstumspotentiale als große. Diese Aussage gilt unabhängig davon ob "Gibrat's law" für technologieorientierte oder nicht-technologieorientierte Unternehmensgründungen getestet wird.

Hieraus kann geschlossen werden, daß es zu einer verstärkten Förderung kleiner Unternehmen bzw. Unternehmensgründungen kommen sollte, da diese Unternehmen das Potential besitzen, zusätzlich Beschäftigung aufzubauen. Die Förderung muß auf der einen Seite auf eine Zunahme der Gründungen abzielen. Auf der anderen Seite müssen Bedingungen geschaffen werden, die ein langfristiges Bestehen am Markt sichern. Die Verfügbarkeit von Subventionen und Beratungsangeboten (vgl. Wagner 1992) aber auch die Bereitstellung von Risikokapital in größerem Umfang, eine positive Darstellung der Selbständigkeit als Berufsperspektive oder die Förderung von Ausgründungen aus Hochschulen und Forschungseinrichtungen (vgl. Nerlinger 1998) stellen Mittel zur Erreichung dieser Ziele dar.

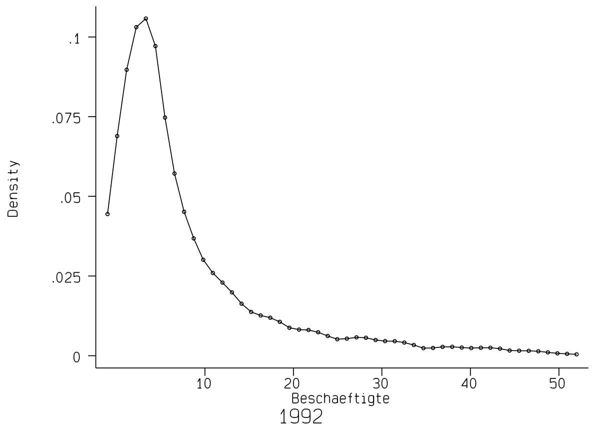
Indirekte Effekte, d.h. Wachsen, Schrumpfen, Sterben von Konkurrenten oder Zulieferunternehmen, werden dabei allerdings nicht berücksichtigt. Bei der Quantifizierung dieser Effekte besteht weiterer Forschungsbedarf. Es ist nicht auszuschließen, daß es zu Verdrängungseffekten durch den Abbau von Arbeitsplätzen in bestehenden Unternehmen kommt oder daß einige dieser Unternehmen sogar den Markt verlassen.

# 7 Anhang



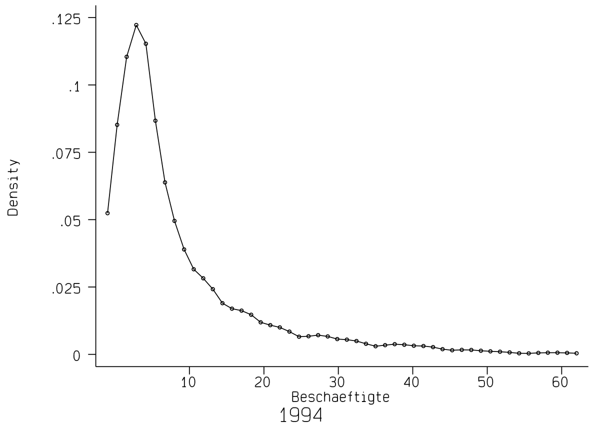

*Quelle*: ZEW-Gründungspanel (West)

**Abbildung 1:** Kerndichteschätzung der Unternehmensgröße für das Jahr 1990



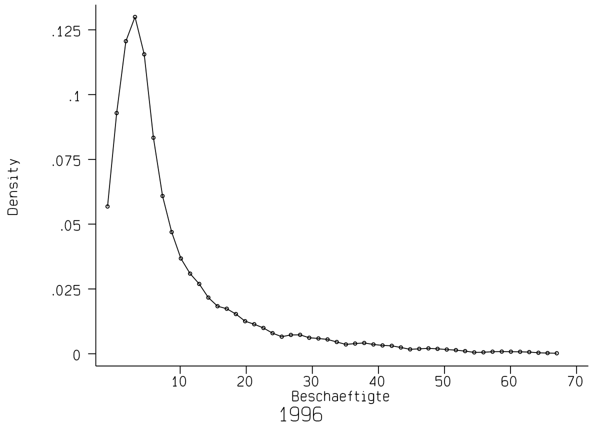

*Quelle*: ZEW-Gründungspanel (West)

**Abbildung 2:** Kerndichteschätzung der Unternehmensgröße für das Jahr 1992




*Quelle*: ZEW-Gründungspanel (West)

**Abbildung 3:** Kerndichteschätzung der Unternehmensgröße für das Jahr 1994




*Quelle*: ZEW-Gründungspanel (West)

**Abbildung 4:** Kerndichteschätzung der Unternehmensgröße für das Jahr 1996

# Literatur


Acs, Z.J. und D.B. Audretsch (1990), "Small Firms and Entrepreneurship: A Comparison between West and East Countries", *Discussion Paper FS IV*, 90-13, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.

Audretsch, D.B. (1990), "Business Survival and the Decision to Exit", *Journal of Business Economics*, 1, 125-38.

Almus, M. und E. Nerlinger (1998), "Beschäftigungsdynamik in jungen innovativen Unternehmen: Empirische Ergebnisse für West-Deutschland", *ZEW-Discussion Paper*, 98-09, Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, Mannheim.

BMBF (Bundesministerium für Bildung, Wissenschaft, Forschung und Technologie (1996), *Bundesbericht Forschung 1996*, Bonn.

Cabral, L. (1995), "Sunk Costs, Firm Size and Firm Growth", *Journal of Industrial Economics*, 43, 161-72.

Chesher, A. (1979), "Testing the Law of Proportionate Effect", *Journal of Industrial Economics*, 27, 403-11.

Davis, S.J., J. Haltiwanger und S. Schuh (1996), "Small Business and Job Creation: Dissecting the Myth and Reassessing the Facts", *Small Business Economics*, 8, 297-315.

Evans, D.S. (1987), "Tests of Alternative Theories of Firm Growth", *Journal of Political Economy*, 95, 657-74.

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.

Gibrat, R. (1931), *Les inégalités économiques; applications: aux inégalités des richesses, á la concentration des entreprises, aux population des villes, aux statistiques des familles, etc., d'une loi nouvelle, la loi de l'effect proportionnel*, Paris, Librairie du Recueil Sirey.

Härdle, W. (1991), *Smoothing Techniques with Implementation in S*, Springer-Verlag, Berlin.

Hall, B. (1987), "The Relationship Between Firm Size and Firm Growth in the US Manufacturing Sector", *Journal of Industrial Economics*, 35, 583-606.

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. 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, Nomos-Verlag, 11-28.

Harhoff, D., K. Stahl und M. Woywode (1998), "Legal Form, Growth and Exit of West-German Firms: Empirical Results for Manufacturing, Construction, Trade and Service Industries", erscheint in *Journal of Industrial Economics.*

Judge, G.G., R.C. Hill, W.E. Griffiths, H. Lütkepohl und T.-C. Lee (1988), *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, Wiley, New York.

Licht, G. und E. Nerlinger (1998), "New Technology-Based Firms in Germany: A Survey of the Recent Evidence", *Research Policy*, 26, 1005-22.

Nerlinger, E. (1998), *Standorte und Entwicklung junger innovativer Unternehmen: Empirische Ergebnisse für West-Deutschland*, ZEW-Schriftenreihe, 27, Nomos-Verlag, Baden-Baden.

Oakey, R.P. (1993), "High Technology Small Firms: A More Realistic Evaluation of Their Growth Potential", in Karlsson, C., B. Johannisson und D.J. Storey (Hrsg.), *Small Business Dynamics: International, National and Regional Perspectives*, London, 224-41.

Reid, G.C. (1995), "Early Life-Cycle Behaviour of Micro-Firms in Scotland", *Small Business Economics*, 7, 89-95.

Scherer, F.M. und D. Ross (1990), *Industrial Market Structure and Economic Performance*, 3rd, Boston, Houghton Mifflin Company.

Schmalensee, R. (1989), "Inter-Industry Studies of Structure and Performance", in Schmalensee, R. und R. Willig (Hrsg.), *Handbook of Industrial Organization*, 2, Amsterdam, North-Holland.

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

Stahl, K. (1991), "Das Mannheimer Unternehmenspanel: Konzept und Entwicklung", *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 28, 735-38.

Storey, D.B. und B. Tether (1998), "New Technology-Based Firms in the European Union: An Introduction", *Research Policy*, 26, 933-26.

Sutton, J. (1997), "Gibrat's Legacy", *Journal of Economic Literature*, XXXV, 40-59.

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.

Weiss, C.R. (1998), "Size, Growth, and Survival in the Upper Austrian Farm Sector", *Small Business Economics*, 10, 305-12.

White, H. (1980), "A Heteroskedasticity-consistent Covariance Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity", *Econometrica*, 48, 817-38.

Yatchew, A. (1998), "Nonparametric Regression Techniques in Economics", *Journal of Economic Literature*, XXXVI, 669-721.