ECONSTOR
Make Your Publications Visible.

A Service of
ZBW
Leibniz-Informationszentrum Wirtschaft
Leibniz Information Centre for Economics

Strotmann, Harald

Working Paper

Determinanten des Überlebens von Neugründungen in der badenwürttembergischen Industrie. Eine empirische Survivalanalyse mit amtlichen Betriebsdaten

IAW Diskussionspapiere, No. 06

Provided in Cooperation with:
Institute for Applied Economic Research (IAW)

Suggested Citation: Strotmann, Harald (2002) : Determinanten des Überlebens von Neugründungen in der badenwürttembergischen Industrie. Eine empirische Survivalanalyse mit amtlichen Betriebsdaten, IAW Diskussionspapiere, No. 06, Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW), Tübingen

This Version is available at:
https://hdl.handle.net/10419/83167

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

WWW.ECONSTOR.EU

Mitglied der Leibniz-Gemeinschaft

IAW-Diskussionspapiere

6

Determinanten des Überlebens von Neugründungen in der baden-württembergischen Industrie

Eine empirische Survivalanalyse mit amtlichen Betriebsdaten

Harald Strotmann

April 2002

Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung
Ob dem Himmelreich 1
72074 Tübingen

T: (0 70 71) 98 96-0
F: (0 70 71) 98 86-99
E-Mail: iaw@iaw.edu
Internet: www.iaw.edu

ISSN: 1617-5654

Determinanten des Überlebens von Neugründungen in der baden-württembergischen Industrie – eine empirische Survivalanalyse mit amtlichen Betriebsdaten

Harald Strotmann

(Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung Tübingen, Universität Hohenheim)[1]

Abstract

Ziel des Beitrags ist eine empirische Analyse der Bedeutung möglicher Determinanten des Überlebens von Neugründungen in der baden-württembergischen Industrie in der Zeit von 1981 bis 1994. Für die Studie wurden erstmals Daten der amtlichen baden-württembergischen Industriestatistik auf der Ebene einzelner Betriebe zu einem Betriebspaneldatensatz verknüpft. Die Untersuchung konzentriert sich dabei inhaltlich insbesondere auf die Bedeutung betriebsindividueller und branchenspezifischer Rahmenbedingungen. Methodisch werden sowohl semiparametrische als auch parametrische Verweildauermodelle verwendet. In Ergänzung der überwiegenden Mehrzahl bisheriger Studien werden dabei auch gruppierte Verweildauermodelle geschätzt sowie das Problem unbeobachteter Heterogenität berücksichtigt.

Key words: hazard, new firms, survival, failure, exit, entry

JEL classification: L60, L11, C41

Lange Zeit stand die empirische Gründungsforschung vor dem Problem, dass einerseits empirische Studien regelmäßig zu dem Ergebnis kommen, dass Markteintrittsschranken von erheblicher Bedeutung sind. Andererseits untermauern vorliegende Studien fast ausnahmslos, dass trotz ausgeprägter Markteintrittsbarrieren das Gründungsaufkommen ebenfalls beträchtlich ist.[2] Diese vermeintliche Inkonsistenz der empirischen Ergebnisse wird inzwischen damit begründet, dass Markteintrittsbarrieren weniger den Marktzugang selbst als vielmehr das Überleben in der Folgezeit der Gründung in erheblichem Maße erschweren, so dass "Überlebenshindernisse" als gravierender einzustufen sind als Marktzutrittsschranken.

Zahlreiche empirische Arbeiten bestätigen inzwischen, dass gerade die Überlebenschancen neu gegründeter Betriebe und insbesondere neu gegründeter Kleinbetriebe vergleichsweise gering sind.[3] Diese besondere Schwierigkeit des Überlebens in der Folgezeit der Gründung gilt in der Literatur inzwischen als stilisiertes Faktum: "Entry is easy, but survival and post-

---

1 Institut für Angewandte Wirtschaftsforschung (IAW) Tübingen, Ob dem Himmelreich 1, 72074 Tübingen, E-Mail: harald.strotmann@iaw.edu

2 Vgl. z.B. Geroski (1992, 1995) oder Audretsch (1995a, 1995b).

3 Vgl. dazu den Überblick in Abschnitt 1 dieses Beitrags.

entry market penetration is not."[4] Aufgrund dieser Erkenntnis hat sich der Forschungsschwerpunkt in der empirischen Gründungsforschung in den vergangenen Jahren von einer Analyse der Determinanten des Markteintritts hin zu einer Untersuchung der post-entry-performance verschoben.[5]

Der vorliegende Beitrag verfolgt das Ziel, auf der Grundlage von Betriebsdaten der amtlichen Industriestatistik, die für den vorliegenden Beitrag erstmals zu einem Betriebspanel verknüpft wurden, eine empirische Analyse möglicher Determinanten des Überlebens und Sterbens von Gründungen in der baden-württembergischen Industrie vorzunehmen. Der Beitrag entstand im Rahmen eines innovativen Kooperationsprojektes der Universität Hohenheim mit dem Statistischen Landesamt Baden-Württemberg, bei welchem dem Autor als externem Forscher die Möglichkeit geboten wurde, unter Beachtung des Statistikgeheimnisses amtliche Mikrodaten für eigene Forschungszwecke zu nutzen.[6] Aus inhaltlicher Sicht liegt ein besonderer Fokus auf der Bedeutung betriebs- und branchenspezifischer Determinanten des Überlebens, regionale Einflussfaktoren finden zumindest in Ansätzen Berücksichtigung. Methodisch wird in Ergänzung zu der überwiegenden Mehrzahl bisheriger Forschungsarbeiten die Schätzung semiparametrischer PH-Modelle durch die Verwendung gruppierter Verweildauermodelle ergänzt, um dem Problem der Existenz von Bindungen Rechnung zu tragen, das bei Jahresdaten typischerweise auftritt. Darüber hinaus wird zumindest in parametrischen Modellen auch die Bedeutung unbeobachteter Heterogenität für die Stabilität der Schätzergebnisse berücksichtigt, die in zahlreichen bisherigen Studien vernachlässigt wird.

1. Zum Überleben und Sterben von Neugründungen - Theoretische Überlegungen und bisherige empirische Evidenz

Die Zahl möglicher Einflussfaktoren der Überlebenschancen neu gegründeter Betriebe, die in der theoretischen und der empirischen Literatur diskutiert werden, ist unübersichtlich groß. Eine gewisse Systematisierung potenzieller Einflussfaktoren gelingt, wenn man sich in Anlehnung an Brüderl et al. (1992, 1996) an einer Dreiteilung orientiert, die zwischen personenbezogenen, betriebsbezogenen und umfeldbezogenen Determinanten der betrieblichen post-entry-performance unterscheidet. Unter den umfeldbezogenen Einflüssen können insbesonde-

---

4 Geroski (1992), S. 150.

5 Einen Überblick über ausgewählte Studien des Markteintritts, die auf dem Grundmodell von Orr (1974) basieren, geben z.B. Cable/Schwalbach (1991) oder Siegfried/Evans (1994).

6 Zur organisatorischen Ausgestaltung der Zusammenarbeit zwischen amtlicher Statistik und universitäter Wissenschaft in Baden-Württemberg vgl. Strotmann (1999).

re branchenspezifische Charakteristika bzw. Besonderheiten des Marktumfeldes sowie regionale Einflussfaktoren subsumiert werden. Ergänzend können die makroökonomischen Rahmenbedingungen das Überleben von Betrieben beeinflussen.

Die vorliegende Studie für die baden-württembergische Industrie widmet sich auf der Grundlage der verfügbaren Datenbasis schwerpunktmäßig einer Analyse betriebsindividueller und branchenspezifischer Bestimmungsgründe. Der Einfluss makroökonomischer Bedingungen auf das Überleben und Sterben der neuen Betriebe wird ebenfalls berücksichtigt, während regionale Einflussfaktoren in nur sehr allgemeiner Form anhand des räumlichen Verdichtungsgrades einbezogen werden. Eine Analyse personenspezifischer Erfolgsfaktoren muss ausgeklammert bleiben, da der amtliche Betriebspaneldatensatz keine personenbezogenen Informationen enthält.[7] Der nachfolgende Überblick über die Ergebnisse ausgewählter empirischer Studien konzentriert sich daher ebenfalls auf solche Untersuchungen, deren Forschungsschwerpunkt ebenfalls auf einer Behandlung betriebsindividueller und industrieller Charakteristika liegt.

1.1 Betriebsindividuelle Determinanten

Bisherige empirische Studien stimmen fast ausnahmslos in dem Ergebnis überein, dass die *Gründungsgröße* einer Firma von entscheidender Bedeutung für die Überlebenswahrscheinlichkeit ist. Ceteris paribus ist das Sterberisiko einer Neugründung umso höher, je kleiner die Gründung ausfällt, wobei die Größe häufig durch die Gründungsbeschäftigung, teilweise jedoch auch durch das Startkapital oder den Umsatz im Gründungsjahr gemessen wird. Die These einer besonders hohen Schließungsgefahr für kleinbetriebliche Gründungen wird in der Literatur auch als "*liability of smallness*" bezeichnet und wird z.B. in Studien von Geroski (1992) für die europäische Industrie, von Mata/Portugal (1994, 1999) für die portugiesische Industrie, von Mahmood (1992) sowie von Audretsch/Mahmood (1995) für die US-amerikanische Industrie oder von Honjo (2000) für die Industrie Japans bestätigt. Wagner (1994b) dagegen findet für niedersächsische Industriebetriebe keinen statistisch signifikanten Zusammenhang, Studien von Audretsch/Santarelli/Vivarelli (1999a, 1999b) lassen für das

[7] Beispiele für Studien, die den personenbezogenen Erfolgsfaktoren der Gründerpersönlichkeiten besondere Beachtung schenken, sind die Studien von Brüderl et al. (1992, 1996) oder Bates (1985, 1990). Neben Variablen, die das allgemeine Humankapital des Gründers widerspiegeln sollen (z.B. Bildung, Berufserfahrung) und spezifischen Humankapitalvariablen (z.B. Branchen-, Selbständigkeits- oder Führungserfahrung) finden dabei auch personenbezogene Kontrollvariablen (z.B. Geschlecht, Nationalität des Gründers) Berücksichtigung.

Verarbeitende Gewerbe Italiens ebenfalls keine gesicherte Beziehung erkennen. Audretsch/Klomp/Thurik (1999) zeigen, dass der negative Zusammenhang zwischen Gründungsgröße und Hazardrate auch im niederländischen Dienstleistungsgewerbe beobachtet werden kann, dabei jedoch nur für Kleinstbetriebsgründungen Gültigkeit besitzt, da Skaleneffekte im Dienstleistungsbereich häufig eine geringere Rolle spielen. Santarelli (1998a, 1998b) weist den inversen Zusammenhang zwischen Betriebsgröße und Schließungsrisiko für die italienische Tourismusindustrie bzw. den italienischen Finanzintermediärsektor nach.

Die Liste möglicher Begründungen für eine besondere Bedeutung der Gründungsgröße ist lang. Industrieökonomische Erklärungsansätze führen die vergleichsweise schlechten Überlebenschancen kleiner Gründungen auf die Tatsache zurück, dass diese c.p. deutlich unterhalb der branchenüblichen Durchschnittsgröße auf den Markt treten und somit Skalennachteile gegenüber ihren größeren Wettbewerbern aufweisen.[8] Darüber hinaus wird argumentiert, dass kleinere Unternehmen häufiger von Kapitalmarktrestriktionen betroffen sind als größere Unternehmen und somit unter einem höheren Finanzierungs- und Liquiditätsrisiko leiden.[9] Die Gründungsgröße kann somit gleichzeitig als Indikator für finanzielle Engpässe interpretiert werden, mit denen insbesondere kleinbetriebliche Gründungen zu kämpfen haben, und wird auch deshalb in zahlreichen Studien als "proxy" verwendet, da die verfügbaren Daten zwar Informationen über die Größe eines Betriebes, nicht jedoch über detaillierte Finanzvariablen enthalten.

Lucas (1978) führt das höhere Sterberisiko kleinerer Betriebe darauf zurück, dass diese typischerweise über ein Management bzw. über Führungspersönlichkeiten verfügen, die im Durchschnitt ein geringeres unternehmerisches Talent besitzen als die Führungsverantwortlichen in größeren Betrieben. Nachteile kleinerer Betriebe im Wettbewerb um qualifizierte Arbeitskräfte sowie das Fehlen funktionierender interner Arbeitsmärkte sind weitere Aspekte, welche die ungünstigeren Überlebenschancen kleinerer Betriebe begründen können.

Woywode (1998) kann auf der Grundlage des Mannheimer Unternehmenspanels zwischen Schließungen durch Insolvenz und freiwilligen Schließungen unterscheiden. Dabei gelangt er zu dem Ergebnis, dass die These von der liability of smallness insbesondere für freiwillige Unternehmensschließungen Gültigkeit besitzt, während Insolvenzschließungen sich vielmehr durch Nichtlinearitäten im Zusammenhang zwischen Größe und Sterberisiko und somit eine

---

8 Vgl. dazu auch die Ausführungen im folgenden Abschnitt 1.2.

9 Vgl. z.B. Mata/Portugal (1994), S. 232. Honjo (2000), S. 570, weist für die japanische Industrie nach, dass die Anfangsbeschäftigung eines Betriebes ihren statistisch hochsignifikanten Einfluss auf die Überlebenschancen verliert, wenn man ergänzend eine Finanzvariable berücksichtigt, welche die Kapitalausstattung des Betriebes widerspiegelt.

sogenannte "*liability of the middle*" auszeichnen, da die Sterbewahrscheinlichkeit zunächst mit wachsender Größe bis zu knapp 20 Beschäftigten ansteigt und erst dann in einen inversen Zusammenhang übergeht. Nichtlinearitäten im Zusammenhang zwischen Anfangsgröße und Überlebenswahrscheinlichkeit werden z.B. auch von Audretsch/Klomp/Thurik (1999) bestätigt, wobei der Zusammenhang hier im Gegensatz zur These der liability of the middle so gestaltet ist, dass mit zunehmender Betriebsgröße das Sterberisiko zunächst sinkt und ab einer bestimmten Größe wieder ansteigt.

Mata et al. (1995) berücksichtigen neben der Gründungsgröße ergänzend die aktuelle Beschäftigung als zusätzliche erklärende Variable, um gleichzeitig die zeitliche Entwicklung der Beschäftigung und somit der Größennachteile in der Folgezeit der Gründung zu analysieren.

Agarwal/Audretsch (1999) betonen, dass der positive Zusammenhang zwischen Gründungsgröße und Überlebenswahrscheinlichkeit insbesondere für frühe Phasen eines Industrielebenszyklus Gültigkeit besitzt.[10] In reiferen Industrien dagegen finden Agarwal/Audretsch (1999) keinen Überlebensvorteil größerer Betriebe und begründen dies damit, dass Kleinbetriebe hier ihre Größennachteile durch das Besetzen strategischer Marktnischen kompensieren können[11], so dass der Zusammenhang nicht mehr gegeben ist.

Neben der Gründungsgröße wird in der Literatur dem Betriebstyp und somit der Tatsache, ob es sich bei einer Neugründung um die Gründung eines Einbetriebsunternehmens oder um eine Betriebsgründung im Rahmen eines Mehrbetriebsunternehmens handelt, ein wesentlicher Einfluss auf die Überlebenschancen zugeschrieben. Unterschiedliche Gründungsmotive, unterschiedliche Restriktionen bei der Befriedigung des erforderlichen Kapitalbedarfs oder Differenzen in den rechtlichen Bestimmungen können zu systematischen Unterschieden im Erfolg der beiden Gründungstypen führen.[12] Insbesondere die Finanzierungsvorteile oder mögliche Erfahrungsvorteile, die das Mutterunternehmen oder andere Betriebe des Unternehmens am Markt bereits sammeln konnten, sprechen für ein geringeres Sterberisiko von Betrieben in Mehrbetriebsunternehmen. Baden-Fuller (1989) dagegen erwartet einen umgekehrten Zusammenhang, da in Mehrbetriebsunternehmen die Kosten einer Betriebsschließung geringer ausfallen, weil im Zuge der Restrukturierungsprozesse eine höhere Effizienz der Arbeitsplatz- und Produktionsgegebenheiten realisiert werden kann. Folgt man der Argumentation, dass Gründungen im Rahmen von Mehrbetriebsunternehmen vor allem aus monetären Beweggründen erfolgen, während insbesondere kleine Einbetriebsunternehmensgründungen häufig

---

10 Vgl. dazu ebenfalls Agarwal/Gort (1996) oder Agarwal (1997, 1998).
11 Vgl. dazu z.B. Caves/Porter (1977) und Porter (1979).
12 Vgl. z.B. Tveteras/Eide (2000), S. 67f.

zumindest auch aus einem Wunsch nach Selbständigkeit resultieren, so könnte man ebenso erwarten, dass Betriebe eines Mehrbetriebsunternehmens bei mangelnder Rentabilität relativ schnell wieder geschlossen werden, während in kleinen Einbetriebsunternehmen der Wunsch nach Selbständigkeit zu einer höheren Bereitschaft führt, Anlaufprobleme und finanzielle Durststrecken durch persönliche Einkommensnachteile zu ertragen.

Die empirischen Ergebnisse bezüglich einer möglichen Bedeutung des Betriebstyps sind tatsächlich sehr uneinheitlich. Während Dunne at al. (1988) und Nucci (1999) zu der Schlussfolgerung gelangen, dass Gründungen von Mehrbetriebsunternehmen und insbesondere Diversifikationsgründungen bessere Überlebenschancen haben, behaupten Audretsch/Mahmood (1995), Brüderl et al. (1992, 1996) und auch Mata et al. (1995), dass Einbetriebsunternehmensgründungen statistisch gesichert über die besseren Überlebenswahrscheinlichkeiten verfügen. Tveteras/Eide (2000) finden für die norwegische Industrie systematische Unterschiede zwischen beiden Betriebstypen in der Bedeutung anderer Determinanten für das betriebliche Überleben und werten die Ergebnisse als Indiz, dass beide Betriebstypen in unterschiedlichen Marktnischen agieren und ihr Verhalten daher jeweils von anderen Regeln bestimmt ist. Gleichzeitig weisen die Autoren jedoch darauf hin, dass die Differenzen vor allem durch die kleinsten Betriebe geprägt werden.

Obwohl in der Literatur eine grundsätzliche Einigkeit besteht, dass die Überlebenschancen einer Neugründung sich mit zunehmendem Alter verbessern[13], bestehen kontroverse Auffassungen über die exakte Form des Zusammenhangs. Unter der These einer "*liability of newness*" lässt sich die Auffassung subsumieren, dass das Sterberisiko einer Neugründung unmittelbar nach ihrer Gründung am größten ist und dann im weiteren Zeitablauf sinkt.
Zur theoretischen Begründung des negativen Zusammenhangs zwischen Unternehmensalter und Sterberisiko können Selektionsmodelle in der Tradition von Jovanovic (1982) herangezogen werden. Neu auftretende Betriebe gewinnen nach ihrem Markteintritt Informationen über die Effizienz der eigenen Produktion und entscheiden dann auf der Grundlage bayesianischer Lernprozesse darüber, ob sich eine Ausdehnung der Tätigkeit lohnt oder der eigene Betrieb sich als unprofitabel erweist und daher geschlossen wird. Im Zuge des marktlichen Selektionsprozesses fallen daher von einer Neugründungskohorte Periode für Periode die am we-

[13] Vgl. z.B. auch Sutton (1997) oder Caves (1998).

nigsten profitablen Betriebe aus dem Markt, die weiter bestehenden Betriebe dagegen zeichnen sich durch eine höhere Effizienz und somit bessere Überlebenschancen aus.[14]

Der These einer liability of newness steht die Behauptung eines nichtmonotonen Zusammenhangs zwischen Unternehmensalter und Überlebenswahrscheinlichkeit gegenüber, die als "*liability of adolescence*" bezeichnet wird. Danach steigt das Sterberisiko in der unmittelbaren Zeit nach der Neugründung zunächst an und sinkt dann mit zunehmendem Alter kontinuierlich. Als eine mögliche Begründung für den zunächst ansteigenden und dann fallenden Verlauf der Hazardrate in Abhängigkeit vom Alter wird angeführt, dass neu auftretende Unternehmen zunächst einen Vertrauensvorschuss und daher eine Schonfrist genießen, da Kunden, Lieferanten oder Kapitalgeber den Betrieb erst einmal testen und erst dann auf der Grundlage der gesammelten Informationen über die Erfolgschancen des Betriebes entscheiden.[15] Außerdem kann man erwarten, dass neu gegründete Unternehmen über einen bestimmten Anfangsbestand an Ressourcen verfügen, der erst verbraucht werden muss, bevor es zu einer ökonomisch bedingten Schließung kommt.[16]

Mata/Portugal (1994, 1999) bestätigen für die portugiesische Industrie im Rahmen semiparametrischer Cox-Modelle eine negative Zeitabhängigkeit der Hazardrate, während Brüderl et al. (1991, 1996) und Wagner (1994b) zu dem Ergebnis einer zunächst steigenden und dann sinkenden Hazardrate gelangen und somit die These einer liability of adolescence untermauern. Honjo (2000) findet für die japanische Industrie ebenfalls einen nichtmonotonen Zusammenhang, wobei der Umkehrpunkt in der Entwicklung des Zusammenhangs nach ungefähr sechs Jahren liegt.[17]

Doms et al. (1995) heben die Bedeutung der Kapitalausstattung eines Betriebes für seine Erfolgschancen hervor und betonen, dass dieser neben der Größe trotz bestehender Interdependenzen eine eigenständige Rolle bei der Erklärung der Überlebenschancen zufällt. Insbesondere kapitalintensive Betriebe und Betriebe mit einer modernen technologischen Ausstat-

---

14 Modelle aktiven Lernens, wie z.B. von Ericson/Pakes (1989), gehen ergänzend davon aus, dass ein Betrieb seine Zukunft auch aktiv durch Investitionen und unternehmerische Maßnahmen beeinflussen kann, so dass der Zusammenhang zwischen Alter und Sterbewahrscheinlichkeit nicht zwingend negativ sein muss.

15 Vgl. Fichman/Levinthal (1991).

16 Vgl. Brüderl/Schüssler (1990).

17 Insbesondere im Rahmen organisationsökologischer Ansätze werden auch Hypothesen diskutiert, nach denen das Risiko des Scheiterns mit zunehmendem Alter ansteigt (*liability of aging*). Strukturelle Trägheiten älterer Unternehmen erschweren die Anpassungsfähigkeit des Unternehmens an veränderte Umweltbedingungen und erhöhen daher das Risiko, den Umweltanforderungen nicht mehr gerecht werden zu können (*liability of obsolescence*, vgl. Baum/Mezias (1992)).

tung weisen einerseits höhere Wachstumsraten und andererseits gleichzeitig geringere Sterbewahrscheinlichkeiten auf. Fotopoulos/Louri (2000a) analysieren in einer Studie für die griechische Industrie und die Jahre 1982 bis 1992 explizit die Bedeutung finanzieller Variablen für die betrieblichen Überlebenschancen. Insbesondere ein höheres Startkapital, ein geringerer Verschuldungsgrad, ein hoher Anteil des Anlagevermögens am Gesamtvermögen, eine höhere Profitabilität sowie ein geringes Ausmaß an Beteiligungen an anderen Unter-nehmen reduzieren c.p. das Sterberisiko der Neugründungen. Tveteras/Eide (2000) finden einen negativen Zusammenhang zwischen dem Sterberisiko norwegischer Industriebetriebe und der Kapitalintensität bzw. der Investitionsrate, die sie jeweils als "proxy" für den Zugang zu externem Kapital interpretieren.

1.2 Branchenspezifischen Determinanten

Industrieökonomische und marktstrukturelle Erklärungsansätze stellen die mögliche Bedeutung des Branchen- und Marktumfeldes, in dem ein Unternehmen agiert, in den Mittelpunkt der Erklärung des Überlebens von neu gegründeten Betrieben.

Ein wesentliches industrielles Merkmal, dessen das Überleben behindernde Wirkung in der industrieökonomischen Literatur diskutiert wird, ist das Ausmaß, in dem *Skaleneffekte* in einer Branche eine Rolle spielen. Der Kostennachteil kleinerer Betriebe, der bereits bei der Besprechung der betriebsspezifischen Einflussfaktoren im vorigen Abschnitt angeführt wurde, ist c.p. um so ausgeprägter, je eher Skaleneffekte von Bedeutung sind und je höher damit die "minimum efficient scale (MES)" in einer Industrie liegt.[18] Um die erheblichen Kostennachteile zu kompensieren, müssen kleine Neugründungen in der Zeit nach ihrem Markteintritt entweder relativ schnell wachsen oder scheiden wieder aus dem Markt aus.[19]
Eine empirische Evaluation industriespezifischer Skaleneffekte wird erheblich dadurch erschwert, dass ihre Operationalisierung problematisch ist. Vielleicht liegt darin der Grund, dass veröffentlichte Studien zu sehr unterschiedlichen Ergebnissen gelangen. Während Audretsch (1995a, 1995b) tatsächlich ein signifikant höheres Sterberisiko in skalenintensiven Industrien feststellt, finden z.B. Mahmood (1992) oder Mata/Portugal (1994) keinen statistisch gesicherten Einfluss der MES auf das Überleben der Unternehmen.

---

[18] Vgl. dazu z.B. Weiss (1964, 1976), Caves et al. (1975) oder auch Audretsch (1995a), S. 70.

Ein positiver Impuls auf die Überlebenschancen einer Neugründung wird dem *Wachstum einer Branche* im Gründungsjahr und der Folgezeit zugeschrieben. Bradburd/Caves (1982) begründen die positive Stimulanz des Branchenwachstums mit der Tatsache, dass im Zuge einer günstigen Nachfrageentwicklung die Preise über die langfristigen Durchschnittskosten steigen können, der daraus resultierende Anstieg der Preis-Kosten-Relation die Wettbewerbsnachteile kleinerer Gründungen verringert und ihnen mehr Überlebensspielraum liefert. Ebenso kann in Zeiten günstiger Nachfrageentwicklungen erwartet werden, dass die bereits am Markt befindlichen Betriebe den neuen Wettbewerber weniger aggressiv bekämpfen als in Situationen, in denen Märkte mangels Nachfrage enger werden. Gegen die These höherer Überlebenswahrscheinlichkeiten in wachsenden Branchen führen Gort/Klepper (1982) an, dass hohe Wachstumsraten in Branchen vor allem in frühen Phasen eines Industrielebenszyklus typisch sind, die jedoch regelmäßig gleichzeitig durch ein hohes Sterberisiko gekennzeichnet sind. Ebenso kann die Tatsache, dass wachsende Branchen häufig ein rasches Anpassen der Betriebe an veränderte Umwelt- und Rahmenbedingungen erfordern, zu einem verstärkten Auftreten von Betriebsschließungen führen. Die überwiegende Mehrzahl der empirischen Forschungsarbeiten bestätigt einen positiven Einfluss des Branchenwachstums auf das Überleben (z.B. Mata/Portugal (1994, 1999), Audretsch (1995a, 1995b)). Wagner (1994b) findet für die niedersächsische Industrie zwar einen positiven Einfluss, der jedoch statistisch nicht gesichert ist, Honjo (2000) kann für die japanische Industrie keine gesicherten Zusammenhänge erkennen.

Neben dem Branchenwachstum werden auch andere Maße für die Marktgröße und die Marktdynamik zur Erklärung des Scheiterns von Neugründungen in empirischen Studien verwendet. Mata/Portugal (1994) weisen für die portugiesische Industrie einen signifikant negativen Zusammenhang zwischen der *Industriegröße* gemessen an der Zahl der in einer Branche tätigen Unternehmen und dem Sterberisiko nach. Je geringer somit die Zahl der Wettbewerber in einer Branche ausfällt, um so höher ist c.p. das Risiko eines Scheiterns. Alternativ oder ergänzend findet auch der Einfluss der *Anbieterkonzentration* auf das Überleben von Neugründungen Berücksichtigung. Ein verstärktes Abwehrverhalten der bereits am Markt befindlichen Betriebe könnte für einen negativen Einfluss des Ausmaßes der Konzentration auf die Überlebenschancen sprechen. Andererseits wird argumentiert, dass in konzentrierten Industrien typischerweise die Preise höher ausfallen und somit die Preis-Kosten-Relation günstiger ist, was auf einen positiven Zusammenhang zwischen Industriekonzentration und Überlebens-

---

[19] Strotmann (2002) zeigt im Rahmen bivariater Tobit-Regressionen und mit Panelschätzungen, dass c.p. das Beschäftigungswachstum von Betrieben in Branchen mit einem hohen Ausmaß an Skalenerträgen signifikant höher ausfällt als in Industrien, in denen Skaleneffekte von geringerer Bedeutung sind.

wahrscheinlichkeit schließen lassen könnte.[20] Die Ergebnisse der vorliegenden empirischen Studien sind hinsichtlich der Bedeutung der Konzentration sehr uneinheitlich. Audretsch (1991) findet zwar einen kurzfristig positiven Impuls auf das Überleben, langfristig jedoch geht von der Marktkonzentration kein relevanter Einfluss auf die Hazardraten aus. In zahlreichen anderen Studien kann kein statistisch gesicherter Einfluss der Konzentration festgestellt werden (vgl. z.B. Wagner (1994b) oder Mata/Portugal (1994)).
Da in Branchen mit einer hohen *Gründungsintensität* der Wettbewerb um vorhandenes Marktvolumen besonders intensiv ausfällt, könnte man hier ein c.p. größeres Sterberisiko vermuten.[21] Eine geringere Überlebenswahrscheinlichkeit von Neugründungen in gründungsintensiven Branchen ist auch kompatibel mit der Beobachtung einer positiven Korrelation zwischen Gründungs- und Schließungsraten im industriellen Querschnitt, die in der Literatur bereits als stilisiertes Faktum akzeptiert ist und von Strotmann (2002) für die baden-württembergische Industrie nachgewiesen wurde. Mata/Portugal (1994, 1999) und Honjo (2000) bestätigen die höhere Rate des Scheiterns von Neugründungen in Industrien mit hoher Gründungsdynamik.

Unterschiede in den *technologischen Bedingungen* in einer Branche können ebenfalls die Überlebenschancen neuer Betriebe beeinflussen. Nelson/Winter (1982) und Winter (1984) unterscheiden mit dem "unternehmerischen Regime" und dem "routinisierten Regime" zwei grundlegende technologische Regimes. Branchen, die dem routinisierten Regime zugeordnet werden können, lassen sich dadurch charakterisieren, dass Innovationen auf Wissen und Erfahrungen beruhen, die nur im Wettbewerb am Markt gemacht werden können und daher schwer transportierbar sind. Da Neugründungen diese Erfahrungen nicht besitzen können, haben bereits bestehende Betriebe in diesen Branchen einen Innovationsvorteil. Im unternehmerischen Regime dagegen basieren innovatorische Tätigkeiten auf Wissen, das primär oder zumindest auch außerhalb der bereits existierenden Betriebe entstehen kann und daher in stärkerem Maße im Zuge von Neugründungen Eingang in die Märkte findet.
Acs/Audretsch (1990) sowie Audretsch (1991, 1995a, 1995b) argumentieren, dass in Branchen, die sich dem unternehmerischen Regime zuordnen lassen, und insbesondere in solchen Branchen, in denen kleine Betriebe einen Innovationsvorteil aufweisen, ein höheres Auftreten von Neugründungen erwartet werden kann. Gleichzeitig ist jedoch das Risiko, ein Produkt zu entwickeln, das sich in der Folgezeit als nicht lebensfähig erweist, ebenfalls größer, so dass

[20] Vgl. z.B. Weiss (1989).

man von einem höheren Sterberisiko in innovativen Branchen ausgehen muss. Gelingt es einem Betrieb jedoch, sich mit einem wettbewerbsfähigen Produkt auf dem Markt zu etablieren, so weisen überlebende Betriebe in innovativen Branchen höhere Wachstumsraten der Beschäftigung sowie bessere bedingte Überlebenswahrscheinlichkeiten auf:
Schasse (1992) findet für die niedersächsische Industrie Ergebnisse, die zwar aufgrund der unterschiedlichen Operationalisierung der Technologieintensität nicht unmittelbar vergleichbar sind, den Ergebnissen von Audretsch jedoch widersprechen. Sowohl kurz-, mittel- als auch langfristig beobachtet Schasse eine höhere Überlebenswahrscheinlichkeit von Betrieben in Branchen der Spitzentechnik. Auffällig ist dabei, dass das Sterberisiko der Betriebe der Spitzentechnologie nach einigen Jahren jedoch auf relativ hohem Niveau stagniert, was Schasse auf den vergleichsweise hohen Konkurrenzdruck zurückführt, dem gerade High-Tech-Betriebe ausgesetzt sind. Mahmood (1992) hebt hervor, dass branchenspezifische Einflussfaktoren für High-Tech- und Low-Tech-Betriebe teilweise von unterschiedlicher Bedeutung sind. Während die Gründungsgröße sowohl in High-Tech- als auch in Low-Tech-Branchen einen signifikanten Einfluss auf das Scheiterrisiko hat, spielen externe Gegebenheiten wie z.B. das Ausmaß der branchenspezifischen Skaleneffekte in Low-Tech-Industrien eine geringere Rolle als in High-Tech-Industrien.

Audretsch et al. (1997) weisen darauf hin, dass sich die relative Bedeutung betriebs- und branchenspezifischer Faktoren für das betriebliche Überleben im Zeitablauf ändern kann. Im Rahmen von Logit-Regressionen für verschiedene Altersgruppen gelangen die Autoren zu dem Ergebnis, dass branchenspezifische Einflüsse das Überleben insbesondere in der kurzen Frist in signifikantem Maße prägen, während längerfristig betriebsindividuellen Faktoren die wesentliche Rolle zukommt.

1.3 Bedeutung regionaler Agglomeration und makroökonomischer Rahmenbedingungen

Mangels detaillierter Regionaldaten findet in der vorliegenden Studie für die baden-württembergische Industrie das regionale Umfeld, in dem eine Gründung erfolgt, ausschließlich in Form des regionalen Agglomerationsgrades Berücksichtigung.

---

[21] Anzumerken ist die Tatsache, dass ein Wettbewerbsdruck auf einem Markt auch bereits durch die Möglichkeit "potenzieller" Gründungen bestehen kann, die jedoch auf der Grundlage der verfügbaren Daten nicht operationalisiert werden kann.

Einerseits kann ein hoher Agglomerationsgrad einer Region, der häufig durch die Bevölkerungsdichte oder alternative Raumtypen operationalisiert wird, das Entstehen und Überleben von Neugründungen begünstigen. Positive externe Effekte durch eine große räumliche Nähe zu Lieferanten, kooperierenden Unternehmen und Kunden, kurze Wege und eine große Verfügbarkeit gut ausgebildeter Arbeitskräfte sind Beispiele für mögliche Vorteile einer Gründung in dicht besiedelten Regionen (vgl. dazu z.B. auch die "inner-city-incubator"-Hypothese von Vernon (1960)). Gleichzeitig lassen sich jedoch auch Argumente anführen, warum ein zu hoher Agglomerationsgrad das Überleben behindern kann. Teure Gewerbeflächen, ein hohes Lohnniveau oder auch überlastete Verkehrswege sind mögliche Gründe, die ein Überleben einer Neugründung in hoch agglomerierten Regionen erschweren könnten. Gemäß der "filtering-down"-Theorie von Thompson (1968) entstehen neue, innovative Betriebe häufig in städtischen Gebieten. Im Zuge des Industrie- oder Produktlebenszyklus nehmen jedoch die Standortvorteile dicht besiedelter Regionen ab und die Betriebe werden verstärkt die möglichen Vorteile der Randregionen oder weniger dicht besiedelten Regionen nutzen.

Keeble/Walker (1994) stellen einen signifikant positiven Einfluss der Bevölkerungsdichte auf das Sterben von Firmen fest, während z.B. Audretsch/Vivarelli (1995) und Gerlach/Wagner (1994) keinen signifikanten Einfluss der Agglomerationseffekte auf das Gründungsverhalten finden. Fotopoulos/Louri (2000b) gelangen für die griechische Industrie zu dem Ergebnis, dass die Überlebenschancen gerade kleinerer Betriebe in der Gegend um Athen deutlich günstiger ausfallen, so dass Agglomerationseffekte hier überlebensfördernd wirken.

Ein möglicher Einfluss der konjunkturellen Gesamtsituation auf das Überleben von Neugründungen wird bisher in eher wenigen Studien thematisiert. In den Untersuchungen, die eine mögliche Bedeutung der Konjunktur für das Überleben und Sterben von Neugründungen analysieren, wird das konjunkturelle Umfeld alternativ oder gleichzeitig insbesondere durch die Wachstumsrate einer Sozialproduktsgröße, die Entwicklung der Arbeitslosenquote oder die zeitliche Entwicklung des Realzinssatzes (vgl. z.B. Audretsch/ Mahmood (1995)) berücksichtigt. Während Fotopoulos/Louri (2000a) zu dem Ergebnis gelangen, dass das makroökonomische Umfeld von wichtiger Bedeutung für das betriebliche Schließungsrisiko ist, behaupten Boeri/Bellmann (1995) eine weitgehende Unabhängigkeit des Schließungsverhaltens der Betriebe von der konjunkturellen Entwicklung. Audretsch (1991) findet zumindest gewisse Evidenz für die Tatsache, dass die beobachteten Überlebensraten von der Konjunktur abhängig

sind, und weist darauf hin, wie wichtig es ist, seine Analysen auf der Grundlage längerer Zeitreihen und regelmäßiger Beobachtungen treffen zu können, um fundierte Aussagen über eine mögliche Bedeutung der Konjunktur treffen zu können.

2. Datenbasis und Operationalisierung des Gründungs- und Schließungsbegriffes

Für die vorliegende Studie wurden Betriebsdaten aus zwei regelmäßigen Erhebungen der amtlichen Industriestatistik verwendet. Informationen über Betriebe mit mindestens 20 Beschäftigten und Betriebe, die einem Unternehmen angehören, das über mindestens 20 Beschäftigte verfügt, wurden den Monatsberichten im Produzierenden Gewerbe entnommen.[22] Zugespielt wurden Informationen über Industriebetriebe mit weniger als 20 Beschäftigten aus der jährlichen Erhebung für industrielle Kleinbetriebe im Bergbau und im Verarbeitenden Gewerbe.[23] Durch die Verknüpfung der jährlichen Angaben anhand der Betriebsnummern wurde für die baden-württembergische Industrie als Ausgangsdatensatz ein Betriebspaneldatensatz erstellt, der von 1980 bis 1999 Informationen über sämtliche Betriebe enthält, die in diesem Zeitraum zum Berichtskreis der amtlichen Industriestatistik gehörten. Dieser Betriebspaneldatensatz verfügt zwar über relativ wenige Variablen, zeichnet sich jedoch durch eine sehr hohe Fallzahl sowie sehr verlässliche Daten aus und erlaubt auf der Grundlage amtlicher Daten die Analyse betriebsindividueller Entwicklungen im Zeitablauf.

Ein wichtiges Problem bei Studien zur Gründungsdynamik stellt die Abgrenzung des verwendeten Gründungsbegriffs dar. Ergebnisse bisheriger Studien lassen erwarten, dass sowohl die Determinanten des Markteintritts als auch der post-entry-performance in wesentlichem Maße vom unterstellten Gründungsbegriff abhängen.[24]
Unter einer *originären Gründung* eines Unternehmens oder Betriebes versteht man eine Gründung, bei der die betriebliche Faktorkombination völlig neu aufgebaut werden muss. Im Rahmen *derivativer Gründungen* dagegen wird im Zuge einer Betriebsübernahme bzw. einer Akquisition oder Fusion auf bereits bestehende Faktorkombinationen zurückgegriffen.
Eine abschließende Unterscheidung originärer und derivativer Gründungen ist anhand der verfügbaren Datenbasis leider nicht möglich. Als mögliche Neugründung wird im Folgenden

---

22 Die monatlichen Angaben über die Beschäftigung und den Umsatz wurden für die weiteren Analysen jeweils zu Jahresdurchschnittswerten aggregiert.

23 Zu beachten ist dabei, dass der Berichtskreis der Kleinbetriebserhebung im Gegensatz zu den Monatsberichten keine Handwerksbetriebe umfasst. Handwerksbetriebe, die nicht in den Monatserhebungen erfasst werden, finden somit keinen Eingang in den Paneldatensatz.

24 Vgl. z.B. Mata (1993), S. 118.

jeder Betrieb betrachtet, der in einem Jahr neu in den Berichtskreis aufgenommen wird. Diese Annahme ist durchaus problematisch, da es sich bei einem neu auftretenden Betrieb nicht zwingend um eine echte Neugründung handeln muss, sondern sich dahinter zum Beispiel auch Regionswechsler, die ihren Sitz nach Baden-Württemberg verlagert haben, oder Schwerpunktwechsler, die ihren Tätigkeitsschwerpunkt in den industriellen Sektor gelegt haben, verbergen können. Um Unschärfen bei der Interpretation möglichst weitgehend zu reduzieren und die Stabilität der abgeleiteten Ergebnisse zu überprüfen, wird im Folgenden der in der Literatur gängigen "Notlösung" gefolgt und eine Abgrenzung mit Hilfe der Beschäftigtenzahl vorgenommen. Hinter dieser Näherungslösung verbirgt sich die Erkenntnis, dass es sich insbesondere bei originären Gründungen typischerweise um sehr kleine Betriebe bzw. Unternehmen handelt. Als Abschneidegrenzen werden alternativ 20 und 50 Beschäftigte verwendet. Obwohl diese Vorgehensweise keineswegs unproblematisch ist, hat sie sich in zahlreichen Studien zumindest als praktikabel erwiesen.[25] Darüber hinaus wurden Betriebe, deren Meldung einjährige „Lücken“ aufweist, da z.B. der Betrieb vorübergehend still gelegt wurde, nach Wiederaufnahme in den Berichtskreis nicht als Neugründung gewertet, sondern aus den folgenden Analysen ausgeschlossen.

Als Betriebsschließung wird in der vorliegenden Studie entsprechend vereinfachend der Wegfall eines Betriebes aus dem Berichtskreis der amtlichen Industriestatistik bezeichnet, wobei tatsächliche Schließungen erneut von Regions- und Bereichswechslern oder aber Betriebsübernahmen überlagert werden können. Inhaltlich geboten wäre zudem eine Unterscheidung zwischen einer freiwilligen Unternehmens- oder Betriebsschließung, wie sie z.B. erfolgt, wenn in Personenunternehmen die leitenden Personen altersbedingt ausscheiden und kein Nachfolger gefunden wurde, und einer ökonomisch bedingten Schließung, die zwangsweise im Anschluss an ein Insolvenzverfahren erfolgt. Der im Folgenden verwendete Schließungsbegriff muss jedoch sowohl ökonomisch bedingte als auch freiwillige Schließungen umfassen.[26]

---

[25] Vgl. z.B. die entsprechende Vorgehensweise bei Wagner (1994a), S. 213f.
Eine aus inhaltlicher Sicht gebotene Unterscheidung kann man anhand der amtlichen Daten mit Blick auf die Selbständigkeit des neu gegründeten Betriebes danach treffen, ob es sich um die Gründung eines rechtlich selbständigen Einbetriebsunternehmens ("*de novo entry*") oder aber eine Betriebsgründung im Rahmen eines Mehrbetriebsunternehmens und somit um eine Diversifikationsgründung handelt ("*diversified entry*"). Vgl. zu diesem Thema z.B. auch Dunne et al. (1988), S. 496.

[26] Für eine eingehendere Beschreibung der Probleme bei der Identifikation von Neugründungen und Schließungen vgl. z.B. Fritsch/Niese (1999).

Allerdings verfügt der amtliche Datensatz trotz der beschriebenen Mängel auch über Vorteile, die ihn insbesondere gegenüber Daten, die auf der Gewerbemeldestatistik basieren, für eine Analyse des Gründungs- und Schließungsverhaltens auszeichnen. Neben der Regelmäßigkeit der Datenerhebung und der vergleichsweise hohen Zuverlässigkeit der Angaben enthält die Industriestatistik keine Scheinanmeldungen, die zur Nutzung steuerlicher und sonstiger Vorteile in der Gewerbemeldestatistik häufig auftreten. Gleichzeitig ist ein "Vergessen" des Abmeldens, das bei Gewerbemeldedaten immer wieder vorkommen kann, da eine unterlassene Gewerbeabmeldung nicht bestraft wird, kein relevantes Problem.[27] Doppelzählungen, wie sie im Rahmen der Gewerbemeldestatistik gehäuft auftreten können, spielen für den amtlichen Datensatz ebenfalls keine Rolle. Außerdem enthält der amtliche Datensatz im Gegensatz zu zahlreichen anderen Studien auch Angaben über Kleinstbetriebe, deren Erfassung für eine Analyse des Gründungsgeschehens von besonderer Bedeutung ist.

Um die Analyseergebnisse nicht nur auf eine Gründungskohorte zu beziehen, werden im Weiteren sämtliche neu auftretenden Industriebetriebe der Jahre 1981 bis 1984 berücksichtigt, wobei auf die Einbeziehung neu auftretender Betriebe mit fünfzig oder mehr Beschäftigten verzichtet wird, da es sich wie bereits betont bei diesen typischerweise nicht um "echte" Neugründungen, sondern z.B. um Betriebsabspaltungen, Regionswechsler oder Schwerpunktwechsler handelt.[28] Insgesamt liegen damit 2605 neu auftretende Betriebe, deren Überleben oder Sterben bis einschließlich 1994 auf jährlicher Basis verfolgt wird, den folgenden Analysen zugrunde. Zwischen acht und neun von zehn Neugründungen sind dabei jeweils Kleinstbetriebsgründungen mit weniger als 20 Beschäftigten.[29] Auf eine Verlängerung des Analysezeitraums bis 1999 wurde verzichtet, da es im Rahmen der Änderung der Wirtschaftszweigsystematik von der SYPRO auf die WZ 93 im Jahr 1995 zu erheblichen Änderungen in der Zusammensetzung des Berichtskreises und der Zuordnung der Branchen kam.

---

27 Vgl. dazu auch Schasse (1992), S. 34, oder Harhoff/Steil (1997), S. 18ff.

28 Der Anteil neu auftretender Betriebe mit mindestens 50 Beschäftigten liegt jährlich bei ca. 3-5%, so dass die überwiegende Mehrzahl der neu auftretenden Betriebe in den folgenden Analysen erfasst wird. Da die Verwendung der Abschneidegrenze bei 20 Beschäftigten zu sehr ähnlichen Ergebnissen führt, beschränkt sich die weitere Darstellung auf neu auftretende Betriebe mit weniger als 50 Beschäftigten.

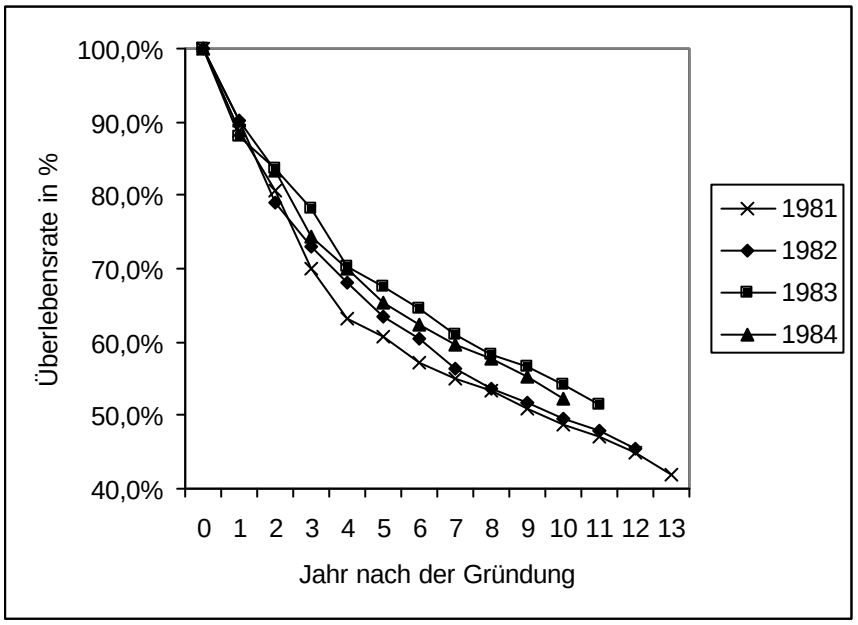
29 Während in der vorliegenden Studie Kohorten von Neugründungen im Zeitablauf bis zu ihrem Ausscheiden untersucht werden, setzt Wagner (1999) einen etwas anderen Analyseschwerpunkt und betrachtet Kohorten schließender Betriebe in den Jahren vor ihrer Schließung.

3. Deskriptive Ergebnisse

Fundierte Aussagen über mögliche Beschäftigungswirkungen durch Neugründungen sollten vor dem Hintergrund der hohen Sterblichkeit gerade junger Betriebe nie auf der Grundlage von Impulseffekten, sondern stets aufgrund von Kohortenanalysen getroffen werden, in denen die Beschäftigungsentwicklung über einen längeren Zeitraum hinweg verfolgt wird.

Abbildung 1 gibt grafisch die zeitliche Entwicklung der Überlebensraten (auch: *Survivorraten*) der Gründungskohorten wieder, die als Anteil der nach t Perioden noch bestehenden Betriebe in Relation zur Gesamtzahl der Betriebe im Gründungsjahr definiert sind.

Abbildung 1: Zeitliche Entwicklung der Überlebensraten von Neugründungen mit weniger als 50 Beschäftigten, Kohorten 1981-1984[30]

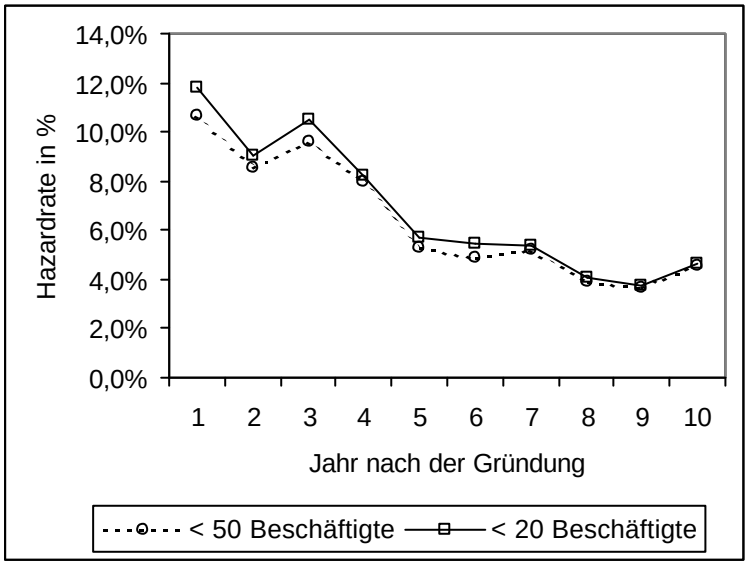


Das hohe Sterberisiko, dem sich Neugründungen ausgesetzt sehen, tritt dabei deutlich zum Vorschein. Von den 1981 gegründeten Industriebetrieben waren nach zwei Jahren bereits knapp zwanzig und nach fünf Jahren fast vierzig Prozent der Betriebe bereits wieder geschlossen. Nach 10 Jahren bestanden nur noch weniger als die Hälfte der anfänglich neu gegründeten Betriebe. Für die übrigen Gründungskohorten lassen sich entsprechende Größenordnungen angeben.

Die zeitliche Entwicklung des betrieblichen Sterberisikos lässt sich auch anhand des Verlaufs der sogenannten *Hazardrate* veranschaulichen, die hier die Wahrscheinlichkeit angibt, dass ein Betrieb, der bereits t Jahre überlebt hat, in der folgenden Periode aus dem Berichtskreis

ausscheidet. Abbildung 2 lässt erkennen, dass das bedingte Sterberisiko der Neugründungen gemessen an der Hazardrate in den ersten Jahren nach der Neugründung deutlich größer ist als nach Ablauf einiger Jahre. Hat sich ein Betrieb nach einer gewissen Zeit auf dem Markt etabliert, so steigen seine weiteren Überlebenschancen erheblich an. Ein erster Vergleich der Hazardraten aller Neugründungen mit weniger als 50 Beschäftigten mit den entsprechenden Hazardraten bei Beschränkung auf Kleinstbetriebsgründungen mit weniger als 20 Beschäftigten lässt erkennen, dass das Sterberisiko in den Jahren unmittelbar nach der Gründung für Kleinbetriebe c.p. größer war als für Großbetriebe, so dass die Gründungsgröße von signifikanter Bedeutung für die späteren Überlebenschancen sein könnte. Eine Analyse möglicher Determinanten der Überlebenswahrscheinlichkeit von Neugründungen wird jedoch erst in den folgenden Abschnitten vorgenommen.

Abbildung 2: Zeitliche Entwicklung der durchschnittlichen Hazardraten in Gründungen unterschiedlicher Größe, Kohorten 1981-1984



Die für die baden-württembergische Gesamtindustrie gefundenen Hazardraten entsprechen in der Größenordnung ungefähr den Ergebnissen, die von Baldwin/Gorecki (1991) für die kanadische Industrie angeführt werden. Mata et al. (1995) finden für die portugiesische Industrie jedoch bedingte Sterbewahrscheinlichkeiten, die deutlich über den baden-württembergischen Raten liegen.[31]

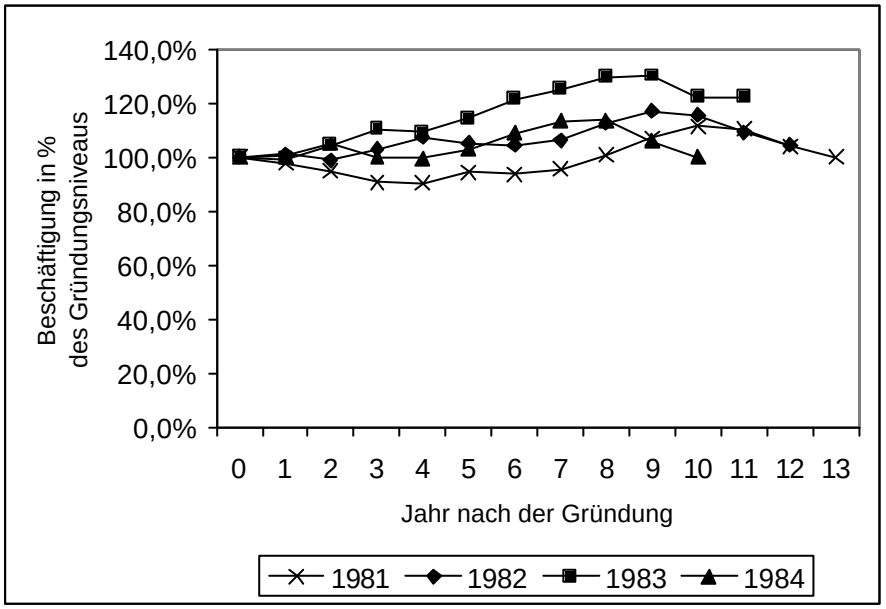
---

30 Das lineare Verbinden der beobachteten Survivorfunktion unterstellt, dass sich die Zeitpunkte des Ausscheidens der einzelnen Betriebe gleichmäßig über die Zeit verteilen.

31 Die portugiesische Hazardrate betrug im ersten Jahr 25% und nahm auch nach sieben Jahren mit 13% noch einen zweistelligen Wert an, der sogar über dem baden-württembergischen Sterberisiko im Ausgangsjahr. Vgl. Mata et al. (1995), S. 465.

Betrachtet man die zeitliche Entwicklung der Gesamtbeschäftigung einer Gründungskohorte, so zeigt sich, dass die stark rückläufige Zahl der Industriebetriebe nicht zu einem gleichzeitigen Rückgang der Kohortenbeschäftigung führte (vgl. Abbildung 3). Vielmehr konnte sogar für alle vier Kohorten zumindest bis Ende der 80er Jahre ein Anstieg in der Gesamtbeschäftigung beobachtet werden. Erst die Rezession Anfang der 90er Jahre führte zu einem Sinken der Beschäftigtenzahlen, wobei mit Ausnahme der Kohorte 1981 alle anderen Kohorten am Ende des Betrachtungszeitraums eine gestiegene Beschäftigung aufwiesen. Insgesamt lieferte eine Gründungskohorte somit einen längerfristigen absoluten Beschäftigungsbeitrag, der teilweise sogar etwas über der Ausgangsbeschäftigung der Gründungskohorten lag.

Abbildung 3: Zeitliche Entwicklung der Beschäftigung der Gründungskohorten, Gründungen mit weniger als 50 Beschäftigten, Kohorten 1981-1984



Die vorliegenden Ergebnisse bestätigen somit in der Tendenz die Schlussfolgerung von Gerlach/Wagner (1997) für die niedersächsische Industrie, dass man im Großen und Ganzen davon ausgehen kann, dass eine Gründungskohorte langfristig ungefähr den Beschäftigungsbeitrag leistet, den sie bereits im Ausgangsjahr aufweist. Diese bemerkenswerte Konstanz des Beitrags einer Gründungskohorte trotz einer hohen Ausfallquote durch schließende Betriebe ist Folge der Tatsache, dass die überlebenden Betriebe zumindest im Durchschnitt in erheblichem Maße gewachsen sein müssen.

Der folgende Abschnitt widmet sich einer empirischen Analyse möglicher Ursachen des betrieblichen Schließungsrisikos. Eine entsprechende Untersuchung der Bedeutung möglicher

Determinanten des Beschäftigungswachstums der Neugründungen in der Zeit nach dem Markteintritt findet man in Strotmann (2002).

4. Ergebnisse ökonometrischer Survival-Analysen

4.1 Operationalisierung der Einflussgrößen

Als Indikator für die Gründungsgröße eines Betriebes wird die logarithmierte Gründungsbeschäftigung herangezogen, wobei ergänzend auch die quadrierte logarithmierte Gründungsbeschäftigung berücksichtigt wird, um mögliche Nichtlinearitäten im Zusammenhang zu kontrollieren. Da Finanzvariablen nicht zur Verfügung stehen, kann die Gründungsgröße auch als Indikator für die finanzielle Anfangsausstattung eines Betriebes interpretiert werden. Eine Dummy-Variable, die für den Fall einer Einbetriebsunternehmensgründung den Wert Eins und für den Fall einer Gründung im Rahmen eines Mehrbetriebsunternehmens den Wert Null annimmt, soll mögliche Differenzen in den Sterberisiken unterschiedlicher Betriebstypen auffangen. Die Rolle der bisherigen Überlebensdauer eines Betriebes und somit des Betriebsalters kann anhand der Zeitabhängigkeit der geschätzten Hazardraten beurteilt werden.

Das branchenspezifische Umfeld im Gründungsjahr wird auf Zweistellerebene der SYPRO durch das Ausmaß der Anbieterkonzentration gemessen am logarithmierten Herfindahl-Index, die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des Branchenumsatzes sowie das Ausmaß der branchenspezifischen Skaleneffekte anhand des Comanor-Wilson-Maßes abgebildet.[32] Als Indikator für die Marktgröße findet die logarithmierte Zahl der im Gründungsjahr bereits am Markt befindlichen Betriebe Verwendung, die Gründungsdynamik einer Branche wird alternativ durch die absolute Zahl der Gründungen oder die relative Zahl neu gegründeter Betriebe approximiert. Als Maß für die Heterogenität betrieblicher Beschäftigungsentwicklungen in einer Branche und somit die "Turbulenz" wird ergänzend die logarithmierte Excess-Job-Turnover-Rate[33] als erklärende Variable berücksichtigt. Mit ihrer Hilfe kann überprüft werden, ob das betriebliche Sterberisiko in homogenen Branchen größer ausfällt als in heterogenen Branchen.

---

32 Das Comanor-Wilson-Maß ist definiert als Durchschnittsgröße der größten Betriebe, die über 50% des Branchenumsatzes verfügen. Vgl. Comanor/Wilson (1967).

33 Die Excess-Job-Turnover-Rate ist definiert als Differenz zwischen der Job-Turnover-Rate und dem Absolutbetrag der Veränderungsrate der Beschäftigung. Sie gibt den Teil der Arbeitsplatzfluktuation auf betrieblicher Ebene an, der nicht erforderlich gewesen wäre, um die resultierende Veränderung der Beschäftigung zu ermöglichen. Für detailliertere Ausführungen vgl. z.B. OECD (1987) oder Strotmann (2002).

Die technologischen Bedingungen einer Branche werden mit Hilfe einer Technologie-Dummy-Variablen abgebildet, die den Wert Eins annimmt, wenn ein Betrieb schwerpunktmäßig einer Branche der Spitzentechnik oder der Höherwertigen Technik zugeordnet werden kann, und den Wert Null aufweist, wenn ein Betrieb zu einer Branche der Sonstigen Technik gehört.[34] Als Indikator für möglicherweise unterschiedliche konjunkturelle Gegebenheiten im jeweiligen Gründungsjahr werden Dummy-Variablen für die vier Gründungskohorten einbezogen. Zur Überprüfung einer möglichen Bedeutung des räumlichen Agglomerationsgrades wird auf die Raumtypen "Stadtkreis" und "Landkreis" zurückgegriffen. Für die vorgestellten Ergebnisse werden die Informationen zu einer Dummy-Variablen verdichtet, die den Wert Eins annimmt, wenn es sich um eine Gründung in einem Landkreis handelt, und über den Wert Null verfügt, wenn eine Betriebsgründung sich einem Stadtkreis zuordnen lässt.[35]

4.2 Ergebnisse regressionsanalytischer Verweildaueranalysen

4.2.1 Semiparametrische Proportional-Hazards-Regressionen

In einem ersten Schritt werden im Folgenden "*Proportional-Hazards-Modelle*" (kurz: PH-Modelle) geschätzt, bei denen die Hazardrate als Produkt einer Baseline-Hazardrate und einer Funktion von Kovariablen $e^{x_i'\beta}$ modelliert wird. x_i' ist dabei ein Vektor von Kovariablen und ß ein Vektor von Regressionskoeffizienten.[36]

(1) $$\lambda(t \mid x_i) = \lambda_0(t) \cdot e^{x_i'\beta}$$

Bei *parametrischen* PH-Regressionsmodellen muss für die Baseline-Hazardrate eine spezifische parametrische Form festgelegt werden. Eine geeignete Wahl der Verteilung setzt jedoch voraus, dass bestimmte a priori Informationen über den Verlauf der Hazardrate bekannt sind. Im Gegensatz zu den parametrischen PH-Modellen lässt das hier zunächst verwendete *semiparametrische* PH-Modell von Cox (1972) die Baseline-Hazardrate unspezifiziert.

Die Anwendung der Partial-Likelihood-Methode von Cox setzt voraus, dass die Zeitdauern der Individuen hinreichend genau gemessen werden können, dass also insbesondere keine identischen Beobachtungen ("Bindungen", "Ties") vorkommen. Im vorliegenden Fall treten

---

34 Eine detaillierte Erläuterung der hier verwendeten Operationalisierung der Technologieintensität findet man bei Strotmann (2002), S. 56f.. Die Zuordnung der Wirtschaftszweige der SYPRO auf die Technologiegruppen basiert dabei auf einer Liste forschungs- und entwicklungsintensiver Industrien, die vom NIW in Zusammenarbeit mit dem ISI-Institut erarbeitet wurde.

35 Zu Angaben über den Raumtyp für die Kreise der baden-württembergischen Industrie vgl. Maier (2000).

36 Vgl. im Folgenden z.B. Blossfeld et al. (1986), S. 76ff., oder Klein/Moeschberger (1997), S. 229-244.

jedoch Bindungen auf, da nur Zeitintervalle angegeben werden können, in denen ein Ereignis eintritt. Als Approximationsverfahren zur Handhabung der Bindungsproblematik wird daher die Methode von Breslow (1974) verwendet, wobei das Verfahren von Efron (1977) zu praktisch identischen Ergebnissen führt.[37] Die Varianz-Kovarianzmatrix wird jeweils robust nach dem Verfahren von Lin/Wei (1989) ermittelt.

Tabelle 1: Ergebnisse semiparametrischer PH-Regressionen für Gründungen der Jahre 1981 bis 1984 mit weniger als 50 Beschäftigten, P-Werte in Klammern

	Abhängige Variable: Betriebliche Hazardrate	
Log. Gründungsbeschäftigung	-0.456 (0.000)**	-0.451 (0.000)**
(Log. Gründungsbeschäftigung)²	0.063 (0.005)**	0.061 (0.006)**
Durchschnittliche Wachstumsrate des Branchenumsatzes	-2.687 (0.053)	-3.080 (0.031)*
Log. Herfindahl-Index	-0.137 (0.034)*	-0.137 (0.035)*
Log. Industriegröße	-0.228 (0.000)**	-0.236 (0.000)**
Betriebstyp (1 = Einbetriebsunternehmen, 0 sonst)	-0.362 (0.002)**	-0.383 (0.001)**
Log. Gründungsrate	0.191 (0.023)*	0.152 (0.083)
Technologiedummy (1 = High-/Medium-Tech, 0 sonst)	-0.088 (0.317)	-0.075 (0.393)
Ausmaß der Skalenerträge	0.153 (0.003)**	0.183 (0.001)**
Dummy für räumliche Agglomeration (1 = Landkreis, 0 = Stadtkreis)	-0.256 (0.000)**	-0.253 (0.000)**
Log. Excess-Job-Turnover-Rate		0.156 (0.116)
Kohorte 1982 (Referenz: Kohorte 1981)	-0.164 (0.068)	-0.141 (0.122)
Kohorte 1983 (Referenz: Kohorte 1981)	-0.250 (0.025)*	-0.277 (0.015)*
Kohorte 1984 (Referenz: Kohorte 1981)	-0.274 (0.030)*	-0.242 (0.059)
Zahl der Betriebe	2605	2605
Wald-Modelltest	153.9 (0.000)**	156.4 (0.000)**
Log-Likelihood	-10143.0	-10141.8
Test auf Vorliegen der Proportionalitätsannahme	15.88 (0.256)	15.96 (0.316)
Rangtest auf Vorliegen der Proportionalitätsannahme	12.46 (0.491)	12.41 (0.573)

Tabelle 1 gibt die Ergebnisse semiparametrischer Proportional-Hazards-Regressionen wieder. Alternative globale Tests auf Verletzung der PH-Annahme führen sowohl insgesamt als auch für die einzelnen Regressoren nicht zu einer signifikanten Ablehnung der Proportional-Hazards-Annahme, so dass die grundsätzliche Spezifikation der Modelle als PH-Modell in keinem Fall verworfen werden kann.

[37] Auf die Wiedergabe der entsprechenden Ergebnisse wird daher verzichtet.

Ein Blick auf die Koeffizienten der logarithmierten Gründungsbeschäftigung bestätigt für die baden-württembergische Industrie die These von der "liability of smallness". Je geringer die Gründungsgröße eines Betriebes ausfällt, um so höher ist c.p. sein Sterberisiko. Sowohl Kostennachteile aufgrund von Größennachteilen als auch die Tatsache, dass der finanzielle Spielraum für Kleinstbetriebsgründungen häufig besonders eng ausfällt, können für diese besondere Bedeutung der Gründungsgröße für die Überlebenschancen verantwortlich sein.

Ein signifikant positiver Koeffizient der quadrierten logarithmierten Gründungsbeschäftigung zeigt jedoch, dass die Vorteile der Gründungsgröße mit zunehmender Anfangsbeschäftigung degressiv wachsen. Damit untermauert die vorliegende Studie für die baden-württembergische Industrie die Existenz von Nichtlinearitäten im Zusammenhang zwischen Größe und Sterberisiko.

Die erhebliche Bedeutung der Gründungsgröße eines Betriebes für seine späteren Überlebensaussichten spiegelt sich auch in den Schätzergebnissen für die Variable wider, die das Ausmaß der branchenspezifischen Skalenerträge abbildet. Je eher Skaleneffekte in einer Industrie von Bedeutung sind, um so gravierender fallen c.p. die Kostennachteile einer zu kleinen Anfangsgröße aus und um so größer ist das betriebliche Sterberisiko. Erwartungsgemäß begünstigt ein hohes Wachstum des Branchenumsatzes als Indikator für gute Nachfragebedingungen in einer Branche das Überleben von Neugründungen. Je höher die jahresdurchschnittliche Wachstumsrate des Branchenumsatzes ist, desto geringer fällt die Hazardrate aus.
Die Marktgröße, gemessen an der logarithmierten Zahl der im Gründungsjahr bereits in einer Industrie agierenden Betriebe, hat analog zu den Studien von Mata/Portugal (1994, 1999) für die portugiesische Industrie ebenfalls einen positiven Einfluss auf die betrieblichen Überlebenschancen. Dieser statistisch gesicherte Einfluss kann als Indiz für die Tatsache gewertet werden, dass ein Neuauftreten von Betrieben in großen Branchen für die am Markt befindlichen Betriebe c.p. weniger spürbar ist und Neulinge daher auch von den bereits existierenden Wettbewerbern weniger aggressiv bekämpft werden.
Vom Ausmaß der Anbieterkonzentration gemessen am logarithmierten Herfindahl-Index des Umsatzes geht ein in allen Modellschätzungen stabiler negativer Einfluss auf das betriebliche Sterberisiko aus.
Ein signifikant positiver Koeffizient der logarithmierten Gründungsrate zeigt, dass Industrien, die sich durch eine hohe relative Bedeutung der Neugründungen und somit eine hohe Gründungsdynamik auszeichnen, gleichzeitig durch ein höheres Sterberisiko der Gründungen ge-

kennzeichnet werden können. Dieses Ergebnis ist kompatibel mit der von Geroski (1995) als stilisiertes Faktum bezeichneten und von Strotmann (2002) für die baden-württembergische Industrie bestätigten positiven Korrelation zwischen den branchenspezifischen Gründungs- und Schließungsraten.

Berücksichtigt man ergänzend mit der logarithmierten Excess-Job-Turnover-Rate einen Indikator für das Ausmaß an branchenspezifischer Heterogenität betrieblicher Beschäftigungsentwicklungen, so zeigt sich – wenn auch höchstens schwach signifikant –, dass das Sterberisiko der Betriebe nicht etwa in solchen Industrien besonders groß ist, die sich durch einen weitgehenden Gleichlauf betrieblicher Beschäftigungsentwicklungen auszeichnen. Vielmehr ist das Sterberisiko in solchen Branchen besonders ausgeprägt, in denen die Unterschiedlichkeit der betrieblichen Beschäftigungsentwicklungen sehr merklich ist. Eine mögliche Erklärung könnte darin bestehen, dass in heterogenen Branchen für die Betriebe die permanente Notwendigkeit besteht, sich an veränderte Umweltbedingungen anzupassen. Heterogenität bedeutet insoweit einerseits Chancen für innovations- und anpassungsfähige Betriebe, andererseits impliziert sie jedoch auch ein höheres Sterberisiko.

Die Technologie-Dummy-Variable nimmt zwar in allen Modellschätzungen ein negatives Vorzeichen an, ist jedoch nicht statistisch signifikant. Die Ergebnisse liefern somit höchstens ein Indiz für ein mögliches höheres Sterberisiko von Neugründungen in Low-Tech-Branchen.

Einbetriebsunternehmensgründungen verfügen bei Kontrolle für andere Einflussgrößen über signifikant bessere Überlebenswahrscheinlichkeiten als Betriebsgründungen von Mehrbetriebsunternehmen. Die baden-württembergischen Ergebnisse unterstützen somit die Resultate von Audretsch/Mahmood (1995) für die US-Industrie und Mata et al. (1995) für die Industrie Portugals.

Zwischen Gründungen in Stadt- und Landkreisen bestehen statistisch hochsignifikante Unterschiede in den Überlebenschancen. In Stadtkreisen und somit in hochagglomerierten Kreisen fiel das Sterberisiko um ungefähr 30% höher aus als in Landkreisen.

Die Kohortendummies sind gegenüber der Referenzkohorte 1981 jeweils signifikant von Null verschieden, während zwischen den Kohorten der Jahre 1982 bis 1984 keine signifikanten Unterschiede bestehen. Betrachtet man die Wachstumsraten des realen Bruttoinlandsprodukts in Baden-Württemberg, so zeichneten sich die Jahre 1981 und 1982 durch eher geringe Wachstumsraten aus, während das reale Wachstum 1983 und 1984 deutlich besser ausfiel. Die Kohortendummies können daher als Indiz für einen positiven Einfluss des konjunkturel-

len Umfelds im Gründungsjahr und der Folgezeit auf die Überle-benswahrscheinlichkeit gedeutet werden.[38]

Die Betrachtung der geschätzten Baseline-Survivorfunktion lässt eine negative Verweildauerabhängigkeit der Baseline-Hazardrate erkennen, die jedoch nichtlinearer Natur ist. In Abhängigkeit von der Überlebensdauer steigt das Sterberisiko zunächst an, erreicht nach ungefähr drei Jahren sein Maximum und sinkt dann in der Folgezeit. Die vorliegenden Ergebnisse sprechen somit eher für die These von der "liability of adolescence" als für die These der "liability of newness".

4.2.2 Parametrische Verweildauermodelle

Die ergänzende Schätzung *parametrischer Accelerated-Failure-Time (AFT)-Modelle*[39] lässt eine bemerkenswerte Stabilität der inhaltlichen Ergebnisse erkennen. Zieht man zunächst das Akaike-Informationskriterium (AIC) [40] zur Modellselektion heran, so zeigt sich, dass parametrische Modelle, die in der Lage sind, auch nicht monotone Verweildauerabhängigkeiten abzubilden, dem Exponential-Modell und auch dem Weibull-Modell deutlich vorgezogen werden. Tabelle 2 beschränkt sich daher in der Darstellung der Ergebnisse mit dem Gamma-, dem Lognormal- und dem Log-logistischen Modell auf die bevorzugten Modelle.

Während das Lognormal-Modell und das Log-logistische Modell ausnahmslos die Signifikanzen der semiparametrischen PH-Modelle bestätigen, verlieren im verallgemeinerten Gamma-Modell lediglich einige Einflussgrößen, wie z.B. das durchschnittliche Branchenwachstum oder die logarithmierte Gründungsrate, zwar nicht ihre Wirkungsrichtung, aber ihre statistische Signifikanz (vgl. zunächst die Spalten 1, 3 und 5 der Tabelle 2). Der nichtlineare Einfluss der Gründungsgröße auf die Überlebenschancen ist weiterhin gegeben, ohne dabei statistisch gesichert zu sein.

---

38 Zur Absicherung der Stabilität der Ergebnisse werden alternativ auch Modelle geschätzt, bei denen an Stelle der Kohortendummies Kalenderzeitdummies verwendet werden. Die Schätzungen der Koeffizienten fallen jedoch unabhängig von der Wahl der Zeitdummies weitgehend identisch aus.

39 In Accelerated-Failure-Time-Modellen wird die logarithmierte betriebliche Überlebensdauer als abhängige Variable verwendet und als Linearkombination von Kovariablen modelliert. Zur Methodik vgl. z.B. Klein/Moeschberger (1997), S. 45ff.

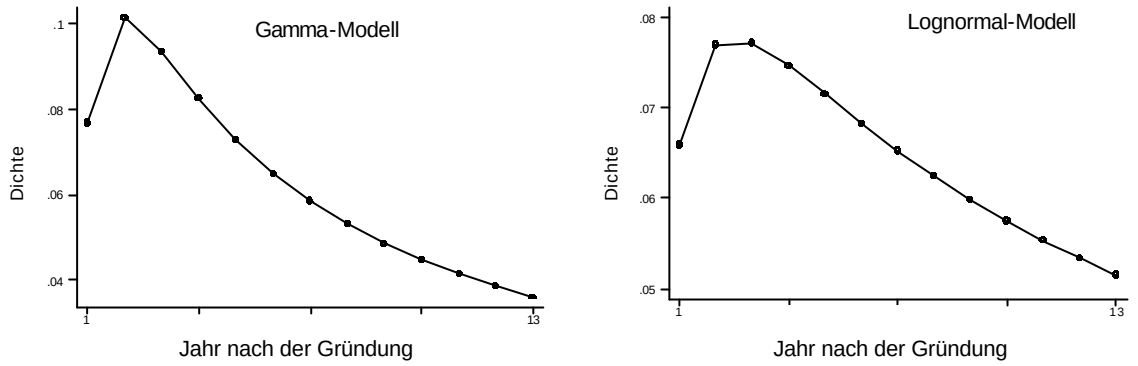
40 Vgl. z.B. Judge et al. (1988), S.848f.

Tabelle 2: Ergebnisse parametrischer AFT-Schätzungen für Gründungen der Jahre 1981-1984 mit weniger als 50 Beschäftigten, Berücksichtigung unbeobachteter Gammaheterogenität, P-Werte in Klammern

	Abhängige Variable: Logarithmierte betriebliche Überlebensdauer					
	Gamma-Modell		Lognormal-Modell		Log-logistisches Modell	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Berücksichtigung unbeobachteter Gammaheterogenität	nein	ja	nein	ja	nein	ja
Log. Gründungsbeschäftigung	0.350 (0.000)**	0.350 (0.000)**	0.481 (0.000)**	0.401 (0.000)**	0.510 (0.000)**	0.399 (0.000)**
(Log. Gründungsbeschäftigung)²	-0.037 (0.126)	-0.037 (0.126)	-0.061 (0.014)*	-0.040 (0.129)	-0.065 (0.011)*	-0.032 (0.255)
Durchschnittliche Wachstumsrate des Branchenumsatzes	2.007 (0.226)	2.008 (0.226)	3.444 (0.034)*	3.094 (0.073)	4.120 (0.014)*	3.962 (0.026)*
Log. Herfindahl-Index	0.184 (0.010)*	0.184 (0.010)*	0.193 (0.008)**	0.216 (0.005)**	0.202 (0.008)**	0.243 (0.004)**
Log. Industriegröße	0.250 (0.001)**	0.250 (0.001)**	0.297 (0.000)**	0.296 (0.000)**	0.315 (0.000)**	0.323 (0.000)**
Betriebstyp (1 = Einbetriebsunternehmen, 0 sonst)	0.302 (0.012)*	0.302 (0.012)*	0.404 (0.002)**	0.371 (0.004)**	0.442 (0.001)**	0.417 (0.002)**
Log. Gründungsrate	-0.134 (0.150)	-0.134 (0.150)	-0.194 (0.046)*	-0.197 (0.049)*	-0.223 (0.030)*	-0.251 (0.019)*
Technologiedummy (1 = High-/Medium-Tech, 0 sonst)	0.084 (0.324)	0.084 (0.324)	0.090 (0.339)	0.100 (0.285)	0.090 (0.369)	0.106 (0.305)
Ausmaß der Skalenerträge	-0.175 (0.003)**	-0.175 (0.003)**	-0.211 (0.001)**	-0.208 (0.001)**	-0.220 (0.000)**	-0.222 (0.001)**
Dummy für räumliche Agglomeration (1 = Landkreis, 0 = Stadtkreis)	0.217 (0.004)**	0.217 (0.004)**	0.278 (0.000)**	0.257 (0.001)**	0.296 (0.000)**	0.279 (0.001)**
Log. Excess-Job-Turnover-Rate	-0.151 (0.154)	-0.151 (0.154)	-0.176 (0.105)	-0.174 (0.117)	-0.183 (0.097)	-0.185 (0.102)
Kohorte 1982 (Referenz: Kohorte 1981)	0.183 (0.058)	0.183 (0.058)	0.202 (0.047)*	0.222 (0.034)*	0.215 (0.046)*	0.252 (0.026)*
Kohorte 1983 (Referenz: Kohorte 1981)	0.268 (0.041)*	0.268 (0.041)*	0.360 (0.005)**	0.383 (0.004)**	0.400 (0.003)**	0.481 (0.001)**
Kohorte 1984 (Referenz: Kohorte 1981)	0.204 (0.150)	0.204 (0.150)	0.300 (0.036)*	0.319 (0.032)*	0.345 (0.023)*	0.415 (0.009)**
Konstante	-0.093 (0.859)	-0.093 (0.859)	-0.031 (0.958)	-0.233 (0.684)	-0.290 (0.641)	-0.611 (0.322)
Zahl der Betriebe	2605	2605	2605	2605	2605	2605
Wald-Modelltest	65.67 (0.000)**	65.74 (0.000)**	169.1 (0.000)**	121.7 (0.000)**	173.1 (0.000)**	138.1 (0.000)**
P-Wert des LR-Tests auf Vorliegen signifikanter unbeobachteter Heterogenität		(0.000)**		(0.000)**		(0.000)**
Log-Likelihood	-3164.1	-3164.1	-3195.1	-3181.2	-3234.7	-3210.3
AIC	6363.3		6422.2		6501.4	

Abbildung 4 gibt exemplarisch die geschätzten Hazardfunktionen der bevorzugten parametrischen Modelle, des sehr flexiblen verallgemeinerten Gamma-Modells als auch des Lognormal-Modells wieder. Während unmittelbar nach der Gründung das Sterberisiko zunächst sehr hoch bleibt oder sogar ansteigt, lässt sich nach ungefähr zwei bis drei Jahren eine monoton fallende, negative Verweildauerabhängigkeit der Hazardrate beobachten. Dieses Ergebnis kann als weiteres Indiz für die These einer "liability of adolescence" gedeutet werden.

Abbildung 4: Geschätzte Hazardfunktionen auf der Grundlage eines parametrischen AFT-Gamma-Modells und eines Lognormal-Modells



Verweildauermodelle ohne Berücksichtigung unbeobachteter Populationsheterogenität basieren auf der Annahme, dass die verwendeten Kovariablen die Hazardrate vollständig bestimmen. Typischerweise muss jedoch davon ausgegangen werden, dass weitere Merkmale, die nicht erhoben werden oder nicht bekannt sind, die Hazardraten ebenfalls beeinflussen. Exemplarisch sei hier angeführt, dass der verwendete Datensatz es zum Beispiel nicht erlaubt, Informationen über die Gründungsperson bzw. die Gründungspersonen explizit zu berücksichtigen. Weiterhin enthält der Datensatz auch keine Informationen über wesentliche Finanzvariablen, wie z.B. die betriebliche Relation von Fremd- zu Eigenkapital, oder darüber, ob ein Betrieb in den Genuss öffentlicher Gründungsförderung gekommen ist oder nicht. Die mangelnde Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität kann bei der Aggregation über nicht beobachtete Merkmale eine tendenzielle Änderung der Hazardrate in Richtung einer negativen Zeitabhängigkeit bewirken.[41] Um die Stabilität der bisherigen Ergebnisse gegenüber dem Vorliegen unbeobachteter Heterogenität abzusichern, werden die parametrischen Modelle alternativ auch unter Einbeziehung der Möglichkeit unbeobachteter Heterogenität auf der Ebene einzelner Beobachtungen ("*frailty models*") geschätzt.[42]

Tabelle 2 (Spalten 2, 4 und 6) verdeutlicht, dass die inhaltlichen Schlussfolgerungen auch bei ergänzender Berücksichtigung unbeobachteter Gammaheterogenität keiner wesentlichen Modifikation bedürfen. Ein Likelihood-Ratio-Test lässt zwar in jedem Fall erkennen, dass die

---

41 Vgl. Blossfeld et al. (1986), S. 93ff.

42 Diese Modellannahme darf nicht verwechselt werden mit der Annahme einer für einzelne Einheiten im Zeitablauf konstanten unbeobachteten Heterogenität, wie sie im Rahmen sogenannter „shared frailty models“ getroffen wird. Um unbeobachtete Heterogenität in den Modellansatz aufzunehmen, wird eine reellwertige, positive Zufallsvariable α als multiplikativer Term in die Hazardfunktion eingeführt, die annahmegemäß über den Erwartungswert Eins und die Varianz θ verfügt. Für die Verteilung von α wurde eine Gammaverteilung mit den Parametern $(1/\theta, \theta)$ verwendet. Zur Überprüfung auf Vorliegen unbeobachteter Heterogenität wird im Rahmen eines Likelihood-Ratio-Tests getestet, ob die Varianz θ der Heterogenitäts-

Varianz θ der Heterogenitätskomponente signifikant von Null verschieden ist, so dass die Nullhypothese, dass keine signifikante unbeobachtete Heterogenität vorliegt, statistisch gesichert verworfen werden kann. Dennoch ist die Bedeutung der Berücksichtigung unbeobachteter Heterogenität für die Schätzergebnisse eher gering. Ohne eine einzige Ausnahme behalten alle Koeffizienten weiterhin ihr Vorzeichen und auch die statistische Signifikanz der gefundenen Effekte stimmt in der überwiegenden Mehrzahl der Fälle in den Modellvarianten mit und ohne Heterogenität jeweils überein.

4.2.3 Gruppierte Verweildauermodelle[43]

Da für die baden-württembergische Industrie Informationen über Kleinstbetriebsgründungen im Rahmen der industriellen Kleinbetriebserhebung nur auf jährlicher Basis vorliegen, kann für einen Großteil der Betriebe nur einmal im Jahr festgestellt werden, ob in den vergangenen zwölf Monaten eine Schließung erfolgte oder nicht. Daher treten in erheblichem Maße Bindungen auf. Im Rahmen der semiparametrischen PH-Regressionen wurde der Bindungsproblematik durch die Verwendung alternativer Approximationsverfahren Rechnung getragen. Dabei zeigte sich, dass die Modellschätzungen gegenüber der Wahl des Verfahrens sehr stabil sind. Bei der beträchtlichen Anzahl von Bindungen könnte dennoch befürchtet werden, dass die Parameterschätzungen unbrauchbar werden. Während in der Literatur teilweise die Meinung vertreten wird, dass zeitstetige Modelle stets zeitdiskreten Modellen vorzuziehen sind[44], befürworten Blossfeld et al. (1986) für diesen Fall die Verwendung gruppierter Verweildauermodelle, die der Datensituation besser gerecht werden.
Zur abschließenden Überprüfung der Robustheit der Schätzergebnisse wird daher ein gruppiertes Verweildauermodell von Prentice/Gloeckler (1978) geschätzt. Die Hazardrate des Prentice-Gloeckler-Modells lässt sich darstellen als:

$$\lambda(t \mid x_i) = 1 - \exp(-\exp(d_{0t} + x_i'\beta)) \tag{2}$$

Dabei repräsentieren die Parameter d_{0t} wie im semiparametrischen PH-Modell Grundhazardraten, die allen Betrieben gemeinsam sind, nicht von den Kovariablen abhängen und in ihrem Verlauf die Zeitabhängigkeit der Hazardrate widerspiegeln.

---

komponente signifikant von Eins verschieden ist. Für eine ausführlichere Darstellung der verwendeten Methodik vgl. z.B. Hougaard (1986) oder auch Wangler (1997), S. 66-73.

43 Einen knappen Überblick über Grundbegriffe der diskreten Verweildauermodelle findet man z.B. in Blossfeld et al. (1986), S. 101-105.

Tabelle 3: Ergebnisse gruppierter Prentice-Gloeckler-Verweildauermodelle für Gründungen der Jahre 1981-1984 mit weniger als 50 Beschäftigten, P-Werte in Klammern

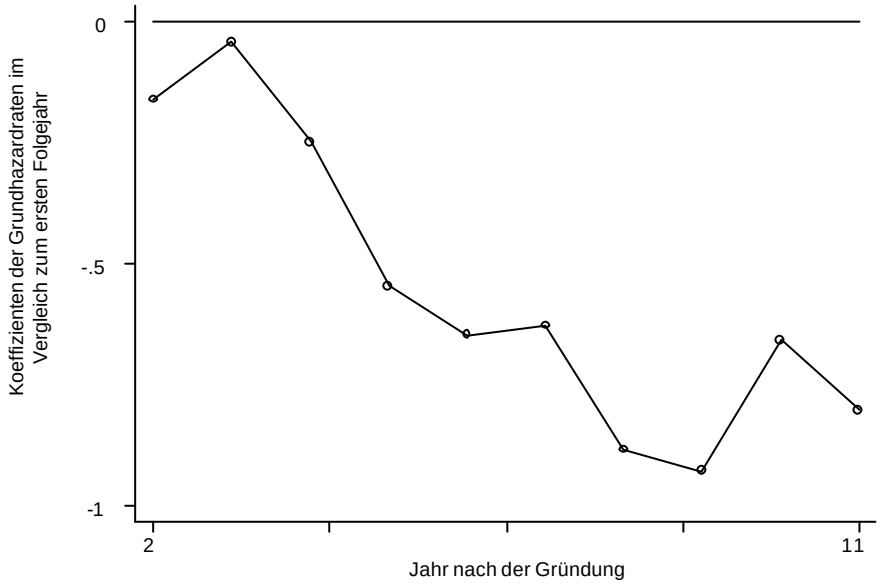
	Abhängige Variable: Betriebliche Hazardrate	
Dummy für Jahr 2 nach der Gründung (Referenz: Jahr 1)	-0.163 (0.083)	-0.162 (0.084)
Dummy für Jahr 3 (Referenz: Jahr 1)	-0.044 (0.642)	-0.043 (0.647)
Dummy für Jahr 4 (Referenz: Jahr 1)	-0.252 (0.015)*	-0.251 (0.015)*
Dummy für Jahr 5 (Referenz: Jahr 1)	-0.549 (0.000)**	-0.548 (0.000)**
Dummy für Jahr 6 (Referenz: Jahr 1)	-0.650 (0.000)**	-0.649 (0.000)**
Dummy für Jahr 7 (Referenz: Jahr 1)	-0.630 (0.000)**	-0.629 (0.000)**
Dummy für Jahr 8 (Referenz: Jahr 1)	-0.887 (0.000)**	-0.886 (0.000)**
Dummy für Jahr 9 (Referenz: Jahr 1)	-0.931 (0.000)**	-0.930 (0.000)**
Dummy für Jahr 10 (Referenz: Jahr 1)	-0.661 (0.000)**	-0.660 (0.000)**
Dummy für Jahr 11 (Referenz: Jahr 1)	-0.805 (0.000)**	-0.804 (0.000)**
Dummy für Jahr 12 (Referenz: Jahr 1)	-0.729 (0.000)**	-0.728 (0.000)**
Dummy für Jahr 13 (Referenz: Jahr 1)	-0.472 (0.057)	-0.470 (0.058)
Log. Gründungsbeschäftigung	-0.498 (0.000)**	-0.492 (0.000)**
(Log. Gründungsbeschäftigung)²	0.071 (0.003)**	0.069 (0.003)**
Durchschnittliche Wachstumsrate des Branchenumsatzes	-2.798 (0.064)	-3.223 (0.036)*
Log. Herfindahl-Index	-0.144 (0.033)*	-0.144 (0.034)*
Log. Industriegröße	-0.240 (0.000)**	-0.248 (0.000)**
Betriebstyp (1 = Einbetriebsunternehmen, 0 sonst)	-0.377 (0.002)**	-0.402 (0.001)**
Log. Gründungsrate	0.193 (0.024)*	0.151 (0.093)
Technologiedummy (1 = High-/Medium-Tech, 0 sonst)	-0.086 (0.348)	-0.072 (0.428)
Ausmaß der Skalenerträge	0.159 (0.003)**	0.192 (0.001)**
Dummy für räumliche Agglomeration (1 = Landkreis, 0 = Stadtkreis)	-0.275 (0.000)**	-0.272 (0.000)**
Log. Excess-Job-Turnover-Rate		0.170 (0.102)
Kohorte 1982 (Referenz: Kohorte 1981)	-0.167 (0.072)	-0.143 (0.130)
Kohorte 1983 (Referenz: Kohorte 1981)	-0.258 (0.025)*	-0.287 (0.014)*
Kohorte 1984 (Referenz: Kohorte 1981)	-0.286 (0.027)*	-0.251 (0.057)
Konstante	-0.372 (0.477)	-0.160 (0.767)
Zahl der Betriebe	2605	2605

[44] Vgl. z.B. Allison (1982).

Ein Blick auf die Schätzergebnisse in Tabelle 3 zeigt, dass die inhaltlichen Schlussfolgerungen der semiparametrischen und parametrischen Verweildauermodelle der vorigen Abschnitte sich ausnahmslos auch bei Annahme eines gruppierten Verweildauermodells bestätigen lassen. Sämtliche Variablen, die im Rahmen der vorigen Modellschätzungen als relevant erachtet wurden, weisen dasselbe Vorzeichen auf und behalten dabei auch weiterhin ihre statistische Signifikanz, so dass das Auftreten von Bindungen und das Vorliegen zeitdiskreter Beobachtungen ebenfalls keinen relevanten Einfluss auf die inhaltlichen Schlussfolgerungen besitzt.

Die Resultate des gruppierten Verweildauermodells lassen bei Betrachtung der zeitlichen Entwicklung der Koeffizienten der Grundhazardraten erneut eine negative Verweildauerabhängigkeit der Grundhazardraten erkennen (vgl. Abbildung 5).

Abbildung 5: Zeitliche Entwicklung der geschätzten Grundhazardraten, gruppiertes Prentice-Gloeckler-Verweildauermodell[45]



Dabei bestehen in den Jahren zwei und drei nach der Gründung keine signifikanten Unterschiede im Sterberisiko gegenüber dem ersten Jahr nach der Gründung. Dieses Fehlen eines signifikanten Rückgangs des Sterberisikos kann als Indiz dafür gedeutet werden, dass in den ersten Jahren nach der Gründung eine negative Verweildauerabhängigkeit der Hazardrate noch nicht beobachtet werden kann. Eine Nichtlinearität mit steigenden Hazardraten ist nicht überzeugend erkennbar. Ab dem vierten Jahr nach der Gründung liegt die betriebliche Grundhazardrate signifikant unterhalb der Hazardrate im ersten Jahr nach der Gründung und nimmt

dann im Zeitablauf weiter ab. Dass das Sterberisiko im vorliegenden Fall nach zwölf und dreizehn Jahren wieder deutlich steigt, könnte hier konjunkturelle Gründe haben. Da der Analysezeitraum insgesamt dreizehn Jahre umfasst, liegen für diese Überlebensdauern deutlich weniger Beobachtungen vor als für kürzere Überlebenszeitdauern, so dass sich in den Koeffizienten für die längeren Überlebensdauern nur die konjunkturell ausgesprochen schlechten Jahre 1992 bis 1994 niederschlagen, in denen das Sterberisiko unabhängig von der bisherigen Überlebensdauer c.p. größer ausfiel.

Einige kurze abschließende Überlegungen tragen einer Kritik Rechnung, die z.B. von Dunne et al. (1989b) und von Mata et al. (1995) aufgeworfen wird. Die bisherigen Modelle verwenden ausnahmslos zeitkonstante Kovariablen. Als Indikator für die Größe eines Betriebes wurde bisher ausschließlich die Anfangsbeschäftigung eines Betriebes im Jahr der Gründung und somit der "Ausgangsgrößennachteil" eines Betriebes berücksichtigt. Mata et al. weisen in ihrer Studie für die portugiesische Industrie darauf hin, dass neben der Ausgangsgröße auch die jeweils aktuelle Größe eines Betriebes und somit die Beschäftigungsentwicklung eines Betriebes in der Folgezeit der Gründung wesentlichen Einfluss auf die weiteren Überlebensaussichten hat. Gerade auch wenn man den lerntheoretischen Ansätzen in der Tradition von Jovanovic (1982) folgt, kann man erwarten, dass Betriebe, die nach der Gründung am Markt ihre Wettbewerbsfähigkeit erfahren, expandieren und dabei die Wahrscheinlichkeit einer Schließung durch die Kompensation des Größennachteils c.p. sinkt.

> "[...] a consequence which has been largely left unexplored in empirical work is that, over time, current size should be a better predictor of survival than initial size."[46]

Exemplarisch wird daher in die bisherigen Modellvarianten die jährliche Wachstumsrate der betrieblichen Beschäftigung als zusätzlicher, zeitvariabler Regressor eingebaut.[47] Tabelle 5 gibt die Ergebnisse einer semiparametrischen PH-Regression sowie des korrespondierenden gruppierten Prentice-Gloeckler-Modells wieder.

---

45 Grundhazardraten des Gesamtmodells aus Tabelle 5. Auf die Wiedergabe der Ergebnisse der Grundhazardraten der letzten beiden Jahre wurde aus den oben beschriebenen Gründen verzichtet.

46 Mata et al. (1995), S. 461.

47 Für Betriebe, die bereits im ersten Jahr nach ihrer Gründung wieder aus dem Berichtskreis ausscheiden, lässt sich die Wachstumsrate der Beschäftigung als Differenz der logarithmierten Beschäftigungen nicht bestimmen, so dass sich die Zahl der Betriebe hier gegenüber den bisherigen Modellen um die Betriebe reduziert, die nur ein Jahr im Berichtskreis vorhanden waren.

Tabelle 4: Ergebnisse einer semiparametrischen PH-Regression und eines gruppierten Prentice-Gloeckler-Modells unter Berücksichtigung der betrieblichen Beschäftigungsentwicklung in der Folgezeit der Gründung, Gründungen der Jahre 1981-1984 mit weniger als 50 Beschäftigten, P-Werte in Klammern

	Abhängige Variable: Betriebliche Hazardrate	
	Semiparametrische PH-Regression	Gruppiertes Prentice-Gloeckler-Modell[48]
Log. Gründungsbeschäftigung	-0.421 (0.000)**	-0.455 (0.000)**
(Log. Gründungsbeschäftigung)²	0.056 (0.024)*	0.062 (0.018)*
Wachstumsrate der Beschäftigung	-0.940 (0.000)**	-1.025 (0.000)**
Durchschnittliche Wachstums-rate des Branchenumsatzes	-3.068 (0.051)	-3.156 (0.067)
Log. Herfindahl-Index	-0.127 (0.069)	-0.133 (0.077)
Log. Industriegröße	-0.225 (0.001)**	-0.236 (0.002)**
Betriebstyp (1 = Einbetriebsunternehmen 0 sonst)	-0.326 (0.013)*	-0.336 (0.016)*
Log. Gründungsrate	0.204 (0.028)*	0.203 (0.043)*
Technologiedummy (1 = High-/Medium-Tech, 0 sonst)	-0.060 (0.545)	-0.053 (0.605)
Ausmaß der Skalenerträge	0.178 (0.003)**	0.185 (0.004)**
Dummy für räumliche Agglome-ration (1 = Landkreis, 0 = Stadtkreis)	-0.198 (0.013)*	-0.212 (0.012)*
Log. Excess-Job-Turnover-Rate	0.147 (0.169)	0.166 (0.148)
Kohorte 1982 (Referenz: Kohorte 1981)	-0.147 (0.136)	-0.147 (0.158)
Kohorte 1983 (Referenz: Kohorte 1981)	-0.390 (0.002)**	-0.407 (0.002)**
Kohorte 1984 (Referenz: Kohorte 1981)	-0.328 (0.018)*	-0.339 (0.021)*
Konstante		-0.647 (0.319)
Betriebe	2340	2340

Ein Vergleich der bisherigen Ergebnisse mit den Resultaten beider Schätzungen zeigt, dass trotz der Aufnahme des betrieblichen Beschäftigungswachstums die bisher festgestellten Zusammenhänge auch im Rahmen des erweiterten Modells bestätigt werden (vgl. Tabelle 4).

Die Gründungsgröße behält ihren signifikant negativen, aber nichtlinearen Effekt auf die betriebliche Hazardrate. Gleichzeitig zeigt ein höchstsignifikanter Koeffizient der betrieblichen Wachstumsrate der Beschäftigung, dass mit einem höheren Beschäftigungswachstum in der Folgezeit der Gründung und somit einer schnellen Kompensation bestehender Größennachteile c.p. der erwartete signifikante Rückgang des Sterberisikos einhergeht.

48 Auf die Wiedergabe der Grundhazardraten wird verzichtet.

Tabelle 5 fasst abschließend die inhaltlichen Ergebnisse zusammen und stellt die für die baden-württembergische Industrie abgeleiteten Schlussfolgerungen den aufgrund theoretischer Überlegungen oder bisher veröffentlichter Studien erwarteten Ergebnissen gegenüber. Dabei zeigt sich, dass eine Vielzahl der in der Literatur diskutierten Determinanten des Überlebens sich auch für die baden-württembergische Industrie als relevant erweisen. Sowohl betriebsspezifische Charakteristika als auch branchenspezifische und regionale Gegebenheiten können das Sterben und Überleben von Betrieben in statistisch gesichertem Maße beeinflussen.

Tabelle 5: Determinanten des Überlebens von Neugründungen - Zusammenfassung der Ergebnisse für die baden-württembergische Industrie

Determinante des Überlebens	Operationalisierung	Erwarteter Einfluss	Gefundener Einfluss
Betriebsindividuelle Determinanten			
Gründungsgröße/Startkapital	Log. Anfangsbeschäftigung	+	+
	Quadrierte log. Anfangsbeschäftigung	-	-
Betriebliches Beschäftigungswachstum	Jährliche Wachstumsrate der Beschäftigung definiert als Differenz der log. Beschäftigungen	+	+
Betriebstyp	Dummy-Variable (1 für Einbetriebs-unternehmensgründung, 0 sonst)	?	+
Betriebsalter	Zeitabhängigkeit der Hazardraten	+	+
Branchenspezifische Determinanten			
Technologische Bedingungen	Dummy-Variable (1 für Branche der Spitzen- oder Höherwertigen Technik, 0 sonst)	?	(+)
Branchenwachstum	Durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des Branchenumsatzes	+	+
Ausmaß der Skalenerträge	Log. Maß von Comanor-Wilson	-	-
Anbieterkonzentration	Log. Herfindahl-Index	?	(+)
Marktgröße	Log. Zahl der bereits am Markt befindlichen Betriebe	+	+
Gründungsdynamik	Log. Anteil neu gegründeter Betriebe	-	-
Heterogenität betrieblicher Beschäftigungsentwicklungen	Log. Excess-Job-Turnover-Rate	?	(-)
Regionale Determinanten			
Agglomerationsgrad	Dummy-Variable für Verdichtungsräume (1 = Landkreis, 0 = Stadtkreis)	?	-
Makroökonomische Rahmenbedingungen			
Makroökonomisches Umfeld der Gründung	Dummy-Variable für die einzelnen Gründungskohorten	+	+

5. Zusammenfassung und Ausblick

Für den vorliegenden Beitrag wurden im Rahmen eines Kooperationsprojektes des Autors mit dem Statistischen Landesamt Baden-Württemberg erstmals Mikrodaten der amtlichen Industriestatistik verwendet, um für die baden-württembergische Industrie die Bedeutung möglicher Determinanten des Überlebens von betrieblichen Neugründungen empirisch zu analysieren. Ein besonderes Augenmerk lag dabei auf der Bedeutung betriebsindividueller und branchenspezifischer Gegebenheiten.

Einleitend kann allgemein festgehalten werden, dass die inhaltlichen Schlussfolgerungen bemerkenswert stabil gegenüber den verschiedenen in diesem Beitrag getroffenen Modellannahmen sind. Da die verwendete Datenbasis z.B. keine detaillierteren Informationen über den Betrieb, seine Gründerpersönlichkeit oder auch das lokale Umfeld der Gründung enthält, werden in Erweiterung der überwiegenden Mehrzahl der bisherigen Forschungsarbeiten in der vorliegenden Studie neben semiparametrischen PH-Modellen auch parametrische Verweildauermodelle geschätzt, in deren Rahmen die Möglichkeit unbeobachteter Heterogenität berücksichtigt wird. Darüber hinaus wird der gerade bei Jahresdaten relevanten Bindungsproblematik dadurch Rechnung getragen, dass ergänzend auch gruppierte Verweildauermodelle verwendet werden.

Mit Blick auf betriebsindividuelle Charakteristika kann für die baden-württembergische Industrie die These von der „liability of smallness“ bestätigt werden. Insbesondere junge Kleinbetriebe sind dem Risiko ausgesetzt, bereits unmittelbar nach der Gründung wieder aus dem Markt ausscheiden zu müssen. Insoweit stützen diese Ergebnisse die Auffassung, dass es sich bei Betriebsschließungen häufig um Betriebe handelt, die erst seit wenigen Perioden aktiv sind und den Markt "durch die Drehtür" bereits nach kurzer Zeit wieder verlassen. Diese These von der "revolving door" ist kompatibel mit den Selektionsmodellen in der Tradition von Jovanovic (1982) sowie mit Lebenszyklusmodellen der Industrieentwicklung. Die konkurrierende Gegenthese, nach der Gründungen in der Tradition von Schumpeters Prozess der schöpferischen Zerstörung in beträchtlichem Maße zu einer Auffrischung des Betriebsbestandes beitragen, indem sie bestehende, veraltete Betriebe vom Markt drängen ("Substitutionsthese") und dabei selbst lebensfähig sind, kann alleine anhand der vorliegenden Analysen nicht abschließend beurteilt werden. Das erfolgreiche Wachstum der überlebenden Gründungen kann als Indiz interpretiert werden, dass auch die Substitutionsthese einen Erklärungswert besitzt. Die hohe Sterbewahrscheinlichkeit junger Neugründungen deutet

Die hohe Sterbewahrscheinlichkeit junger Neugründungen deutet jedoch darauf hin, dass es zahlreiche Neugründungen eben nicht schaffen, bestehende Betriebe erfolgreich aus dem Markt zu drängen. Ein positives Beschäftigungswachstum eines Betriebes in der Folgezeit der Gründung verbessert dagegen seine Überlebenschancen auf hochsignifikante Weise.
Hinsichtlich der Altersabhängigkeit des Sterberisikos zeigen sämtliche Modellschätzungen, dass das Schließungsrisiko der Gründungen in den ersten Jahren besonders hoch ist und dabei sogar in den ersten Jahren tendentiell ansteigt. Erst mit dem Überleben des zweiten bzw. dritten Jahres nach der Gründung sinkt das Schließungsrisiko mit zunehmendem Alter. Die vorliegenden Ergebnisse sprechen somit für die baden-württembergische Industrie für die These einer „liability of adolescence".
Wichtige branchenspezifische Determinanten des Überlebens, deren Bedeutung für die baden-württembergische Industrie bestätigt werden, sind die Entwicklung der industriellen Nachfragebedingungen, das branchentypische Ausmaß der Skaleneffekte und somit bestehender Größennachteile, die Marktgröße und die Gründungsdynamik.

Abschließend sollen noch einige Anmerkungen zu möglichen inhaltlichen und methodischen Weiterentwicklungen gemacht werden.
Aus methodischer Sicht wurde für den vorliegenden Beitrag die Möglichkeit unberücksichtigter Heterogenität bisher nur in parametrischen Modellen, nicht jedoch in semiparametrischen PH-Modellen und in den gruppierten Verweildauermodellen berücksichtigt. Obwohl die bemerkenswerte Stabilität der gefundenen Ergebnisse vermuten lässt, dass die inhaltlichen Ergebnisse auch dabei keiner größeren Modifikation bedürfen, steht eine empirische Überprüfung an dieser Stelle noch aus.

Inhaltlich wurde die Bedeutung des regionalen Umfeldes einer Gründung in diesem Beitrag ausschließlich durch eine Dummy-Variable für den Agglomerationsgrad abgebildet. Ansonsten identische Neugründungen weisen in Landkreisen ein statistisch signifikant geringeres Schließungsrisiko auf als in Stadtkreisen. Durch die Einbeziehung detaillierter regionaler Variablen auf Kreis- oder Gemeindeebene sollte daher versucht werden, das regionale Marktumfeld besser abzubilden. Die Höhe der Gewerbesteuerhebesätze, die Verfügbarkeit und der Preis von Gewerbeflächen, die Verkehrsanbindung einer Gemeinde, die Nähe des Gründungsstandortes zu universitären und nicht-universitären Bildungseinrichtungen, das Pro-Kopf-Einkommen einer Gemeinde, das Bildungsniveau der Einwohner oder auch die Infrastrukturausstattung einer Gemeinde sind mögliche Einflussgrößen des betrieblichen Überlebens, die

im Rahmen einer stärker regional geprägten Verweildaueranalyse analysiert werden könnten. Die Berücksichtigung personenspezifischer Variablen bereitet deutlich größere Probleme und ist auf der Grundlage der amtlichen Daten nicht ohne Weiteres möglich.[49]

Dringend wünschenswert wäre es, bessere Informationen über den Gründungs- und Schließungstatbestand selbst zu gewinnen. Die für die vorliegende Studie getroffene vereinfachende Annahme, dass neu auftretende Betriebe mit weniger als 50 Beschäftigten als Neugründungen betrachtet werden und das Wegfallen eines Betriebes als Schließung interpretiert wird, entspricht zwar der in der Mehrzahl der Studien üblichen Vorgehensweise, ist jedoch problematisch. Gerade mit Blick auf die Schließung von Betrieben sollte die Möglichkeit gegeben sein, zumindest zwischen ökonomisch bedingten Insolvenzschließungen, freiwilligen Schließungen und Betriebsübernahmen unterscheiden zu können, da unterschiedliche Gründe für die verschiedenen Schließungsformen verantwortlich sein können. Dass ein Abgleich mit dem Unternehmensregister, das in näherer Zukunft verfügbar sein wird, hier deutlichen Fortschritt erbringen kann, ist zu hoffen, muss jedoch abgewartet werden.

[49] Hier könnte entweder durch eine detaillierte Befragung einer Stichprobe von Betrieben ein neuer Datensatz aufgebaut werden. Beispiele für derartige Datensätze sind das Hannoveraner Firmenpanel, die Münchner Gründerstudie oder die Leipziger Gründerstudie. Andererseits könnte man über die Möglichkeit nachdenken, den vorhandenen Betriebsdaten durch Anwendung geeigneter Matching-Verfahren nach bestimmten Kriterien Personendaten zuzuspielen und somit einen "Employer-Employee-Datensatz" aufzubauen, der dann die gleichzeitige Analyse personen- und betriebsspezifischer Einflussfaktoren erlaubt.

Literaturverzeichnis

ACS, Z.J./AUDRETSCH, D.B. (1990): Innovation and Small Firms, Cambridge, Mass.: MIT Press.

AGARWAL, R. (1997): Survival of Firms over the Product Life Cycle, in: Southern Economic Journal, 63(3), S. 571-584.

AGARWAL, R. (1998): Evolutionary Trend of Industry Variables, in: International Journal of Industrial Organization, 16(4), S. 511-526.

AGARWAL, R./AUDRETSCH, D.B. (1999): The Two Views of Small Firms in Industry Dynamics: A Reconciliation, in: Economics Letters, 62(2), S. 245-251.

AGARWAL, R./GORT, M. (1996): The Evolution of Markets and Entry, Exit and Survival of Firms, in: The Review of Economics and Statistics, 78(3), S. 489-498.

ALLISON, P. (1982): Discrete Time Methods for the Analysis of Event Histories, in: Leinhardt, S. (Hrsg.): Sociological Methodology, San Francisco: Jossey-Bass, S. 61-98.

AUDRETSCH, D.B. (1991): New Firm Survival and the Technological Regime, in: The Review of Economics and Statistics, 68, S. 441-450.

AUDRETSCH, D.B. (1995a): Innovation and Industry Evolution, Cambridge, Mass.: MIT Press.

AUDRETSCH, D.B. (1995b): Innovation, Growth and Survival, in: International Journal of Industrial Organization, 13(4), S. 441-457.

AUDRETSCH, D.B./HOUWELING, P./THURIK, A.R. (1997): New-Firm Survival: Industry versus Firm Effects, Tinbergen Institute Discussion Paper, No. 63.

AUDRETSCH, D.B./KLOMP, L./THURIK, A.R. (1999): Do Services Differ from Manufacturing? The Post-Entry Performance of Firms in Dutch Services, in: Audretsch, D.B./Thurik, A.R. (Hrsg.): Innovation, Industry Evolution, and Employment, Cambridge, UK: Cambridge University Press, S. 230-252.

AUDRETSCH, D.B./MAHMOOD, T. (1995): New Firms Survival: New Results Using a Hazard Function, in: The Review of Economics and Statistics, 77(1), S. 97-103.

AUDRETSCH, D.B./SANTARELLI, E./VIVARELLI, M. (1999a): Start Up Size and Industrial Dynamics: Some Evidence From Italian Manufacturing, in: International Journal of Industrial Organization, 17, S. 965-983.

AUDRETSCH, D.B./SANTARELLI, E./VIVARELLI, M. (1999b): Does the Startup Size Influence the Likelihood of Survival?, in: Audretsch, D.B./Thurik, A.R. (Hrsg.): Innovation, Industry Evolution, and Employment, Cambridge, UK: Cambridge University Press, S. 280-296.

AUDRETSCH, D.B./VIVARELLI, M.V. (1995): New-Firm Formation in Italy: A First Report, in: Economics Letters, 48(1), S. 77-81.

BADEN-FULLER, C.W.F. (1989): Exit from Declining Industries and the Case of Steel Castings, in: The Economic Journal, 99, S. 949-961.

BALDWIN, J.R./GORECKI, P. (1991): Firm Entry and Exit in the Canadian Manufacturing Sector, 1970-1982, in: Canadian Journal of Economics, 24(2), S. 300-323.

BATES, T. (1985): Entrepreneur Human Capital Endowments and Minority Business Viability, in: The Journal of Human Ressources, 20(4), S. 540-559.

BATES, T. (1990): Entrepreneur Human Capital Inputs and Small Business Longevity, in: The Review of Economics and Statistics, 72(4), S. 551-559.

BAUM, J.A.C./MEZIAS, S.J. (1992): Localized Competition and Organizational Failure in the Manhattan Hotel Industry, 1898-1990, in: Administrative Science Quarterly, 37, S. 580-604.

BLOSSFELD, H.P./HAMERLE, A./MAYER, K.U. (1986): Ereignisanalyse – Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Frankfurt/New York: Campus-Verlag.

BOERI, T./BELLMANN, L. (1995): Post-Entry Behaviour and the Cycle: Evidence from Germany, in: International Journal of Industrial Organization, 13, S. 483-500.

BRADBURD, R./CAVES, R.E. (1982): A Closer Look at the Effect of Market Growth on Industries' Profits, in: The Review of Economics and Statistics, 64(4), S. 635-645.

BRESLOW, N.E. (1974): Covariance Analysis of Censored Survival Data, in: Biometrics, 30, S. 89-99.

BRÜDERL, J./PREISENDÖRFER, P./ZIEGLER, R. (1991): Determinanten der Überlebenschancen neugegründeter Kleinbetriebe, in: Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufs-forschung, Nr. 1, S. 91-99.

BRÜDERL, J./PREISENDÖRFER, P./ZIEGLER, R. (1992): Survival Chances of Newly Founded Business Organizations, in: American Sociological Review, 57, S. 227-242.

BRÜDERL, J./PREISENDÖRFER, P./ZIEGLER, R. (1996): Der Erfolg neugegründeter Betriebe: Eine empirische Studie zu den Chancen und Risiken von Unternehmensgründungen, 2. Auflage, Berlin: Duncker & Humblot.

BRÜDERL, J./SCHÜSSLER, R. (1990): Organizational Mortality: The Liabilities of Newness and Adolescence, in: Administrative Sciences Quarterly, 35(3), S. 530-547.

CABLE, J./SCHWALBACH, J. (1991): International Comparisons of Entry and Exit, in: Geroski, P.A./Schwalbach, J. (Hrsg.): Entry and Market Contestability, Oxford: Basil Blackwell, S. 257-281.

CAVES, R.E. (1998): Industrial Organization and New Findings on the Turnover and Mobility of Firms, in: Journal of Economic Literature, 36, S. 1947-1982.

CAVES, R.E./KHALIZADEH-SHIRAZI, J./PORTER, M.E. (1975): Scale Economies in Statistical Analyses of Market Power, in: The Review of Economics and Statistics, 57(2), S. 133-140.

CAVES, R.E./PORTER, M.E. (1977): From Entry Barriers to Mobility Barriers: Conjectural Decisions and Contrived Deterrence to New Competition, in: Quarterly Journal of Economics, 91, S. 241-261.

COMANOR, W.S./WILSON, T.A. (1967): Advertising, Market Structure, and Performance, in: The Review of Economics and Statistics, 49(4), S. 423-440.

COX, D.R. (1972): Regression Models and Life-Tables (with discussion), in: Journal of the Royal Statistical Society B, 34, S. 187-220.

DOMS, M./DUNNE, T./ROBERTS, M.J. (1995): The Role of Technology Use in the Survival and Growth of Manufacturing Plants, in: International Journal of Industrial Organization, 13(4), S. 523-542.

DUNNE, T./ROBERTS, M.J./SAMUELSON, L. (1988): Patterns of Firm Entry and Exit in U.S. Manufacturing Industries, in: Rand Journal of Economics, 19(4), S. 495-515.

DUNNE, T./ROBERTS, M.J./SAMUELSON, L. (1989b): The Growth and Failure of U.S. Manufacturing Plants, in: Quarterly Journal of Economics, 104, S.671-698.

EFRON (1977): The Efficiency of Cox's Likelihood for Censored Data, in: Journal of the American Statistical Association, 72, S. 557-565.

ERICSON, R./PAKES, A. (1989): An Alternative Theory of the Firm and Industry Dynamics, Columbia University, Discussion Paper, No. 445.

FICHMAN, M./LEVINTHAL, D.A. (1991): Honeymoons and the Liability of Adolescence: A New Perspective on Duration Dependence in Social Organizational Relationships, in: Academy of Management Review, 16(2), S. 442-468.

FOTOPOULOS, G./LOURI, H. (2000a): Determinants of Hazard Confronting New Entry: Does Financial Structure Matter?, in: Review of Industrial Organization, 17(3), S. 285-300.

FOTOPOULOS, G./LOURI, H. (2000b): Location and Survival of New Entry, in: Small Business Economics, 14(4), S. 311-321.

FRITSCH, M./NIESE, M. (1999): Identifikation von Betriebsgründungen und -schließungen aus der amtlichen Statistik des Bergbaus und Verarbeitenden Gewerbes, in: Spektrum Bundesstatistik, Band 14, S. 78-96.

GERLACH, K./WAGNER, J. (1994): Regional Differences in Small Firm Entry in Manufacturing Industries: Lower Saxony, 1979-1991, in: Entrepreneurship & Regional Development, 6, S. 63-80.

GERLACH, K./WAGNER, J. (1997): Analysen zur Nachfrageseite des Arbeitsmarktes mit Betriebspaneldaten aus Erhebungen der amtlichen Industriestatistik. Ein Überblick über Ansätze und Ergebnisse für niedersächsische Industriebetriebe, in: Kühl, J./Lahner, M./Wagner, J. (Hrsg.): Die Nachfrageseite des Arbeitsmarktes – Ergebnisse aus Analysen mit deutschen Firmenpaneldaten, Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung des IAB, Nr. 204, S. 11-82.

GEROSKI, P.A. (1992): Entry, Exit and Structural Adjustment in European Industry, in: Cool, K./Neven, D.J./Walter, J. (Hrsg.): European Industrial Restructuring in the 1990s, London: Macmillan, S. 139-161.

GEROSKI, P.A. (1995): What Do We Know about Entry?, in: International Journal of Industrial Organization, 13, S. 421-440.

GORT, M./KLEPPER, S. (1982): Time Paths in the Diffusion of Product Innovations, in: The Economic Journal, 92(3), S. 630-653.

HARHOFF, D./STAHL, K./WOYWODE, M. (1998): Legal Form, Growth and Exit of West German Firms – Empirical Results for Manufacturing, Construction, Trade and Service Industries, in: Journal of Industrial Economics, 46(4), S. 453-488.

HARHOFF, D./STEIL, F. (1997): Die ZEW-Gründungspanels: Konzeptionelle Überlegungen und Analysepotential, in: Harhoff, D. (Hrsg.): Unternehmensgründungen – Empirische Analyse für die alten und neuen Bundesländer, ZEW Wirtschaftsanalysen, Band 7, S. 11-28.

HONJO, Y. (2000): Business Failure of New Firms: An Empirical Analysis Using a Multiplicative Hazards Model, in: International Journal of Industrial Organization, 18, S. 557-574.

HOUGAARD, P. (1986): Survival Models for Heterogeneous Poulations Derived From Stable Distributions, in: Biometrika, 73, S. 387-196.

JOVANOVIC, B. (1982): Selection and the Evolution of Industry, in: Econometrica, 50(3), S. 649-670.

JUDGE, G./HILL, R./GRIFFITHS, W./LÜTKEPOHL, H./LEE, T. (1988): Introduction to the Theory and Practice of Econometrics, 2. Auflage, New York: John Wiley & Sons.

KEEBLE, D./WALKER, S. (1994): New Firms, Small Firms and Dead Firms: Spatial Patterns and Determinants in the United Kingdom, in: Regional Studies, 28(4), S. 411-427.

KLEIN, J.P./MOESCHBERGER, M.L. (1997): Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data. New York: John Wiley & Sons.

LIN, D.Y./WEI, L.J. (1989): The Robust Inference for the Cox Proportional Hazards Model, in: Journal of the American Statistical Association, 84, S. 1074-1078.

LUCAS, R.E. (1978): On the Size Distribution of Business Firms, in: The Bell Journal of Economics, 9(2), S. 508-523.

MAHMOOD, T. (1992): Does the Hazard Rate for New Plants Vary between Low- and High-Tech-Industries, in: Small Business Economics, 4(3), S. 201-209.

MAIER, C. (2000): Wirtschaftswachstum in den Stadt- und Landkreisen Baden-Württembergs, in: Baden-Württemberg in Wort und Zahl, 3/00, S. 123-130.

MATA, J. (1993): Entry and Type of Entrant: Evidence from Portugal, in: International Journal of Industrial Organization, 11, S. 101-120.

MATA, J./PORTUGAL, P. (1994): Life Duration of New Firms, in: Journal of Industrial Economics, 42, S. 227-246.

MATA, J./PORTUGAL, P. (1999): Technology Intensity, Demand Conditions, and the Longevity of Firms, in: Audretsch, D.B./Thurik, A.R. (Hrsg.): Innovation, Industry Evolution and Employment, Cambridge, UK: Cambridge University Press, S. 265-279.

MATA, J./PORTUGAL, P./GUIMARAES, P. (1995): The Survival of New Plants, Start-up Conditions and Post-Entry Evolution, in: International Journal of Industrial Organization, 13(4), S. 459-481.

NELSON, R.R./WINTER, S.G. (1982): An Evolutionary Theory of Economic Change, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

NUCCI, A.R. (1999): The Demography of Business Closings, in: Small Business Economics, 12(1), S. 25-39.

OECD (1987): The Process of Job Creation and Destruction, in: Employment Outlook, S. 97-124.

ORR, D. (1974): The Determinants of Entry: A Study of the Canadian Manufacturing Industries, in: The Review of Economics and Statistics, 61, S. 58-66.

PORTER, M.E. (1979): Strategic Groups and the Structur-Performance Relationship, in: The Review of Economics and Statistics, 60, S. 417-427.

PRENTICE, R.L./GLOECKLER, L.A. (1978): Regression Analysis of Grouped Survival Data with Application to Breast Cancer Data, in: Biometrics, 34, S.57-67.

SANTARELLI, E. (1998a): Start-up Size and Post-Entry Performance: The Case of Tourism Services in Italy, in: Applied Economics, 30(2), S. 157-163.

SANTARELLI, E. (1998b): Patterns of New Firm Survival and Growth in the Italian Financial Intermediation Industry, presented at the XXV Annual Conference of the European Association for Research in Industrial Economics.

SCHASSE, U. (1992): Überlebenschancen und Beschäftigungswirkungen neugegründeter Industriebetriebe in Niedersachsen, in: Ertel, R./Wagner, J. (Hrsg.): Produzieren in Niedersachsen – Empirische Untersuchungen mit Betriebsdaten, NIW-Vortragsreihe, Band 6, S. 31-60.

SIEGFRIED, J.J./EVANS, L.B. (1994): Empirical Studies of Entry and Exit: A Survey of the Evidence, in: Review of Industrial Organization, 9, S. 121-155.

STROTMANN, H. (1999): Zur wissenschaftlichen Nutzung von Betriebsdaten aus der amtlichen Statistik. Erste Erfahrungen und Ergebnisse eines Kooperationsprojektes zwischen dem Statistischen Landesamt Baden-Württemberg und der Universität Hohenheim, in: Spektrum Bundesstatistik, Band 14, S. 29-44.

STROTMANN, H. (2002): Arbeitsplatzdynamik in der baden-württembergischen Industrie: Eine Analyse mit amtlichen Betriebspaneldaten, in: Hohenheimer Volkswirtschaftliche Schriften, Band 39, Frankfurt am Main: Peter Lang Verlag.

SUTTON, J. (1997): Gibrat´s Legacy, in: Journal of Economic Literature, 35, S. 40-59.

THOMPSON, W. (1968): Internal and External Factors in the Development of Urban Economies, in: Perloff, H.S./Wingo, L. (Hrsg.): Issues in Urban Economics, Washington D.C.: The Johns Hopkins Press for Resources for the Future, S. 43-62.

TVETERAS, R./EIDE, G.E. (2000): Survival of New Plants in Different Industry Environments in Norwegian Manufacturing: A Semi-Proportional Cox Model Approach, in: Small Business Economics, 14(1), S. 65-82.

VERNON, R. (1960): Metropolis 1985, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.

WAGNER, J. (1994a): Small Firm Entry in Manufacturing Industries: Lower Saxony, 1979-1989, in: Small Business Economics, 6, S. 211-223.

WAGNER, J. (1994b): The Post-Entry Performance of New Small Firms in Manufacturing Industries, in: Journal of Industrial Economics, 42(2), S.141-154.

WAGNER, J. (1999): The Life History of Cohorts of Exists from German Manufacturing, in: Small Business Economics, 13, S. 71-79.

WANGLER, A. (1997): Heterogenitätsprobleme in der Verlaufsanalyse, Frankfurt am Main: Lang.

WEISS, L.W. (1964): The Survivor Technique and the Extent of Suboptimal Capacity, in: Journal of Political Economy, 72(3), S. 246-162.

WEISS, L.W. (1976): Optimal Plant Scale and the Extent of Suboptimal Capacity, in: Masson, R.T./Qualls, P.D. (Hrsg.): Essays on Industrial Organization in Honor of Joe S. Bain, Cambridge, Mass.: Ballinger, S. 126-134.

WEISS, L.W. (1989): Concentration and Price, Cambridge, Mass.: MIT Press.

WINTER, S.G. (1984): Schumpeterian Competition in Alternative Technological Regimes, in: Journal of Economic Behavior and Organization, 5, S. 287-320.

WOYWODE, M. (1998): Determinanten der Überlebenswahrscheinlichkeit von Unternehmen: Eine empirische Überprüfung organisationstheoretischer und industrieökonomischer Erklärungsansätze, ZEW Wirtschaftsanalysen, Band 25.