

Der Open-Access-Publikationsserver der ZBW – Leibniz-Informationzentrum Wirtschaft
The Open Access Publication Server of the ZBW – Leibniz Information Centre for Economics

Lehment, Harmen; Blevins, Christopher; Sjøvoll, Espen

Working Paper

Gesamtwirtschaftliche Bestimmungsgründe der Insolvenzentwicklung in Deutschland

Kiel Working Papers, No. 842

Provided in cooperation with:

Institut für Weltwirtschaft (IfW)

Suggested citation: Lehment, Harmen; Blevins, Christopher; Sjøvoll, Espen (1997) :
Gesamtwirtschaftliche Bestimmungsgründe der Insolvenzentwicklung in Deutschland, Kiel
Working Papers, No. 842, <http://hdl.handle.net/10419/1276>

Nutzungsbedingungen:

Die ZBW räumt Ihnen als Nutzerin/Nutzer das unentgeltliche, räumlich unbeschränkte und zeitlich auf die Dauer des Schutzrechts beschränkte einfache Recht ein, das ausgewählte Werk im Rahmen der unter

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>
nachzulesenden vollständigen Nutzungsbedingungen zu vervielfältigen, mit denen die Nutzerin/der Nutzer sich durch die erste Nutzung einverstanden erklärt.

Terms of use:

The ZBW grants you, the user, the non-exclusive right to use the selected work free of charge, territorially unrestricted and within the time limit of the term of the property rights according to the terms specified at

→ <http://www.econstor.eu/dspace/Nutzungsbedingungen>
By the first use of the selected work the user agrees and declares to comply with these terms of use.

Kieler Arbeitspapiere Kiel Working Papers

Kieler Arbeitspapier Nr. 842

Gesamtwirtschaftliche Bestimmungsgründe der Insolvenzentwicklung in
Deutschland

von

Harmen Lehment, Christopher Blevins
und Espen Sjøvoll



Institut für Weltwirtschaft an der Universität Kiel
The Kiel Institute of World Economics

ISSN 0342 - 0787

Institut für Weltwirtschaft
Düsternbrooker Weg 120, D-24105 Kiel

Kieler Arbeitspapier Nr. 842

Gesamtwirtschaftliche Bestimmungsgründe der Insolvenzentwicklung in
Deutschland

von

Harmen Lehment, Christopher Blevins
und Espen Sjøvoll

798281

Dezember 1997

Für Inhalt und Verteilung der Kieler Arbeitspapiere ist der jeweilige Autor allein verantwortlich, nicht das Institut.

Da es sich um Manuskripte in einer vorläufigen Fassung handelt, wird gebeten, sich mit Anregung und Kritik direkt an den Autor zu wenden und etwaige Zitate vorher mit ihm abzustimmen.

Abstract

In this paper we empirically analyze the macroeconomic determinants of insolvencies in Germany since 1970. It is shown that the growth rate of insolvencies can be explained by changes in the rate of return to capital and by preceding changes in the money market interest rate and the inflation rate, as well as by lagged effects of preceding changes in bankruptcies. We also find that German unification contributed to a rise of bankruptcy rates both in West Germany and in East Germany.

J.E.L classification: G 33

Harmen Lehment
Institut für Weltwirtschaft

e-mail:
Lehment@ifw.uni-kiel.de

Christopher Blevins
Advanced Studies Program
Institut für Weltwirtschaft

e-mail:
asp@ifw.uni-kiel.de

Espen Sjøvoll
Advanced Studies Program
Institut für Weltwirtschaft

e-mail:
asp@ifw.uni-kiel.de

Gesamtwirtschaftliche Bestimmungsgründe der Insolvenzentwicklung in Deutschland

Die Zahl der Insolvenzen in Deutschland hat einen Rekordstand erreicht. 1996 wurden 25.530 Unternehmensinsolvenzen registriert, 1997 dürfte sich die Zahl nach einer Schätzung der Hermes Kreditversicherung (1997) nochmals auf rund 27.000 erhöhen. Die in den Insolvenzverfahren angemeldeten Forderungen werden nach dieser Schätzung 1997 voraussichtlich eine Größenordnung von 45 Mrd. DM erreichen, das entspricht rund 1,2 Prozent des Bruttoinlandsprodukts.

Fragt man nach den Gründen für diese Entwicklung, so gibt es hierzu kaum einschlägige Untersuchungen. Die Insolvenzforschung ist bislang fast ausschließlich auf eine mikroökonomische Analyse ausgerichtet (Altman und Narayanan 1997). Dabei geht es primär darum, anhand bestimmter Merkmale die Insolvenzwahrscheinlichkeit eines Unternehmens zu ermitteln. Neben Faktoren wie Größe, Branche und Rechtsform von Unternehmen (Harhoff, Stahl und Woywode 1996) werden dabei häufig auch Bilanzkennzahlen herangezogen (Deutsche Bundesbank 1992, Schellberg 1994). Diese Untersuchungen liefern zwar aufschlußreiche Informationen über die relative Insolvenzgefährdung eines Unternehmens im Vergleich zu anderen Firmen. Sie sind jedoch nicht dafür konzipiert, die Entwick-

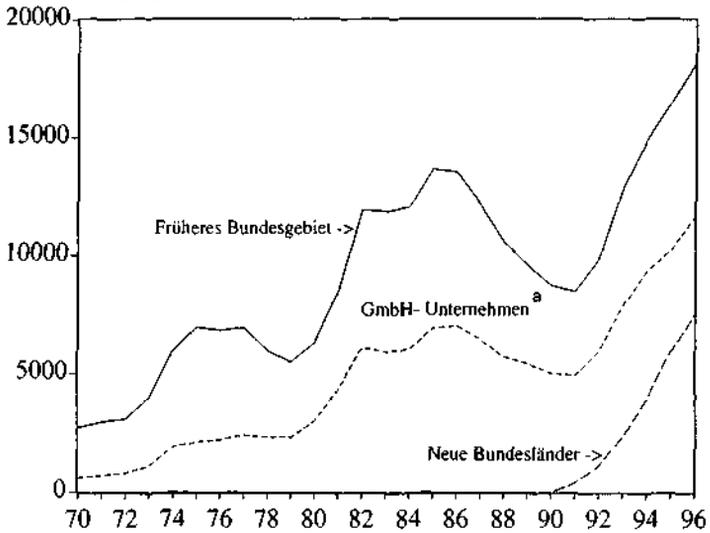
lung der gesamtwirtschaftlichen Insolvenzzahlen zu erklären. Hierzu bedarf es eines makroökonomischen Ansatzes.

In dem vorliegenden Beitrag geht es darum, einen solchen Ansatz zu entwickeln und empirisch zu überprüfen. Im Vordergrund steht dabei die Frage, welche gesamtwirtschaftlichen Einflußfaktoren für die Erklärung der Insolvenzentwicklung geeignet sind.

Die Entwicklung der Insolvenzen in Deutschland 1970 - 1996

Schaubild 1 zeigt, wie sich die Zahl der Unternehmensinsolvenzen während der vergangenen zweieinhalb Jahrzehnte entwickelt hat. In Westdeutschland stieg sie von 2.716 im Jahr 1970 unter deutlichen Schwankungen auf 18.111 im Jahr 1996; sie hat sich also mehr als versechsfacht. Besonders stark nahmen die Insolvenzen von Unternehmen zu, die in der Rechtsform einer GmbH geführt werden. Ihre Zahl erhöhte sich von 583 im Jahr 1970 auf 11.261 im Jahr 1996; zuletzt entfielen fast zwei Drittel aller Insolvenzen auf GmbH-Unternehmen. In Ostdeutschland nahm die Zahl der Unternehmensinsolvenzen von 392 im Jahr 1991 auf 7419 im Jahr 1996 zu. Sie wies dabei eine Zuwachsrate auf, die deutlich höher lag als die in Westdeutschland; die Relation von ostdeutschen zu westdeutschen Insolvenzen stieg von 5 vH im Jahr 1991 auf rund 40 vH im Jahr 1996.

Schaubild 1 - Zahl der Unternehmensinsolvenzen in Deutschland 1970-1996



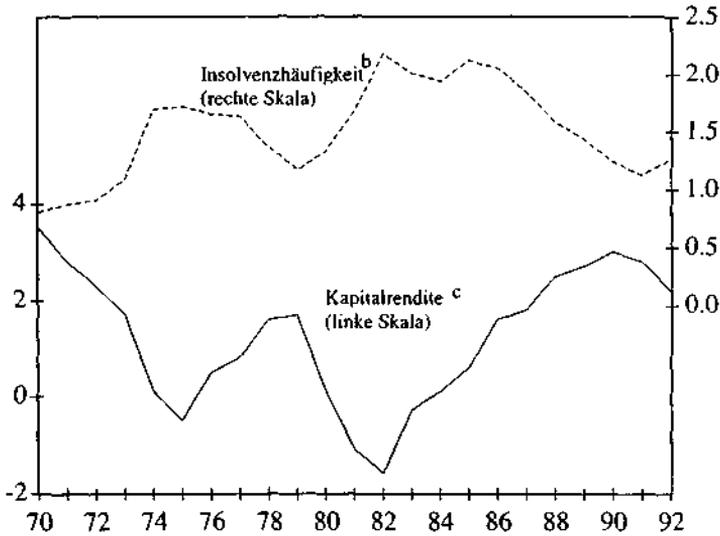
a) Früheres Bundesgebiet

Determinanten der Insolvenzentwicklung

Eine gängige Erklärung für den längerfristigen Anstieg der Insolvenzzahlen in Deutschland besteht darin, daß die Zahl der Unternehmen zugenommen hat (Angele 1996: 240). Allerdings weist die amtliche Statistik keine jährlichen Daten über die Gesamtzahl der in Deutschland existierenden Unternehmen auf. Verfügbar sind jedoch bis Anfang der neunziger Jahre Angaben über die Zahl der GmbH-Unternehmen in Westdeutschland. Dies erlaubt eine Berechnung der Insolvenzhäufigkeit für westdeutsche GmbH-Unternehmen im Zeitraum 1970-1992. Schaubild 2 zeigt, daß die Insolvenzhäufigkeit Anfang der neunziger Jahre mit einem Wert von etwas über 1 vH nur geringfügig höher lag als Anfang der siebziger Jahre. Die trendmäßige Zunahme der GmbH-Insolvenzen in dem betrachteten Zeitraum reflektiert somit weniger eine steigende Insolvenzhäufigkeit als vielmehr die wachsende Zahl von GmbH-Unternehmen.

Die Kurve der Insolvenzhäufigkeit für GmbH-Unternehmen zeigt ausgeprägte zyklische Schwankungen. Ein denkbarer Grund hierfür besteht in Fluktuationen der Rentabilität. So zeigen mikroökonomische Studien, daß eine sinkende Rentabilität die Insolvenzwahrscheinlichkeit eines Unternehmens erhöht (Deutsche Bundesbank 1992). Die Entwicklung der vom Sachverständigenrat (1996, Tab. 35) berechneten gesamtwirtschaftlichen Kapitalrendite ist im unteren Teil des Schau-

Schaubild 2 - Insolvenzhäufigkeit von GmbH-Unternehmen und gesamtwirtschaftliche Kapitalrendite 1970 - 1992 in vH^a



- a) Früheres Bundesgebiet.
- b) Insolvenzen in vH der Unternehmen am Ende des Vorjahres.
- c) Gemäß Sachverständigenrat (1996, Tab. 35, Spalte 2).

bilds 2 abgebildet. Dabei zeigt sich, daß Phasen einer steigenden Insolvenzhäufigkeit überwiegend mit sinkenden Renditen einhergehen und vice versa.

Um den vermuteten Zusammenhang zwischen diesen beiden Größen ökonomisch zu überprüfen, wurde eine Regressionsschätzung für den Zeitraum 1970-1992 durchgeführt. Dabei wurden als erklärende Variable zusätzlich zu der gesamtwirtschaftlichen Kapitalrendite auch der Geldmarktzinssatz und die Inflationsrate (Änderungsrate des BIP-Deflators) aufgenommen. Das erwartete Vor-

zeichen ist dabei für den Geldmarktzins positiv (steigende Zinsen erhöhen ceteris paribus die Insolvenzhäufigkeit), für die Inflationsrate hingegen negativ (ein Preisanstieg verringert unter sonst gleichen Bedingungen den Realwert der Verbindlichkeiten und mindert dadurch die Insolvenzhäufigkeit). Berücksichtigt wurde in der Schätzgleichung zudem die Insolvenzhäufigkeit des jeweiligen Vorjahres; hierdurch wird möglichen Wirkungsverzögerungen Rechnung getragen. Um Trendeffekte auszuschalten, wurde die Schätzung auf der Basis erster Differenzen durchgeführt. Die Ergebnisse der Regressionsrechnung sind in Tabelle I dargestellt.

Dabei zeigt sich, daß alle erklärenden Variablen (mit Ausnahme der Konstanten) signifikant sind und das erwartete Vorzeichen aufweisen. Ein Anstieg der Kapitalrendite um einen Prozentpunkt vermindert die Insolvenzhäufigkeit im gleichen Jahr um 0,15 Prozentpunkte. Über den Einfluß der verzögerten endogenen Variablen ergeben sich zudem weitere dämpfende Effekte auf die Insolvenzhäufigkeit in den Folgejahren. Langfristig verringert ein Anstieg der Kapitalrendite im Ausmaß von einem Prozentpunkt die Insolvenzhäufigkeit um rund 0,25 Prozentpunkte. Ein Anstieg des Geldmarktzinses und ein Rückgang des Preisanstiegs für inländische Güter und Leistungen führen dagegen zu einem Anstieg der Insolvenzhäufigkeit und zwar — wie die Regressionsrechnung ergab — mit einer Verzögerung von einem Jahr. Die Koeffizienten dieser Einflußgrößen liegen aller-

Tabelle 1: Schätzgleichung zur Erklärung der Insolvenzhäufigkeit westdeutscher GmbH-Unternehmen 1970-1992

$$\begin{aligned} \text{DINSHW} &= 0,001 + 0,448 \text{ DINSHW} (-1) \\ &\quad (0,033) \quad (3,87) \\ &\quad - 0,147 \text{ DRW} - 0,076 \text{ DDPW} (-1) \\ &\quad \quad (3,41) \quad \quad (3,23) \\ &\quad + 0,045 \text{ DZ3} (-1) \\ &\quad \quad (2,93) \end{aligned}$$

$$\bar{R}^2 = 0,73 \quad \text{S.E.} = 0,1194 \quad h = -0,30$$

DINSHW = Zuwachs der Insolvenzhäufigkeit (GmbH-Insolvenzen in vH der GmbH-Unternehmen im früheren Bundesgebiet am Ende des Vorjahres) in Prozentpunkten;

DRW = Änderung der Kapitalrendite (früheres Bundesgebiet) in Prozentpunkten;

DDPW = Änderung der Inflationsrate (BIP-Deflator, früheres Bundesgebiet) in Prozentpunkten;

DZ3 = Änderung des Zinssatzes für 3-Monatsgeld in Prozentpunkten;

\bar{R}^2 = korrigiertes Bestimmtheitsmaß; S.E. = Standardfehler der Regression; h = Durbin-h-Wert; t-Testwerte in Klammern.

dings vom Betrag her deutlich niedriger als der Koeffizient der Kapitalrendite.¹

Für eine Erklärung der neueren Insolvenzentwicklung kann das hier angeführte Schätzverfahren allerdings nicht herangezogen werden, da die zur Ermittlung der Insolvenzhäufigkeit erforderlichen Daten über die Zahl der Unternehmen nicht mehr erhoben werden (Angele 1997). In der nachfolgenden Untersuchung betrachten wir stattdessen die Entwicklung der Insolvenzzuwachsraten. Dabei kann man anknüpfend an die Ergebnisse der vorangegangenen Regressionsanalyse die Hypothese aufstellen, daß eine prozentuale Änderung der Zahl der Insolvenzen erklärt werden kann durch Änderungen der Kapitalrendite, sowie durch Änderungen des Geldmarktzinses, der Inflationsrate und der Insolvenzzahl im jeweiligen Vorjahr. Die Ergebnisse einer ökonometrischen Überprüfung dieser Hypothese für den Zeitraum 1970-1996 sind in der Tabelle 2 aufgeführt. Dabei wurde für die

¹ Im Rahmen der Untersuchung wurden als weitere gesamtwirtschaftliche Erklärungsgrößen auch die Zuwachsrate des realen Bruttoinlandsprodukts, die Umlaufrendite und die Änderungsrate des realen Wechselkurses überprüft. Diese Variablen lieferten jedoch keinen zusätzlichen Erklärungsbeitrag. Hinsichtlich des realen Bruttoinlandsproduktes dürfte dies damit zusammenhängen, daß Schwankungen in der Produktion eng mit der Kapitalrendite verknüpft sind und durch diese Größe bereits hinreichend erfaßt werden. Ähnliches gilt für die Umlaufrendite, da die vom Sachverständigenrat berechnete Kapitalrendite eine Änderung der langfristigen Zinskosten bereits berücksichtigt. Der fehlende Einfluß von realen Wechselkursänderungen kann damit erklärt werden, daß eine reale Aufwertung zwar die Wettbewerbsposition international tätiger Unternehmen schwächt, aber durch den relativ niedrigen Anstieg der Importpreise gleichzeitig die Binnenkaufkraft stärkt; einem höheren Insolvenzdruck im internationalen Sektor steht in diesem Fall ein geringerer Insolvenzdruck im Binnensektor gegenüber, so daß der Effekt auf die gesamtwirtschaftliche Insolvenzzahl insignifikant sein kann.

Tabelle 2: Schätzgleichungen zur Erklärung der Zuwachsrate der Unternehmensinsolvenzen in Deutschland

Altes Bundesgebiet 1970-1995

$$(1) \text{ DINSW} = 0,0160 + 0,561 \text{ DINSW} (-1) - 0,111 \text{ DRW} - 0,043 \text{ DDPW} (-1) \\ (1,19) \quad (6,98) \qquad \qquad (5,49) \quad (3,83) \\ + 0,020 \text{ DZ3} (-1) + 0,092 \text{ DUM} \\ (2,69) \qquad \qquad (2,80)$$

$$\bar{R}^2 = 0,85 \quad \text{S.E.} = 0,0588 \quad h = 0,30$$

Deutschland 1970-1996

$$(2) \text{ DINS} = 0,0169 + 0,542 \text{ DINS} (-1) - 0,116 \text{ DR} - 0,040 \text{ DDP} (-1) \\ (1,22) \quad (6,68) \qquad \qquad (5,40) \quad (3,52) \\ + 0,019 \text{ DZ3} (-1) + 0,118 \text{ DUM} \\ (2,47) \qquad \qquad (3,66)$$

$$\bar{R}^2 = 0,85 \quad \text{S.E.} = 0,0609 \quad h = 0,43$$

$$(3) \text{ DINS} = 0,0172 + 0,545 \text{ DINS} (-1) - 0,114 \text{ DR} - 0,039 \text{ DDP} (-1) \\ (1,25) \quad (6,77) \qquad \qquad (5,34) \quad (3,46) \\ + 0,019 \text{ DZ3} (-1) + 0,023 \text{ DANT} \\ (2,49) \qquad \qquad (3,70)$$

$$\bar{R}^2 = 0,85 \quad \text{S.E.} = 0,0606 \quad h = 0,21$$

DINS = Zuwachsrate der Insolvenzen

DR = Änderung der Kapitalrendite in Prozentpunkten

DDP = Änderung der Inflationsrate (BIP-Deflator) in Prozentpunkten

DZ3 = Änderung des Geldmarktzinssatzes in Prozentpunkten

DUM = Dummyvariable für die Jahre 1992-1996

DANT = Änderung des Insolvenzanteils ostdeutscher Unternehmen in Prozentpunkten

Variablen für das frühere Bundesgebiet sind durch ein nachgestelltes W gekennzeichnet.

Jahre ab 1992 zusätzlich eine Dummyvariable aufgenommen, um möglichen Änderungen der Zusammenhänge durch die deutsche Einheit Rechnung zu tragen.

Betrachtet man zunächst die Resultate für das frühere Bundesgebiet, so ist festzustellen, daß die erklärenden Variablen wiederum durchweg signifikant sind.² Die Vorzeichen entsprechen dabei denen, die bei der vorangegangenen Schätzung der Insolvenzhäufigkeit ermittelt wurden. Die Dummyvariable ist deutlich positiv; offenbar hat die deutsche Einheit in den alten Bundesländern zu einem Anstieg der Insolvenzen geführt. Erklären ließe sich dies mit dem relativ hohen Engagement westdeutscher Unternehmen in den neuen Bundesländern, aufgrund dessen die dort eingetretene starke Insolvenzzunahme auch westdeutsche Firmen betraf. Die Schätzgleichung für Deutschland weist recht ähnliche Koeffizienten auf wie die Gleichung für das frühere Bundesgebiet. Der Koeffizient für die Dummyvariable liegt etwas höher, was angesichts der überproportionalen Zunahme der Insolvenzen in den neuen Bundesländern plausibel ist.

Diese überproportionale Zunahme ist in Tabelle 3 dokumentiert. Sie zeigt, daß sich der Anteil der Insolvenzen in den neuen Bundesländern an den gesamten Unternehmensinsolvenzen von gut 4 vH im Jahr 1991 auf nahezu 30 vH im Jahr

² Endjahr der Schätzung ist 1995, da der Sachverständigenrat die Kapitalrendite danach nur noch für das gesamte Bundesgebiet ausweist.

1996 erhöhte. Bemerkenswert ist, daß der Anteil bis 1995 relativ stetig zunahm, und zwar um jeweils rund 5,5 Prozentpunkte pro Jahr. 1996 ist der Zuwachs allerdings bereits deutlich zurückgegangen. Dies deutet daraufhin, daß der Sonder-
effekt der deutschen Vereinigung auf die Insolvenzzuwachsrates in Deutschland
möglicherweise nur temporär ist. Hierfür spricht auch, daß anfängliche insolvenz-
steigernde Faktoren — wie die hohe Zahl von Unternehmensneugründungen im
Zuge der deutschen Einheit oder der überproportional starke Zuwachs der Bauin-

Tabelle 3: Anteil der Insolvenzen in den neuen Bundesländern an den gesamten
Unternehmensinsolvenzen in Deutschland 1991-1996

Jahr	Anteil in vH	Änderung des Anteils gegenüber dem Vorjahr
1991	4,4	-
1992	10,0	5,6
1993	15,4	5,4
1994	20,8	5,4
1995	26,3	5,5
1996	29,1	2,8

Quelle: Statistisches Bundesamt, Statistisches Jahrbuch, lfd. Ausgaben; eigene
Berechnungen.

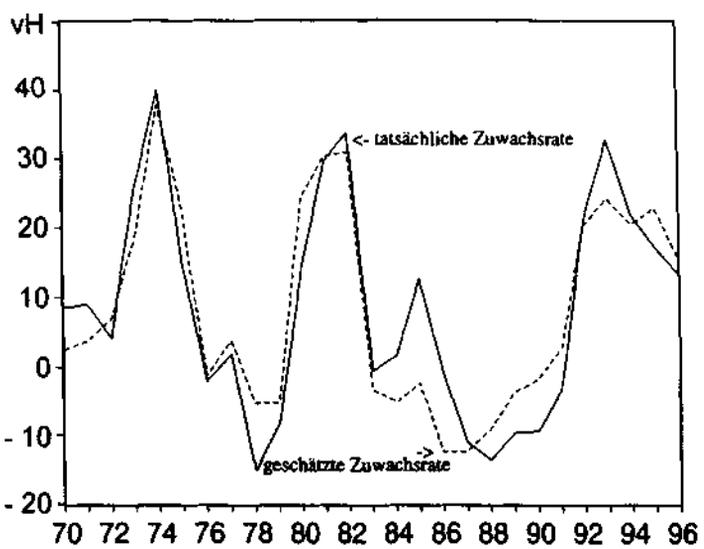
dustrie in den neuen Bundesländern — mittlerweile an Bedeutung verloren haben.³

Von daher liegt es nahe, den Sondereffekt im Gefolge der deutschen Einheit statt durch eine konstante Dummyvariable durch einen Indikator zu erfassen, der im Zeitablauf variabel ist. Hierfür bietet sich die in Tabelle 3 aufgeführte Änderung des Insolvenzanteils der neuen Bundesländer an. Wie Schätzgleichung (3) in Tabelle 2 zeigt, ergibt sich in diesem Fall bereits im Untersuchungszeitraum eine geringfügige Verminderung des Standardfehlers gegenüber der Schätzung mit einer konstanten Dummyvariablen.

Der recht enge Zusammenhang zwischen den durch die Regressionsgleichung (3) ermittelten Schätzwerten und den tatsächlichen Insolvenzzuwachsraten kommt auch in Schaubild 3 zum Ausdruck. Es zeigt, daß der kräftige Anstieg der Insolvenzzraten in der ersten Hälfte der siebziger, achtziger und neunziger Jahre durch die Schätzung jeweils recht gut erfaßt wird, ebenso wie die Phasen relativ niedriger, teilweise negativer Zuwachsraten in den späten siebziger und achtziger Jahren.

³ Untersuchungen der Insolvenzhäufigkeit in Abhängigkeit von Alter und Branche der Unternehmen zeigen, daß junge Firmen und Unternehmen aus dem Bausektor überdurchschnittlich hohe Insolvenzzraten aufweisen (Angele 1997).

Schaubild 3 - Zuwachsrate der Unternehmensinsolvenzen
in Deutschland 1970 - 1996 :
tatsächliche und geschätzte Werte



Zusammenfassung und Ausblick

Die vorliegende Untersuchung zeigt, daß sich die Insolvenzentwicklung in Deutschland mit Hilfe verschiedener makroökonomischer Variablen — gesamtwirtschaftliche Kapitalrendite, Geldmarktzins, Inflationsrate — vergleichsweise gut erklären läßt. Weiterführende Untersuchungen erscheinen insbesondere auf zwei Gebieten lohnend. Zum einen handelt es sich um die eingehendere Analyse der Sondereffekte, die nach der deutschen Vereinigung aufgetreten sind. Dabei geht es insbesondere um die Frage, ob der hohe Insolvenzanteil ostdeutscher Unternehmen als ein längerfristiges Phänomen anzusehen ist oder ob er sich im Zuge einer Angleichung der wirtschaftlichen Verhältnisse in Ost- und Westdeutschland möglicherweise schon in naher Zukunft zurückbildet. Zum anderen erscheint es interessant, den hier vorgestellten Erklärungsansatz zu einem Prognosemodell auszubauen; eine Prognose der Insolvenzentwicklung auf Basis der in dieser Arbeit ermittelten Schätzgleichungen ist nicht unmittelbar möglich, da beispielsweise die Kapitalrentabilität im Prognosejahr nicht bekannt ist und selbst erst geschätzt werden müßte. Schließlich ist darauf hinzuweisen, daß die Insolvenzforschung davon profitieren würde, wenn — wie vom statistischen Bundesamt angestrebt (Angele 1997) — künftig regelmäßige Daten über die Anzahl der in Deutschland vorhandenen Unternehmen erhoben werden, die es gestatten, eingehendere Untersuchungen der Insolvenzhäufigkeit vorzunehmen.

Literaturverzeichnis

- Angele, Jürgen (1996), „Insolvenzen 1995“, *Wirtschaft und Statistik*, (4): 239-243.
- , — (1997), „Insolvenzen 1996“, *Wirtschaft und Statistik*, (4): 226-231.
- Altman, Edward I. and Paul Narayanan (1997), „An International Survey of Business Failure Classification Models“, *Financial Markets, Institutions & Instruments*, 6 (2).
- Deutsche Bundesbank (1992), „Die Untersuchung von Unternehmensinsolvenzen im Rahmen der Kreditwürdigkeitsprüfung durch die Deutsche Bundesbank“, *Monatsberichte der Deutschen Bundesbank*, Januar: 30-36.
- Harhoff, Dietmar, Konrad Stahl und Michael Woywode (1996), „Legal Form, Growth and Exit of West German Firms — Empirical Results for Manufacturing, Construction, Trade and Service Industries“, *Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper 1401*, May.
- Hermes Kreditversicherung (1997), *Hermes-Insolvenzprognose Deutschland 1997*, Hamburg, November.
- Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (1996), *Jahresgutachten 1996/97*, Stuttgart.
- Schellberg, Bernhard (1994), *Insolvenzprognosemodelle*. Stuttgart.