

Perederiy, Volodymyr

Working Paper

Insolvenzprognose anhand von ukrainischen handelsrechtlichen Abschlüssen: explorative Analyse

Discussion Paper, No. 248

Provided in Cooperation with:

European University Viadrina Frankfurt (Oder), Department of Business Administration and Economics

Suggested Citation: Perederiy, Volodymyr (2006) : Insolvenzprognose anhand von ukrainischen handelsrechtlichen Abschlüssen: explorative Analyse, Discussion Paper, No. 248, European University Viadrina, Department of Business Administration and Economics, Frankfurt (Oder)

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/23818>

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.



Insolvenzprognose anhand von ukrainischen handelsrechtlichen Abschlüssen: explorative Analyse

Volodymyr Perederiy

European University Viadrina Frankfurt (Oder)
Department of Business Administration and Economics
Discussion Paper No. 248
2006
ISSN 1860 0921

Insolvenzprognose anhand von ukrainischen handelsrechtlichen Abschlüssen: explorative Analyse

Volodymyr Perederiy*

Abstract:

Das vorliegende Papier untersucht die Frage, ob die quantitative Insolvenzprognose für ukrainische Aktiengesellschaften realisierbar ist. Es gab in der Ukraine bis jetzt keine seriösen Studien zur quantitativen datengetriebenen Insolvenzprognose, obwohl die Datenverfügbarkeit bereits seit einigen Jahren gegeben ist.

Die ukrainischen handelsrechtlichen veröffentlichungspflichtigen Jahresabschlüsse können dabei als eine plausible Datenquelle für die quantitative Analyse auftreten. Aus den in den Abschlüssen vorhandenen Posten werden in dieser Arbeit 5 bekannte bilanzielle Kennzahlen gebildet, welche verschiedene Facetten der betrieblichen Tätigkeit erfassen. Die Kennzahlen werden zuerst univariat analysiert, mit folgenden 3 Schwerpunkten: Unterschiede in der statistischen Verteilung der Kennzahlen bei solventen vs. insolventen Unternehmen, Besonderheiten der einzelnen Branchen und zeitlicher Verlauf der Kennzahlen vor einer Insolvenz. Anschließend wird ein simples multivariates auf den Kennzahlen basiertes Insolvenzprognosemodell vorgeschlagen, welches auf die Logit-Spezifikation zurückgreift und die Erkenntnisse der univariaten Analyse berücksichtigt.

Die Arbeit konnte deutlich zeigen, dass eine quantitative Insolvenzprognose auch für die Ukraine sehr gut möglich ist. Im Rahmen des multivariaten Modells wurde eine vergleichsweise hohe Prognosegenauigkeit erzielt (Accuracy Ratio über 65%). Die Arbeit hat somit die Basis für weitere, fortgeschrittene Recherchen geschaffen, welche diese Ergebnisse verbessern können.

Danksagung:

Ich bedanke mich bei dem Forschungskolleg „Rechtliche und wirtschaftliche Rahmenbedingungen für Investitionen in der Ukraine“ für die finanzielle Unterstützung. Das Forschungskolleg war ein Projekt des *Europäischen Wissenschaftszentrums (EWZ)*, welches im *Collegium Polonicum* (Slubice, Polen) ansässig ist. Besonderer Dank gilt auch Herrn Prof. Dr. Sven Husmann und Herrn Prof. Dr. Wolfgang Schmid für wertvolle Hinweise und Anregungen.

* Dipl.-Kfm. Volodymyr Perederiy, Europa-Universität Viadrina. Email: euv80222@student.euv-ffo.de.

Gliederung

1.	Einleitung.....	1
2.	Daten.....	5
2.1	Datenbanken	5
2.2	Handelsrechtliche Abschlüsse	5
2.3	Insolvenzen	7
2.4	Insolvenzrate und Selection Bias.....	8
2.5	Branchen	10
3.	Vorbereitung der Analyse.....	12
3.1	Timing der Analyse	12
3.2	Datenbereinigung.....	13
3.3	Fehlende und unbedeutende Posten	14
3.4	Bilanzielle Kennzahlen	16
4.	Univariate graphische Analyse.....	19
4.1	Verteilung der bilanziellen Kennzahlen	19
4.2	Branchenanalyse	25
4.2.1	Insolvenzrate nach Branchen	27
4.2.2	Unternehmensgröße	28
4.2.3	Rentabilität.....	30
4.2.4	Liquidität.....	32
4.2.5	Solvenz.....	33
4.2.6	Branchenanalyse: Fazit.....	34
4.3	Verlaufsanalyse für Kennzahlen.....	36
5.	Einfaches Logit-Modell	41
6.	Zusammenfassung	48
	Anhang: Bilanz- und GuV-Struktur der ukrainischen handelsrechtlichen Abschlüsse..	52
	Literatur	56

1. Einleitung

Die Prognose von Insolvenzen spielt in etablierten Marktwirtschaften eine wichtige Rolle in der alltäglichen praktischen Tätigkeit von Banken, Versicherungen, Wirtschaftsprüfern, Rating-Agenturen und anderen Institutionen. **Objektivierte quantitative** Insolvenzprognose, welche **datengetrieben** anhand von bilanziellen Kennzahlen sowie kapitalmarktbezogenen Informationen erfolgt, ist in Europa und in den USA seit Mitte der 60er Jahre Gegenstand intensiver Forschungen geworden. Sie gewinnt in der letzten Zeit zusätzlich an Bedeutung angesichts der neueren Basel-II-Regelungen¹.

Quantitative Insolvenzprognose in der Ukraine steckt dagegen noch in den Kinderschuhen². Die Gründe dafür sollte man vor allem in unzureichenden Kompetenzen der Praktiker sowie in mangelnder Datenverfügbarkeit suchen. Die Insolvenzprognose auf der Grundlage von *kapitalmarktbezogenen* Daten ist für die Ukraine z. Z. schwer realisierbar angesichts der immer noch schwach entwickelten Kapitalmärkte.³ Die Analyse auf der Grundlage von *bilanziellen Kennzahlen* ist deswegen das geeignete Verfahren für die Insolvenzprognose ukrainischer Unternehmen. Die bilanziellen Kennzahlen können nämlich aus den jährlichen handelsrechtlichen Jahresabschlüssen gewonnen werden, welche in der Ukraine einer Veröffentlichungspflicht unterliegen und auch häufig in digitaler Form verfügbar sind.

¹ Die Regelungen sehen insbesondere vor, dass die Banken der teilnehmenden Staaten (die sog. G-10-Länder, die größten 10 Industrienationen der Welt) mittels geeigneter quantitativer Modelle die Insolvenzwahrscheinlichkeit ihrer Kreditnehmer abschätzen und bei Eigenkapitalunterlegung berücksichtigen müssen.

² So wiederholen viele aktuelle ukrainische Beiträge (wie z.B. Kolesar (2002), Tereschtschenko (2004)) die amerikanischen Modelle aus den 70er Jahren, häufig sogar ohne Anpassung der Parameter.

³ Lediglich ca. 300 ukrainische Unternehmen sind an der Börse gelistet, nur einige wenige Aktien können als liquid angesehen werden (vgl. *First Security Trading System*, <http://www.pfts.com>). Deswegen kann der Marktwert des Kapitals – ein wichtiger erklärender Faktor in kapitalmarktbezogenen Modellen – nicht zuverlässig ermittelt werden.

Die Insolvenzprognose anhand von bilanziellen Kennzahlen ist allerdings im Allgemeinen durch ernsthafte Theoriedefizite gekennzeichnet. Viele Kennzahlen, wie z.B. das *Current Ratio* oder die *Eigenkapitalquote*, sind zwar dafür bekannt, im engen Zusammenhang mit Insolvenzgefahr zu stehen, jedoch fehlt jegliche betriebswirtschaftliche Theorie für die genaue Form eines solchen Zusammenhangs.

Unter diesen Umständen verzichtet man häufig vollkommen auf die betriebswirtschaftliche Modellierung und verwendet rein statistische multivariate Verfahren wie Diskriminanzanalyse (z.B. in Altman (1968)) oder Logit (z.B. in Ohlson (1980)). Außer der technischen Modellspezifikation, müssen bei einer solchen Modellierung folgende wichtige Aspekte berücksichtigt werden: Auswahl der bilanziellen Kennzahlen, Berücksichtigung der Branchenzugehörigkeit und die Analyse des zeitlichen Verlaufs der Kennzahlen vor einer Insolvenz.

Die **Auswahl geeigneter bilanzieller Kennzahlen** ist die größte Herausforderung solcher Modelle. Die Anzahl der potenziell interessanten Kennzahlen kann sich auf Hunderte belaufen. Viele Kennzahlen unterscheiden sich dabei nur in kleinen Details, was zu starken Korrelationen und zur Multikollinearitätsproblematik führt. Ein etabliertes Verfahren für die Kennzahlenauswahl ist bis heute nicht vorhanden. Viele Autoren haben die Auswahl einfach auf der Grundlage von Erfahrungen und Beliebtheit getroffen (z.B. Frydman et al. (1985), Jones et al. (2004)). Andere Autoren (z.B. Falkenstein et al. (2000), Platt & Platt (1990)) gruppierten bilanzielle Kennzahlen in einige wenige Kategorien (Liquidität, Rentabilität usw.) und wählten dann jeweils eine oder zwei Kennzahlen je Kategorie.

Eine andere Herausforderung der multivariaten statistischen Insolvenzprognose besteht in der Berücksichtigung der **Branchenzugehörigkeit** der Unternehmen. Zum einen ist es bekannt, dass einige Branchen höhere Insolvenzraten aufweisen als andere. Zum anderen können Kennzahlen zwischen einzelnen Branchen starke Diskrepanzen aufweisen: ein für eine Branche „normaler“ Kennzahlenwert kann für eine andere Branche ganz „schlecht“ sein. Der wohl beste Weg, solche Branchendiskrepanzen zu berücksichtigen, bestünde in der Bildung getrennter Modelle für jede Branche (wie bspw. in Lane et al. (1986) für Banken). Jedoch reicht der Stichprobenumfang in vielen Fällen nicht aus um solche branchenspezifischen Modelle zuverlässig schätzen zu können (vgl. Falkenstein et al. (2000), S. 41). Deswegen versucht man, die Branchenzugehörigkeit

anders zu berücksichtigen. Der meistverbreitete Weg besteht in der Erfassung der Branchendiskrepanzen durch Branchen-Dummy-Variablen, welche als zusätzliche unabhängige Variablen in die multivariaten Modelle eingegliedert werden (z.B. in Peel & Peel (1987), Jones et al. (2004)).

Ein weiterer wichtiger Aspekt in der Insolvenzprognose ist der **Verlauf** einer Insolvenz. Obwohl es möglich ist, dass eine Insolvenz plötzlich, infolge eines bestimmten negativen Ereignisses entsteht, ist es viel üblicher, dass sie sich langsam über Jahre entwickelt. Deswegen würde man auch bei bilanziellen Kennzahlen Verschlechterungstrends in den Jahren vor der Insolvenz erwarten. Viele multivariate Modelle behandeln jedoch eine Insolvenz als ein Zeitpunkt-Ereignis und benutzen zur Insolvenzprognose nur die letzten verfügbaren Jahresabschlussinformationen, die in der Regel 1 bis 2 Jahre vor der Insolvenz liegen. Damit werden die Informationen aus den o.g. Verschlechterungstrends ignoriert. Einige kompliziertere Modelle (vgl. bspw. Theodossiou (1993)) vermögen jedoch solche Verlaufsinformationen zu verwenden.

Das vorliegende Papier bietet eine explorative Analyse für ukrainische Daten und verfolgt das Ziel, die Möglichkeit einer Insolvenzprognose für die Ukraine zu beweisen und damit die Basis für spätere fortgeschrittene Analysen zu schaffen. In der Arbeit wird auch detailliert auf die 2 o.e. Aspekte – Berücksichtigung der Branchenzugehörigkeit und Analyse des zeitlichen Verlaufs der Kennzahlen – eingegangen. Der 3. Aspekt – die Kennzahlauswahl – wird in dieser Arbeit vereinfacht dargestellt.

Die Arbeit wird folgenderweise aufgebaut:

Im Abschnitt 2 werden die verwendeten Datenquellen beschrieben, gesondert wird dabei auf Auffälligkeiten der stattgefundenen Stichprobenerhebung (insb. auf die sog. *Selection Bias*) eingegangen.

Im nächsten Abschnitt 3 werden vorbereitende Maßnahmen getroffen sowie die Kennzahlen beschrieben. In dieser Arbeit wird vollständig auf ein bestimmtes Verfahren der Variablenauswahl verzichtet und mit 5 etablierten, im Voraus gewählten bilanziellen Kennzahlen gearbeitet (vgl. Abschnitt 3.4).

Abschnitt 4 bietet dann anhand dieser bilanziellen Kennzahlen eine simple univariate Einstiegsanalyse. Zuerst wird mit Hilfe eines Vergleichs von Verteilungsdichten die

Trennung zwischen solventen und insolventen Unternehmen untersucht. Anschließend vergleichen wir die Insolvenzzraten und Kennzahlen in einzelnen Branchen. Schließlich wird der univariate Verlauf der Kennzahlen vor einer Insolvenz untersucht.

Abschnitt 5 bietet abschließend ein einfaches multivariates Modell, welches auf der Logit-Spezifikation beruht und die 5 bilanziellen Kennzahlen als Erklärungsvariablen verwendet. Dabei beachten wir die Erkenntnisse, welche im Rahmen der univariaten Analyse gewonnen wurden, insbesondere was die Berücksichtigung der Branchenzugehörigkeit angeht.

2. Daten

2.1 Datenbanken

Die handelsrechtlichen Abschlüsse für Jahre 1999-2003 wurden von einer Webseite der ukrainischen *Wertpapierkommission* (<http://www.smida.gov.ua>) heruntergeladen und anschließend in eine Datenbank transformiert. Die Abschlüsse für das Jahr 2004 wurden von einem ukrainischen kommerziellen Anbieter *Agentur für Kapitalmarkt* (<http://www.smau.com.ua>) käuflich erworben. Die Datenbank für Insolvenzen aus dem Zeitraum 2000-2005 wurde von der ukrainischen Firma *Liga Business Inform* (<http://www.liga.net>) käuflich erworben. Die Daten wurden auf Fehler und Inkonsistenzen überprüft und korrigiert.

2.2 Handelsrechtliche Abschlüsse

Tabelle 1 bietet einen Überblick über vorhandene (veröffentlichte und digital verfügbare) Jahresabschlüsse ukrainischer *Offener Aktiengesellschaften*, welche in dieser Arbeit analysiert werden.

Tabelle 1: Die Daten für ukrainische handelsrechtliche Abschlüsse

Jahr	Abschlüsse (alle)	Abschlüsse (vollständige ⁴)
1999	7923	7919
2000	9047	9047
2001	8680	8679
2002	4942	4942
2003	6053	5378
2004	6379	5322

Jeder Abschluss besteht aus über 60 Bilanz- sowie über 30 GuV-Posten, jeweils für das aktuelle und das vorige Jahr⁵. Die Bilanz- und GuV-Struktur samt der Postenschlüssel

⁴ Abschlüsse mit vollständigen Bilanz- und GuV-Informationen.

⁵ Außer der Bilanz und der Gewinn- und Verlustrechnung (GuV) haben die meisten Abschlüsse noch folgende Bestandteile: Kapitalflussrechnung, Eigenkapitalpiegel, Anhang. Die darin enthaltenen Posten werden in dieser Arbeit jedoch nicht verwendet.

ist im Anhang geschildert. Außer der Bilanz- und GuV-Posten ist in jedem Abschluss die Branchenzugehörigkeit des jeweiligen Unternehmens angegeben.

Seit 2003 wurde die für kleinere Unternehmen (10-15% der Gesamtanzahl) vorgeschriebene Bilanz- und GuV-Struktur stark verkürzt. Solche Abschlüsse (in der Tabelle 1 und im Weiteren als „*unvollständig*“ bezeichnet) konnten deswegen nur in einigen wenigen Analysen verwendet werden.

Aus verschiedenen Gründen schwankte die Anzahl der verfügbaren (veröffentlichten) Abschlüsse (d.h. die Anzahl der berichtenden Unternehmen) von Jahr zu Jahr stark zwischen ca. 5000 und 9000 Unternehmen (Tabelle 1). Dabei blieb die Anzahl aller staatlich registrierten Offenen Aktiengesellschaften im analysierten Zeitraum beinahe konstant bei ca. 12000 Unternehmen (Tabelle 2). Die Diskrepanzen zwischen der Anzahl der Abschlüsse und der Anzahl der Unternehmen stammen aus der häufigen Vernachlässigung der Veröffentlichungspflicht. So ignorierten über 1000 Offene AGs die Veröffentlichungspflicht gänzlich, für diese Unternehmen ist kein einziger Abschluss vorhanden. Von den übrigen 10616 Unternehmen, die im Zeitraum 1999-2004 mindestens einen Abschluss veröffentlicht haben, sind nur knapp über 20% dieser Pflicht tatsächlich jedes Jahr nachgegangen⁶ (Tabelle 3).

Tabelle 2: Offene Aktiengesellschaften in der Ukraine

Jahr	Gesamtanzahl von den Offenen Aktiengesellschaften (am Jahresende)
1999	11850
2000	11850
2001	12040
2002	12010
2003	11790
2004	11570

Quelle: Wertpapierkommission der Ukraine⁷

⁶ Fehlende Abschlüsse können natürlich teilweise darauf zurückgeführt werden, dass die Unternehmen nicht mehr existieren bzw. ihre Rechtsform gewechselt haben.

⁷ Vgl. Wertpapierkommission der Ukraine, <http://www.ssmc.gov.ua/4/4> (25.08.06).

Tabelle 3: Anzahl der Abschlüsse pro Unternehmen, Berichtsperioden 1999-2004

Anzahl der veröffentlichten Abschlüsse	Anzahl der Unternehmen	Anteil der Unternehmen von der Gesamtanzahl der berichtenden Unternehmen (10616), %
1	871	8
2	1217	11
3	1732	16
4	1773	17
5	2707	25
6	2316	22

2.3 Insolvenzen

Die verwendete Insolvenzdatenbank enthält Einträge bzgl. der Eröffnungen von Insolvenzverfahren und der evtl. darauf folgenden Zwangsliquidationen der Unternehmen. Jeder Eintrag enthält die ID-Nummer des betroffenen Unternehmens sowie das Datum des Ereignisses. Wir werden hierbei vor allem an der *Vorhersage der Eröffnungen der Insolvenzverfahren* interessiert sein. Diese sind für praktische Zwecke wichtiger als die Zwangsliquidationen. Tabelle 4 bietet einen Überblick über die Eröffnungen der Insolvenzverfahren gegen sämtliche (auch gegen handelsrechtlich nicht berichtende) Offene AGs.

Tabelle 4: Eröffnungen der Insolvenzverfahren, nach Jahren

Jahr	Insolvenzverfahren ⁸
2000	396
2001	328
2002	506
2003	480
2004	407
2005	272

Von den 10616 *berichtenden* Offenen Aktiengesellschaften wurde im Zeitraum 2000-2005 insgesamt gegen 1741 ein Insolvenzverfahren eröffnet. Gegen 128 Unternehmen

⁸ Wiederholte Eröffnungen von Insolvenzverfahren gegen ein und dasselbe Unternehmen innerhalb eines Jahres wurden dabei nur einmal gezählt.

davon wurden Insolvenzverfahren zweimal eröffnet, gegen 9 Offene AGs – sogar dreimal⁹. 908 berichtende Offene AGs wurden 2000-2005 tatsächlich zwangsliquidiert.

2.4 Insolvenzrate und Selection Bias

Ein häufiges Problem bei der Insolvenzprognose anhand der veröffentlichten Jahrabslchlüsse ist die sog. *Selection Bias*. Die Selection Bias entsteht in unserem Fall, indem die insolvenzgefährdeten Unternehmen ihre handelsrechtlichen Berichterstattungs- bzw. Veröffentlichungspflichten häufiger vernachlässigen als die solventen (vgl. Balcaen und Ooghe (2004), S. 23). Auch je zeitlich näher ein Unternehmen seiner Insolvenz ist, desto wahrscheinlicher ist es in der Regel, das es der Veröffentlichungspflicht nicht nachgeht. Der Grund für ein solches Verhalten ist, dass für insolvenzgefährdete Unternehmen die – sonst unentbehrlichen – Sanktionen seitens der Aufsichtsbehörden eine untergeordnete Rolle spielen. Der weitere Grund besteht darin, dass solche Unternehmen weniger an der Offenlegung ihrer (schlechten) Ergebnisse für bspw. potenzielle Gläubiger bzw. Investoren interessiert sind.

Wie es sich herausgestellt hat, ist die Selection-Bias-Problematik auch für die ukrainischen Offenen AGs der Fall. Anhand der vorliegenden Daten konnte man bspw. klar sehen (Abbildung 1), dass Unternehmen ohne einen Abschluss aus einer Berichtsperiode t eine deutlich überdurchschnittliche Insolvenzrate in der Periode $t+2$ aufwiesen. Der Unterschied in der Insolvenzrate zwischen berichtenden und nicht berichtenden Unternehmen ist noch höher für Insolvenzen, die sich in der laufenden Periode t ereignen¹⁰.

Die Selection Bias wird noch deutlicher, wenn man für alle verfügbaren Berichtsperioden den Anteil der berichtenden Unternehmen bei sämtlichen Unternehmen mit dem Anteil der berichtenden Unternehmen bei demnächst insolvent

⁹ Wiederholte Insolvenzeröffnungen innerhalb von 100 Tagen gegen ein und dasselbe Unternehmen wurden dabei nur einmal gezählt, 137 Datenbankeinträge waren dadurch betroffen. Die Wiederholungen ergeben sich hauptsächlich aus der mangelhaften Erfassung der Insolvenzverfahren in der Datenbank.

¹⁰ In diesem Fall wird aber die Tatsache der Nicht-Veröffentlichung erst ex post am Ende der Periode $t+1$ bekannt und ist somit für die Insolvenzprognose ohne jegliche praktische Bedeutung. Vgl. dazu auch die Timing-Überlegungen im Abschnitt 3.1.

werdenden Unternehmen vergleicht (Abbildung 2). Wie man sieht, vermindert sich die Selection Bias mit steigendem zeitlichem Abstand zur Insolvenz und verschwindet nahezu für die Berichtsperioden etwa 3 Jahre vor der Insolvenz.

Abbildung 1: Zeitliche Entwicklung der Insolvenzrate für berichtende und nicht berichtende Unternehmen

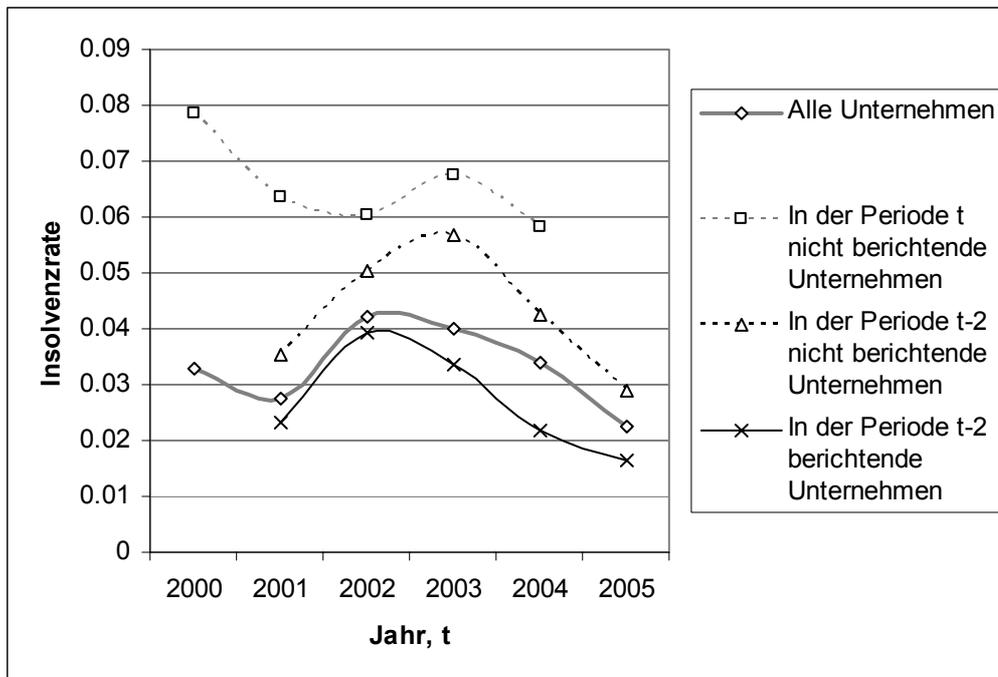
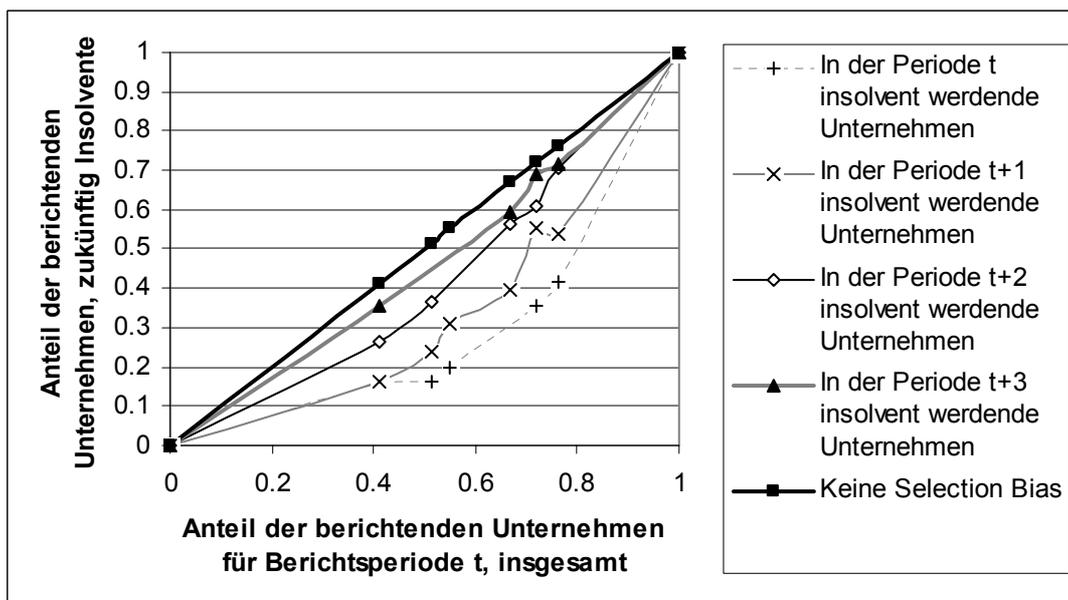


Abbildung 2: Selection Bias: Anteile berichtender Unternehmen, 1999-2004



Die Selection Bias ist deswegen wichtig, weil sie die quantitative Analyse erschwert. Sie führt nämlich dazu, dass die Anteile von „guten“ und „schlechten“ Unternehmen in

der Stichprobe (bzw. in unserer Datenbank) nicht den entsprechenden Anteilen in der Grundgesamtheit (Gesamtwirtschaft) entsprechen. Damit ist die Stichprobe nicht zufällig. Viele statistische Verfahren machen aber die explizite Annahme einer zufälligen Stichprobenerhebung (sog. *random sampling*), was zu schlechteren als erwarteten Prognosen führen kann.

2.5 Branchen

Die vorhandenen Abschlüsse enthalten Informationen über die Branchenzugehörigkeit der Unternehmen, welche allerdings auf einem veralteten, aus dem postsowjetischen Jahr 1994 stammenden Branchenklassifizierungssystem basieren. Dieses alte Klassifikationssystem wird allmählich seit 2003 durch ein modernes internationales Klassifikationssystem abgelöst, was die Analyse etwas verzerrt.

Tabelle 5 bietet eine Aufschlüsselung der berichtenden Unternehmen nach Branchen, mit prozentuellen Anteilen relativ zur Gesamtzahl der berichtenden Unternehmen.

Tabelle 5: Anteile verschiedener Branchen, in % zur Gesamtanzahl der Unternehmen.

Branche	J1999	J2000	J2001	J2002	J2003	J2004
Maschinenbau	14.29	13.65	13.34	14.45	12.56	11.46
Lebensmittelindustrie	9.23	8.86	8.35	8.4	7.68	7.24
Sonstige Industrie	16.77	15.78	15.23	16.09	13.58	12.56
Landwirtschaft	10.67	12.28	11.83	9.55	9.83	8.54
Transport	10	9.98	9.76	10.16	8.72	7.76
Bauwirtschaft	11.88	11.45	11.53	11.49	9.22	8.95
Handel	5.94	5.27	5.53	6.03	5.24	4.84
Dienstleistungen	11.09	10.89	10.75	10.76	8.11	7.67
Unbekannt	0.49	0.44	0.37	0.26	1.69	2.35
Gelöscht im Rahmen der Bereinigung	9.65	11.39	13.3	12.81	23.37	28.63
Insgesamt	100	100	100	100	100	100

Getrennt ausgewiesen sind Unternehmen, welche im Rahmen der Datenbereinigung von der weiteren Analyse aus verschiedenen Gründen ausgeschlossen wurden (vgl. dazu Abschnitt 3.2).

Die *Maschinenbau*- und *Lebensmittelindustrie* wurden getrennt von den sonstigen industriellen Branchen erfasst, da die größere Anzahl der Unternehmen in diesen zwei Unterbranchen eine solche getrennte Analyse ermöglicht. Die Branche *Dienstleistungen* umfasst hauptsächlich Lager- und Vertriebsunternehmen, Handel mit und Vermietung von Immobilien und industriellen Anlagen, hauswirtschaftliche Dienstleistungen. Als

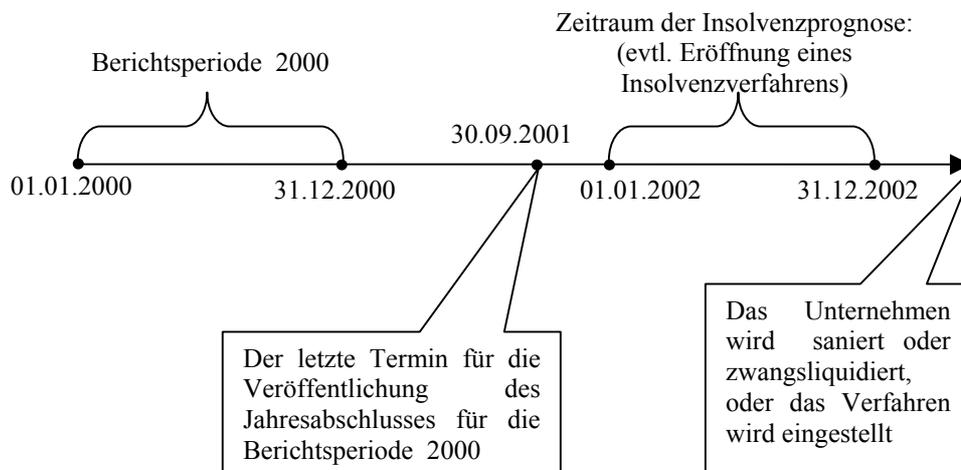
„*Unbekannt*“ wurden Unternehmen bezeichnet, in deren Abschlüssen die Informationen zur Branchenzugehörigkeit fehlten. Ein hoher Wert für die Kategorie „Unbekannt“ in den Jahren 2003 und 2004 entsteht aus dem o.e. Übergang zum neuen Branchenklassifikationssystem.

3. Vorbereitung der Analyse

3.1 Timing der Analyse

Für die weitere Analyse ist es wichtig, genauer anzuschauen, wie und wann genau die Daten aus den handelsrechtlichen Abschlüssen verwendet werden können. Ein Abschluss für ein bestimmtes Berichtsjahr muss laut Gesetz bis Ende September des Folgejahres veröffentlicht werden. Allerdings wird diese Regelung in der Ukraine nicht von allen Unternehmen genau eingehalten. In dieser Arbeit wird angenommen, dass die Abschlüsse erst am Ende des Folgejahres veröffentlicht werden. Insoweit sind die Informationen im Zeitpunkt der Veröffentlichung schon 1 Jahr alt. Für die Prognose der Insolvenzen im Jahr t können deswegen nur Abschlüsse aus der Berichtsperiode $t-2$ oder früher verwendet werden, nicht aber die Abschlüsse aus dem Vorjahr $t-1$. Abbildung 3 veranschaulicht diese Timing-Überlegungen für die Beispielsperiode 2000.

Abbildung 3: Timing der Analyse



Eine Insolvenz wird dabei als Eröffnung eines Insolvenzverfahrens definiert. Das Insolvenzverfahren an sich kann dabei Monate oder Jahre dauern. Der endgültige Ausgang dieses Verfahrens (Liquidation, Sanierung, Einstellung des Verfahrens) hängt von vielen Faktoren ab und ist für praktische Zwecke weniger interessant. Deswegen beschränken wir uns in dieser Arbeit lediglich auf die Vorhersage der Eröffnungen von Insolvenzverfahren.

3.2 Datenbereinigung

Folgende Kategorien von Unternehmen wurden von der weiteren Analyse im Rahmen der Datenbereinigung ausgeschlossen:

Tabelle 6: Die im Rahmen der Datenbereinigung ausgeschlossenen Unternehmen, % zur Gesamtzahl

Gruppe	J1999	J2000	J2001	J2002	J2003	J2004
Forstwirtschaft	0.03	0	0.01	0	0	0.02
Fischwirtschaft	0.08	0.08	0.13	0.06	0.08	0.05
Sonstige Dienstleistungen	3.82	3.86	3.99	4.63	4.08	3.92
Unvollständige	0.47	0.31	0.26	0.08	11.25	16.82
Holdings	2.73	3.23	4.04	4.86	5.15	5.36
Bereits insolvente Unternehmen	2.52	3.91	4.87	3.18	2.81	2.46

Die Unternehmen der **Forstwirtschaft oder Fischwirtschaft** wurden ausgeschlossen, da diese Branchen weniger als 10 Unternehmen umfassten.

Die Unternehmen der Branche „**Sonstige Dienstleistungen**“ wurden entfernt, da diese entweder nichtkommerzielle oder halbkommerzielle Einrichtungen (wie wissenschaftliche Institutionen und kommunale Versorgungsunternehmen) oder rein finanzielle Dienstleistungen (wie Versicherungen) umfassten.

„**Unvollständige**“ Unternehmen sind Unternehmen mit unvollständigen Abschlüssen. Diese stammen meistens aus den Jahren 2003 und 2004, wo für kleinere Unternehmen eine verkürzte Bilanzversion und eine stark gekürzte GuV-Version eingeführt wurden. Die Detaillierung solcher Abschlüsse reicht für unsere Analyse nicht aus.

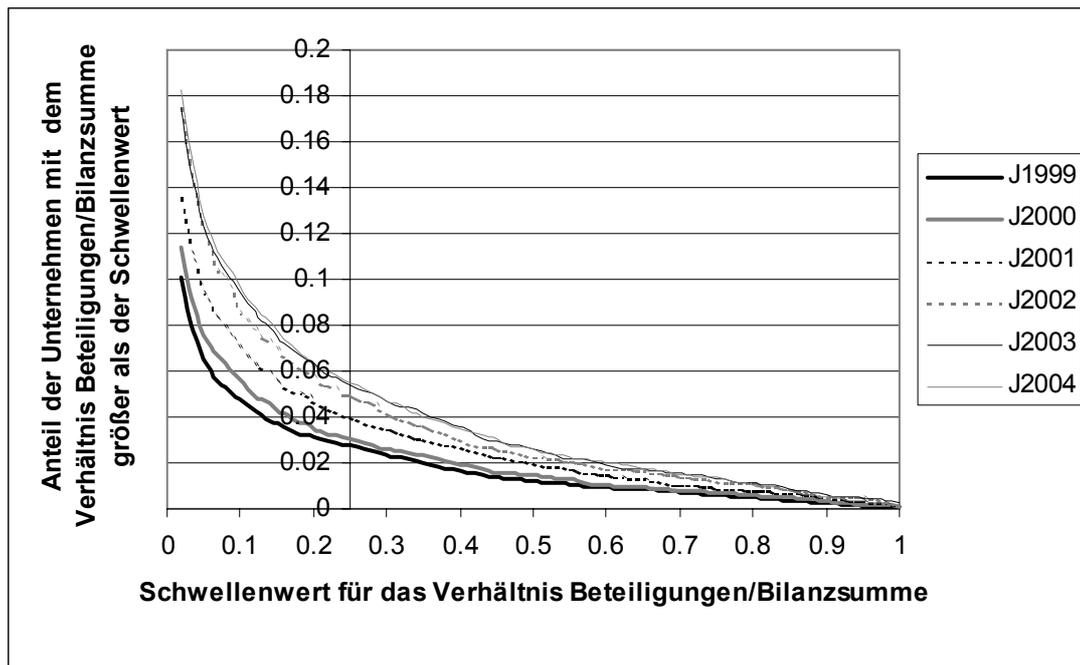
Die **Holdings** wurden ausgeschlossen, da ihre Insolvenz sehr stark von der betrieblichen Tätigkeit ihrer Tochtergesellschaften abhängt. Die Merkmale dieser Tätigkeit sind dabei nicht aus den vorhandenen Einzelabschlüssen der Muttergesellschaften ersichtlich¹¹. Holdings wurden definiert als Unternehmen, bei denen der Buchwert der Beteiligungen höher als 25% des Buchwertes aller Vermögenswerte des Unternehmens beträgt¹². Diese Bereinigung hat überproportional stark die Branche „Dienstleistungen“ betroffen.

¹¹ Dabei soll darauf hingewiesen werden, dass die vorhandenen ukrainischen Abschlüsse der Offenen AGs keine Konzernabschlüsse, sondern Einzelabschlüsse sind.

¹² Die Beteiligungen wurden als Summe der Bilanzposten b_040, b_045 und b_220 bestimmt, vgl. Anhang.

Die Landwirtschaft hatte dagegen nur sehr wenige Holdings. Der Schwellenwert von 25% ist etwas willkürlich und wurde auf der Grundlage einer Ausschlussanalyse bestimmt, die in der Abbildung 4 dargestellt ist. Der Schwellenwert wurde so gesetzt, dass der Anteil der ausgeschlossenen Firmen bei ca. 5 % blieb. Es sei auch erwähnt, dass die Anzahl der Holdings mit der Zeit steigt, was auf eine fortschreitende Verflechtung ukrainischer Unternehmen hinweist.

Abbildung 4: Bestimmung des Schwellenwertes für Holdings



Schließlich wurden im Rahmen der Datenbereinigung die Abschlüsse der Firmen entfernt, gegen die im gleichen Berichtsjahr bzw. im Folgejahr ein Insolvenzverfahren eingeleitet wurde, oder welche in diesem Zeitraum zwangsliquidiert wurden („**bereits insolvente Unternehmen**“). Dies ist dadurch motiviert, dass eine solche Insolvenz zu Beginn des Prognosezeitraumes bereits gegeben ist (vgl. auch Abschnitt 3.1). Diese Unternehmen zeigen dabei finanzielle Verhältnisse, die für Insolvenzgefährdung typisch sind, können jedoch nicht im Prognosezeitraum nochmals insolvent werden, da gegen sie ein Insolvenzverfahren bereits eröffnet ist.

3.3 Fehlende und unbedeutende Posten

Die vorliegenden Jahresabschlüsse enthalten keine explizit fehlenden Werte. Allerdings nehmen die Bilanz- und GuV-Posten überdurchschnittlich häufig den Wert 0 an. Ein solcher Wert kann auf drei verschiedene Weisen interpretiert werden:

- als ein wahrer Wert, der gleich 0 ist
- als Rundungsergebnis (der wahre Wert liegt bei 0)
- als ein fehlender Wert (der wahre Wert ist unbekannt)

Es wird vermutet, dass in der ukrainischen Praxis eine Kombination der o.g. Sachverhalte der Wahrheit entspricht.

Im Anhang ist für jeden Bilanz- und GuV-Posten der Anteil der Unternehmen mit Werten ungleich 0 angegeben. Außerdem ist dort für jeden Posten der Median der normierten Nicht-0-Werten berechnet. Daraus wird insbesondere folgendes sichtbar:

Rückstellungen (Schlüssel b_430, vgl. Anhang) spielen in den ukrainischen Abschlüssen kaum eine Rolle. Sie sind bei lediglich 23 % der Unternehmen vorhanden (Wert größer als 0) und wenn, dann belaufen sie sich auf durchschnittlich lediglich 0.4% der Bilanzsumme.

Ein ähnlicher Sachverhalt gilt für *latente Steuerposten, Reserven für uneinbringliche Forderungen* (Schlüssel b_060, b_460, b_162; jeweils 15 % der Unternehmen mit nur ca. 0.5 % der Bilanzsumme) und *finanzielle Erträge* (Schlüssel g_120, 28 % der Unternehmen, 0.1 % der Nettoumsatzerlöse).

Viele Posten sind zwar etwas häufiger in den Abschlüssen vorhanden, sind aber im Vergleich zu anderen Posten sehr klein. Dies betrifft insbesondere *Immaterielle Vermögenswerte* (Schlüssel b_010, 42% Anteil der Nicht-0-Werte mit durchschnittlich 0.1 % der Bilanzsumme), *langfristige Verbindlichkeiten* (Schlüssel b_480, 40% Anteil der Nicht-0-Werte mit durchschnittlich 2.5 % der Bilanzsumme), *Finanzierungsaufwendungen* (Schlüssel g_140, 43% Anteil der Nicht-0-Werte mit durchschnittlich 1.2 % der Nettoumsatzerlöse) sowie *Steueraufwendungen* (Schlüssel g_180, 45% Anteil der Nicht-0-Werte mit durchschnittlich 0.9 % der Nettoumsatzerlöse).

Da letztendlich nicht eindeutig feststeht, was die 0-Werte genau bedeuten, wurden sie in dieser Arbeit als wahre Werte, die gleich 0 sind, behandelt. Dies ist auch dadurch motiviert, dass die Posten, welche zur Berechnung der Kennzahlen in dieser Arbeit verwendet werden (vgl. Abschnitt 3.4), nur wenige 0-Werte aufweisen.

3.4 Bilanzielle Kennzahlen

Für die Zwecke der Insolvenzprognose müssen die Bilanz- und GuV-Posten zu Kennzahlen transformiert werden. Wie bereits erwähnt wurde, gibt es eine große Anzahl der bilanziellen Kennzahlen, welche sich in der allgemeinen Bilanzanalyse und in der Insolvenzprognose bewährt haben und als „klassisch“ angesehen werden können. **Solche Kennzahlen können etwas vereinfacht in 5 Kategorien eingeteilt werden: Unternehmensgröße, Rentabilität, Liquidität, Solvenz und Aktivität**¹³. In dieser Arbeit werden nun aus jeder Kategorie repräsentative Kennzahlen¹⁴ ausgewählt und für die weitere Analyse verwendet.

Die **Unternehmensgröße** spielt in der Insolvenzprognose eine wichtige Rolle. Größere Unternehmen sind in der Regel weniger insolvenzgefährdet als kleinere (vgl. Falkenstein et al. (2000), S. 35), da ihre Aktivitäten besser diversifiziert sind. Die Unternehmensgröße, erfasst anhand der Bilanzsumme (Bilanzposten b_640, vgl. Anhang), bildet die erste Kennzahl in unserer Analyse.

Rentabilitätskennzahlen beschreiben, wie profitabel das Unternehmen ist. Hohe Rentabilität spiegelt sich in der zukünftig besseren Liquidität und Solvenz wider und ist auch für die Möglichkeit der Kreditaufnahme wichtig. Die Rentabilität wird anhand der Gegenüberstellung von Gewinn, Kapital und Umsatz (Nettoumsatzerlösen) geschätzt. Eine bekannte Rentabilitätskennzahl ist die **Gesamtkapitalrendite**, welche auch häufig in 2 Bestandteile zerlegt wird: die Umsatzrendite und das Verhältnis von Umsatz zu Gesamtkapital:

$$\begin{aligned} \text{GK-Rendite} &= \frac{\text{EBIT} = \text{Gewinn vor Zinsen und Steuern}}{\text{Gesamtkapital} = \text{Bilanzsumme}} \\ &= \frac{\text{Umsatz}}{\text{Bilanzsumme}} \times \text{Umsatzrendite} \\ &= \frac{\text{Umsatz}}{\text{Bilanzsumme}} \times \frac{\text{EBIT}}{\text{Umsatz}} \end{aligned} \quad (1)$$

¹³ Diese Kategorisierung ist für den angelsächsischen Raum üblich. Im deutschsprachigen Raum wird die Aktivitätskategorie häufig als **Vermögenslage**, die Solvenz- und Liquidität als **Finanzlage** und die Rentabilität als **Ertragslage** bezeichnet.

¹⁴ Die Auswahl erfolgte in Anlehnung an Bernstein & Wild (2000) sowie Falkenstein et al. (2000).

Wir verwenden nun in unserer Analyse die zwei Bestandteile der Gesamtkapitalrendite als 2 unterschiedliche Kennzahlen. Die erste – das Verhältnis vom Umsatz zum Gesamtkapital – wird in unseren Bezeichnungen (vgl. Anhang) als g_{035} / b_{640} berechnet, die zweite – die Umsatzrendite – als $(g_{179} + g_{140}) / g_{035}$.

Liquiditätskennzahlen gehen die Frage an, ob das Unternehmen seine *kurzfristigen* Schulden aus seinen liquiden Vermögenswerten bezahlen kann. Die wichtigsten Liquiditätskennzahlen werden als Verhältnis von verschiedenen Posten des Umlaufvermögens zu verschiedenen Posten der kurzfristigen Verbindlichkeiten gebildet. Die wohl bekannteste Kennzahl *Current Ratio* wird berechnet als:

$$\text{Current Ratio} = \frac{\text{gesamtes Umlaufvermögen}}{\text{gesamte kurzfristige Verbindlichkeiten}} \quad (2)$$

Wir übernehmen das Current Ratio als die vierte Kennzahl in unsere Analyse und berechnen diese als b_{260} / b_{620} (vgl. Anhang).

Solvenzkenzahlen beantworten die Frage, ob das Unternehmen langfristig seine Schulden aus seinem Vermögen tilgen kann. Solvenzkenzahlen werden meistens durch einen Vergleich zwischen Eigenkapitalposten einerseits und Gesamtkapital- oder Fremdkapitalposten andererseits gebildet. Eine bekannte Solvenzkenzahl ist die *Eigenkapitalquote*:

$$\text{EK-Quote} = \frac{\text{gesamtes Eigenkapital}}{\text{Bilanzsumme}} \quad (3)$$

Wir übernehmen die Eigenkapitalquote als die fünfte Kennzahl in unsere Analyse und berechnen diese als b_{380} / b_{640} (vgl. Anhang).

Die **Aktivitätskennzahlen** untersuchen, für welche Vermögenswerte das Kapital verwendet wird, wie lange das Kapital in einzelnen Vermögenswerten gebunden ist, oder auch vergleichen die Dynamik der einzelnen Posten. Ein Beispiel ist der *Forderungsumschlag*, welcher zeigt, wieviele Tage im Durchschnitt eine Forderung braucht um getilgt zu werden:

$$\text{Forderungsumschlag} = 360 \cdot \frac{\text{Forderungen aus Lieferungen und Leistungen}}{\text{Umsatz}} \quad (4)$$

Da aber die Aktivitätskennzahlen sehr heterogen sind und keine davon als „repräsentativ“ bezeichnet werden kann, verzichten wir in dieser Arbeit auf die Berücksichtigung dieser Kennzahlenkategorie.

4. Univariate graphische Analyse

In diesem Abschnitt wollen wir uns mit einigen Aspekten der Insolvenzprognose univariat auseinandersetzen und damit eine Basis für die spätere multivariate Analyse (Abschnitt 5) schaffen. Dies erfolgt anhand der 5 bereits erwähnten klassischen Kennzahlen aus mehreren Kategorien: Bilanzsumme (Unternehmensgröße), Umsatzrendite sowie Umsatz geteilt durch Bilanzsumme (Rentabilität), Current Ratio (Liquidität) und Eigenkapitalquote (Solvenz).

Mithilfe von empirischen Verteilungsdichten analysieren wir zuerst die univariate Trennschärfe dieser Kennzahlen bzgl. des Insolvenzstatus. Danach analysieren wir die Normwerte und Trends der Kennzahlen in den einzelnen Branchen. Anschließend wird die Entwicklung der Kennzahlen vor einer Insolvenz bei den betroffenen Unternehmen unter die Lupe genommen.

Als in einer Periode t „insolvent“ Unternehmen bezeichnen wir in dieser Analyse die *insolvent werdenden* Unternehmen, die erst in der Periode $t+2$ formaljuristisch insolvent werden (mit der Eröffnung eines Insolvenzverfahrens)¹⁵. Dies ist durch unsere Timing-Überlegungen (vgl. Abschnitt 3.1) bedingt.

4.1 Verteilung der bilanziellen Kennzahlen

Die univariate Trennung anhand einer Kennzahl zwischen solventen und insolventen Unternehmen kann durch verschiedene Maßzahlen erfasst werden. Für demonstrative und explorative Zwecke eignet sich am besten der Vergleich der Histogramme bzw. der empirischen Kennzahlendichten zwischen den solvent bleibenden und insolvent werdenden Unternehmen. Abbildung 5 bis Abbildung 9 schildern solche empirischen Dichten¹⁶ für die 5 o.g. Kennzahlen für die Berichtsperioden 2001 bis 2004. Die Trenngüte kann dabei daran beurteilt werden, inwieweit die Dichten für insolvente und

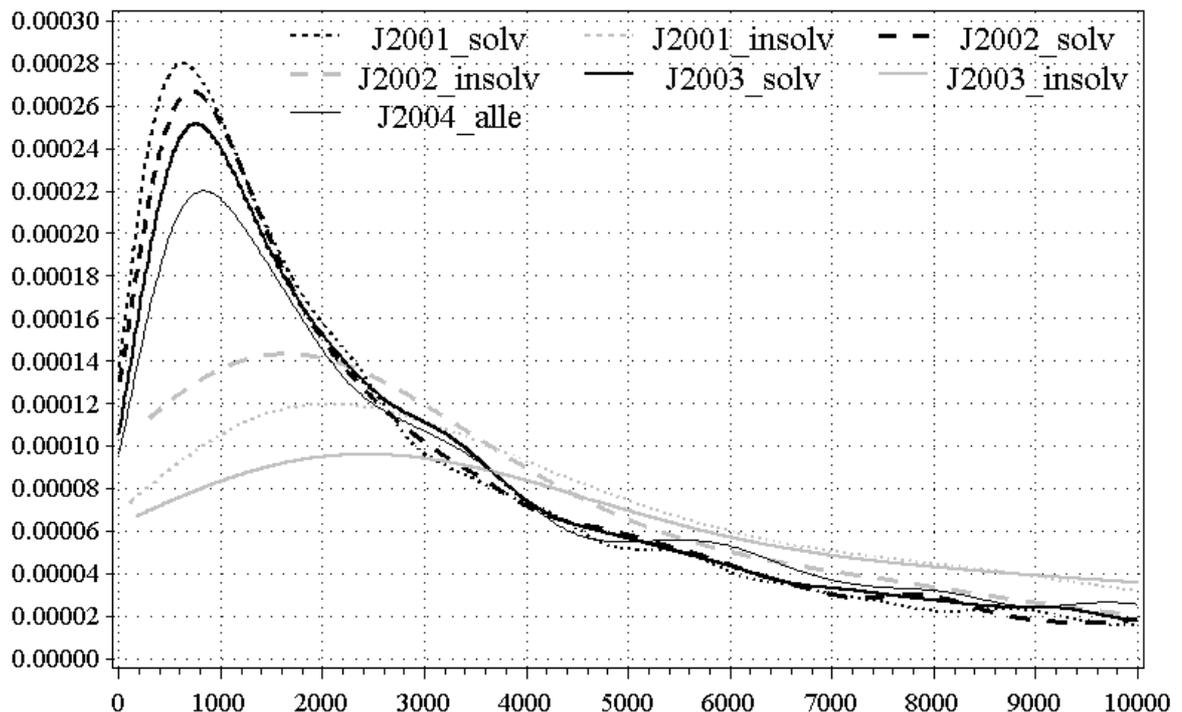
¹⁵ Wegen dieser Verzögerung um 2 Jahre stehen die „insolventen“ Unternehmen für $t = 2004$ noch nicht fest.

¹⁶ Die Schätzung der empirischen Dichten erfolgte in der SAS-Umgebung mit der *Kernel*-Methode (PROC KDE).

solvente Unternehmen auseinanderliegen bzw. wie klein die gemeinsame Fläche unter den zwei Dichten ist.

Aus der Abbildung 5 wird insbesondere klar, dass solvente Unternehmen größtenteils Bilanzsummen bis 3 Mio. UAH¹⁷ aufweisen, für insolvent werdende Unternehmen sind dagegen auch größere Werte nicht unwahrscheinlich.

Abbildung 5: Empirische Dichten des Postens „Bilanzsumme“ (Tsd. UAH) für solvente und insolvente Unternehmen, 2001-2004



Dies widerspricht auf den ersten Blick der Intuition und auch empirischen Studien¹⁸, wonach die Insolvenzgefährdung bei kleineren Firmen höher sein sollte als bei größeren Unternehmen. Das unerwartete Ergebnis könnte zum einen damit erklärt werden, dass ein Insolvenzverfahren in der Ukraine nur dann auf Antrag der Gläubiger eröffnet wird, wenn die überfällige Schuld einen für die Ukraine ziemlich hohen Betrag von z.Z. ca.

¹⁷ UAH ist die Bezeichnung für die ukrainische Währung *Hrywnja*. 1 EUR gleicht ca. 6 UAH (August 2006).

¹⁸ Vgl. z.B. [Falkenstein et al. \(2000\)](#), S. 35.

20000 EUR¹⁹ überschreitet, was für größere Unternehmen wahrscheinlicher ist. Dieser Effekt könnte noch zusätzlich durch die mangelhafte Erfassung der Insolvenzen kleinerer Unternehmen verstärkt werden, was zu einer zusätzlichen Verzerrung führt²⁰.

Die Verteilungsdichten der 4 anderen Kennzahlen zeigen ebenfalls eine gute Trennung²¹ zwischen solventen und insolventen Unternehmen, wobei in diesen Fällen die Unterschiede den theoretisch erwarteten entsprechen. So zeigen die insolvent werdenden Unternehmen viel seltener eine positive Umsatzrendite als solvent bleibende (Abbildung 7). Die insolventen Unternehmen weisen außerdem hohe Eigenkapitalquoten von über 80 % viel seltener als solvente auf (Abbildung 9). Die insolventen Unternehmen zeigen auch eine deutlich schlechtere Liquidität (Abbildung 8) und ein schwächeres Verhältnis „Umsatz / Bilanzsumme“ (Abbildung 6).

Zusammenfassend sind Rentabilität, Liquidität und Solvenz bei insolvent werdenden Unternehmen in der Ukraine nachweislich und kontinuierlich schwächer (d.h. kleiner) als bei solvent bleibenden Unternehmen. Außerdem sind ukrainische insolvent werdende Unternehmen größer als solvent bleibende.

Eine visuelle Kontrolle der empirischen Dichten erlaubt auch allgemeine Aussagen über die statistische Verteilung der Kennzahlen. **Alle Kennzahlen weisen stark ausgeprägte Nicht-Normalitäten, insb. Schiefe, sog. *Fat Tails* und Ausreißer auf.**

¹⁹ Vgl. Art 6.3 des Gesetzes der Ukraine „Über Wiederherstellung der Zahlungsfähigkeit oder Eröffnung des Konkursverfahrens“, in der Fassung vom Gesetz N 784-XIV vom 30.06.99. Insbesondere soll die Schuld 300 Mindestlöhne überschreiten. 1 Mindestlohn wurde kontinuierlich von 74 UAH (01.01.99) bis auf 350 UAH (01.01.06) gesteigert, wobei der Wechselkurs relativ konstant bei 5-6 UAH/EUR blieb.

²⁰ Vgl. dazu Falkenstein et al. (2000), S. 49.

²¹ Auf statistische Tests zum Vergleich der Verteilungen (wie bspw. der *Kolmogorov-Smirnov-Test*) wurde dabei explizit verzichtet, da die Unterschiede auch visuell gut erkannt werden konnten.

Abbildung 6: Empirische Dichten der Kennzahl „Umsatz / Bilanzsumme“ für solvente und insolvente Unternehmen, 2001-2004

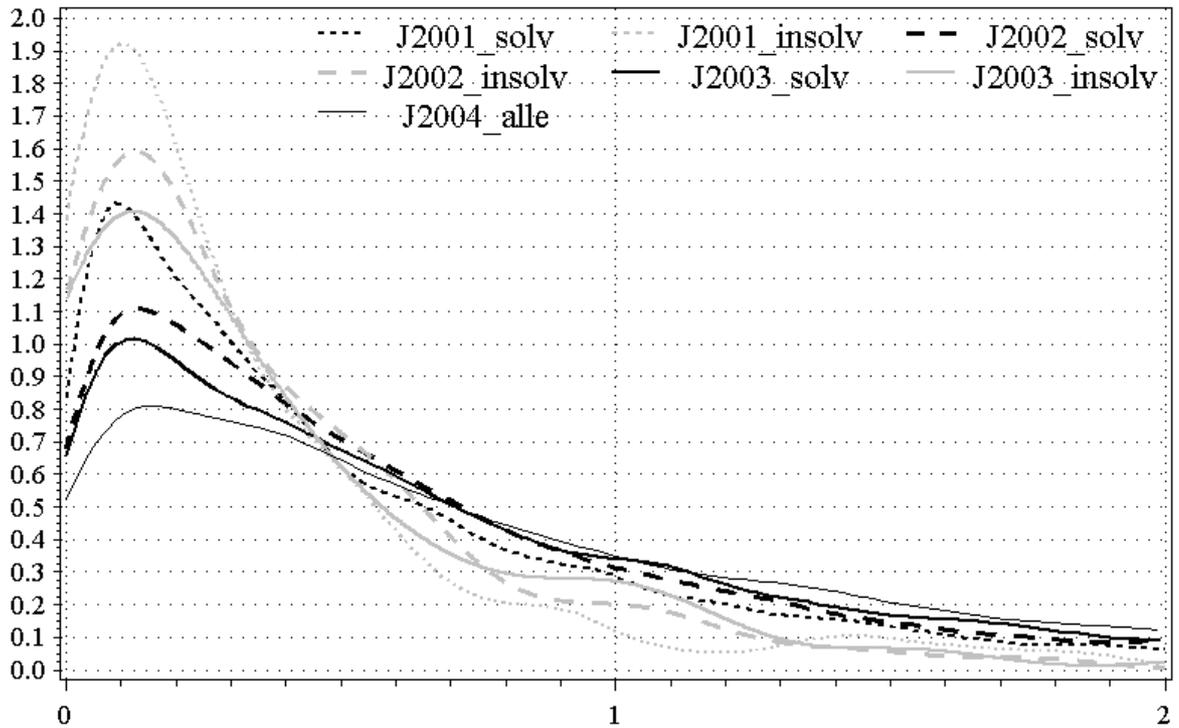


Abbildung 7: Empirische Dichten der Kennzahl „Umsatzrendite“ (EBIT / Umsatz) für solvente und insolvente Unternehmen, 2001-2004

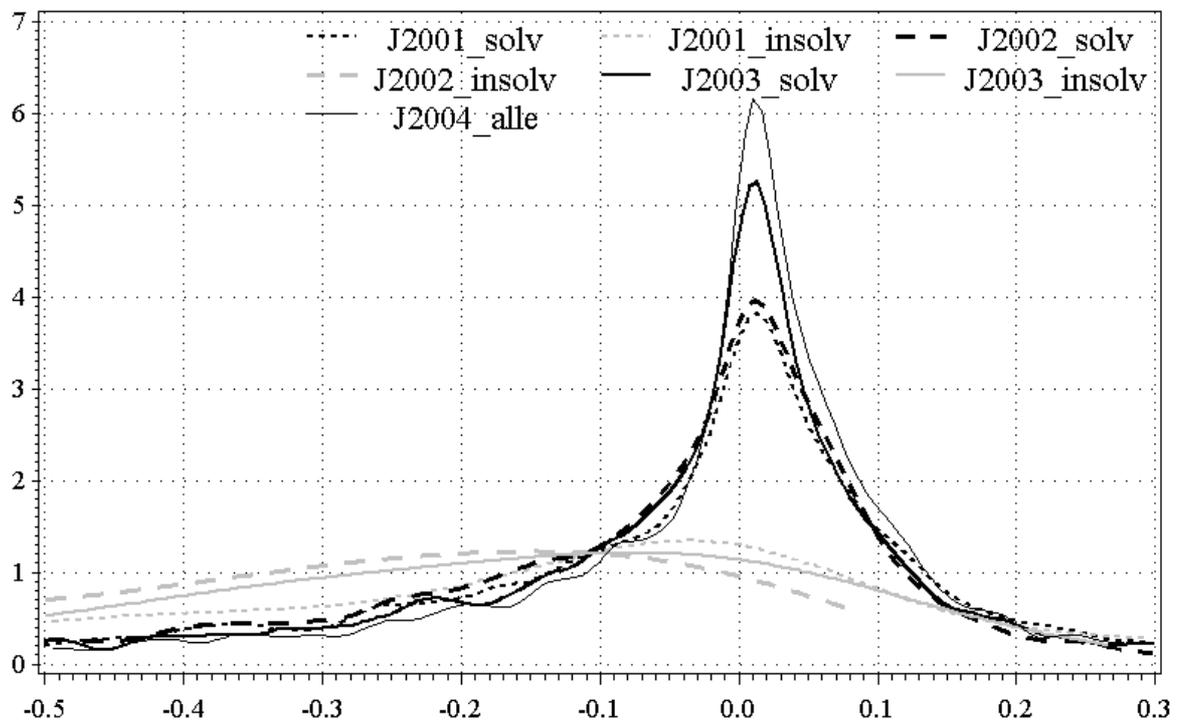


Abbildung 8: Empirische Dichten der Kennzahl „Current Ratio“ für solvente und insolvente Unternehmen, 2001-2004

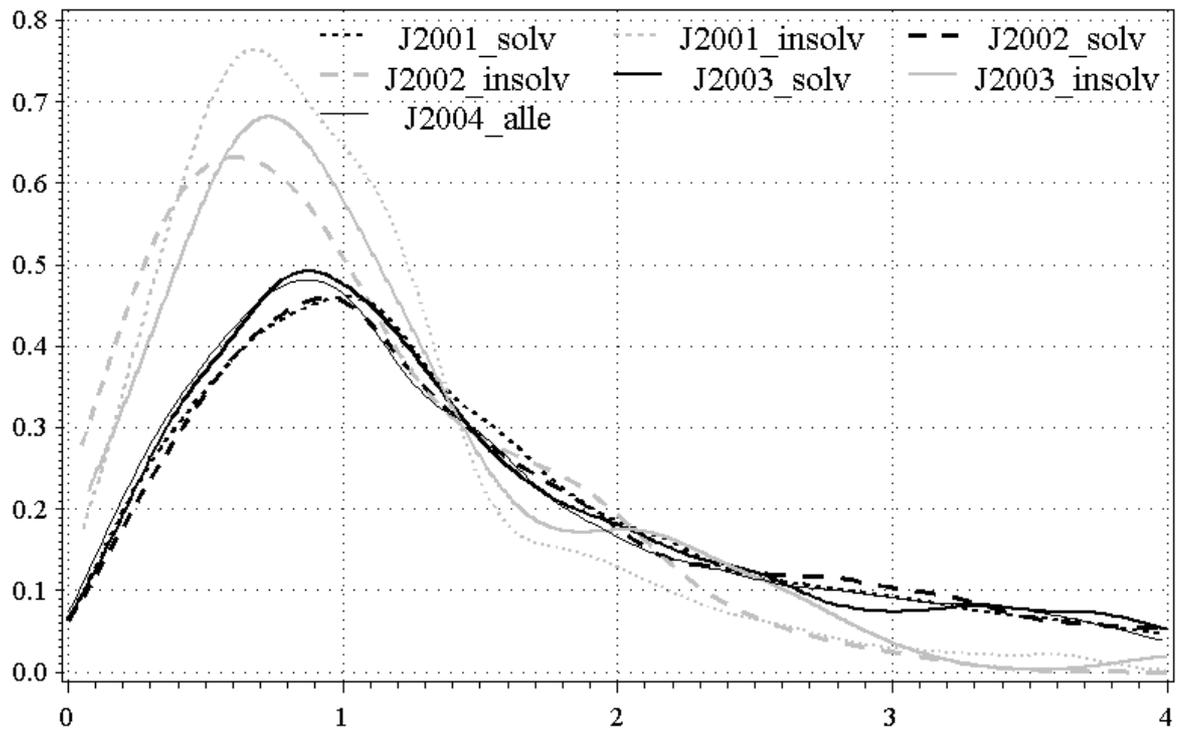
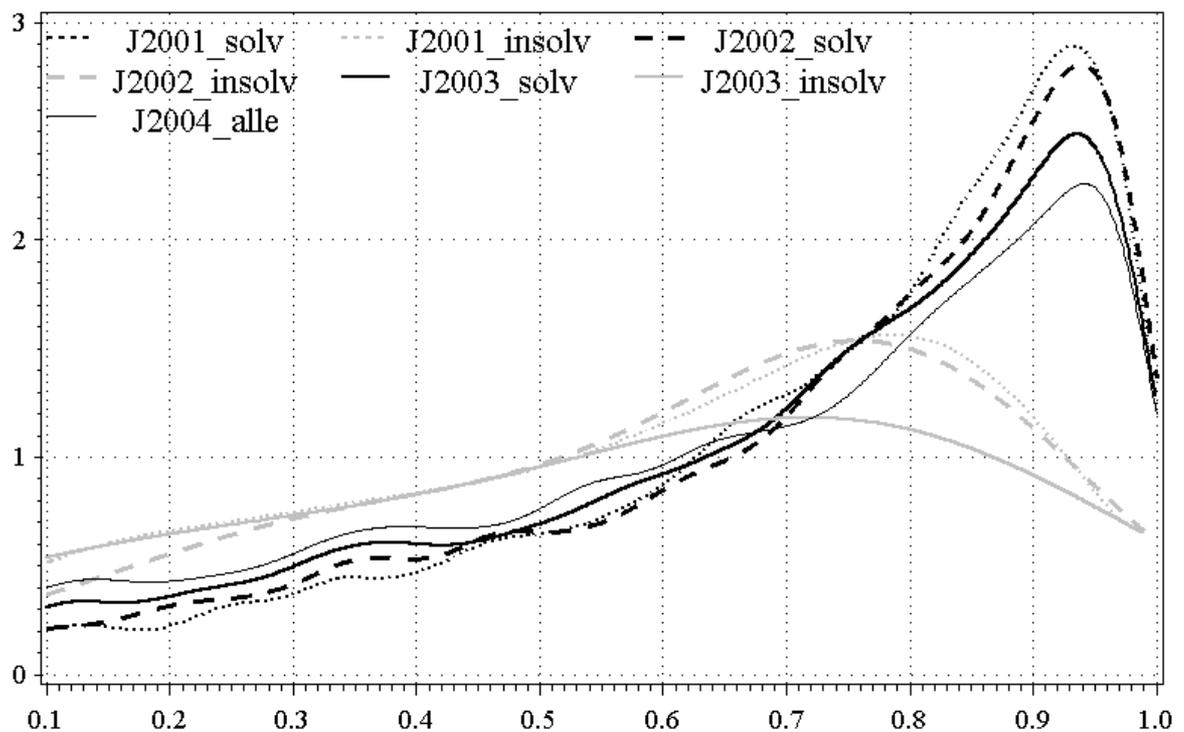


Abbildung 9: Empirische Dichten der Kennzahl „Eigenkapitalquote“ für solvente und insolvente Unternehmen, 2001-2004



Die Verteilungen der Kennzahlen „Bilanzsumme“ und „Umsatz / Bilanzsumme“ sind bspw. ausgeprägt rechtsschief, die Verteilung der Kennzahl „Eigenkapitalquote“ – linksschief. Die Ausreißer wollen wir nun genauer untersuchen und definieren diese, in Anlehnung an die übliche Praxis, als Beobachtungen, die außerhalb des folgenden Intervalls liegen:

$$[Q_{50} - 2 \cdot (Q_{75} - Q_{25}); Q_{50} + 2 \cdot (Q_{75} - Q_{25})]$$

wobei Q_{25} das erste Quartil, Q_{75} das dritte Quartil und Q_{50} den Median der empirischen Verteilung bezeichnet. Die vorliegenden Daten liefern dann folgende Anteile der Ausreißer:

Tabelle 7: Ausreißer in Kennzahlen, Anteil in % zur Gesamtanzahl der Unternehmen

Kennzahl	Jahr 2001	2002	2003	2004
Umsatzrendite	16.6	14.9	16.3	17.1
Umsatz / Bilanzsumme	8.6	7.6	7.2	6.8
Current Ratio	12.1	12.0	12.4	13.0
Eigenkapitalquote	5.1	4.5	3.0	2.7
Bilanzsumme	14.4	15.3	14.5	14.6

Die Ausreißeranteile bei sämtlichen Kennzahlen sind als sehr hoch einzustufen. So würden bei einer normalverteilten Variable nur ca. 0.7% der Beobachtungen zu den wie oben definierten Ausreißern zählen.

Die hier demonstrierten Nicht-Normalitäten der bilanziellen Kennzahlen wurden bereits für andere Länder in zahlreichen empirischen Studien festgestellt²². Diese Nicht-Normalitäten haben weitgehende Folgen bei der Auswahl der multivariaten Modellspezifikation. Die traditionelle *Diskriminanzanalyse* verlässt sich bspw. auf die Annahme der multivariaten Normalität, was mit rohen bilanziellen Kennzahlen häufig unvereinbar ist und aufwendige, oft undurchsichtige Variablentransformationen notwendig macht. Andere Verfahren, insb. die *Logit-Regression*, verlangen dagegen nicht, dass Kennzahlen normalverteilt sind. Der hohe Ausreißeranteil bei bilanziellen

²² Deakin (1976) hat bspw. 15 bekannte bilanzielle Kennzahlen statistischen Tests unterworfen. Für 14 Kennzahlen davon musste die Normalitätshypothese abgelehnt werden.

Kennzahlen kann außerdem in quantitativen Modellen ernsthafte Probleme für die Parameterschätzung bereiten, da die extremen Werte die Parameterschätzer stark verzerren können.

4.2 Branchenanalyse

Es ist üblich, dass einige Branchen höhere Insolvenzzraten als andere aufweisen. Die innovativen Branchen der „New Economy“ in Industrienationen sind bspw. dafür bekannt, besonders riskant zu sein. Des Weiteren ist es üblich, dass bilanzielle Kennzahlen in verschiedenen Branchen unterschiedliche Normwerte aufweisen. Fraglich ist nun, ob die unterschiedlichen Insolvenzzraten das Ergebnis der branchenspezifischen Kennzahlen-Normwerte sind, oder eher aus anderen, nicht in den Kennzahlen erfassten Risikofaktoren entstehen. Die bereits erwähnte „New Economy“ – Branche in den Industrieländern verlässt sich bspw. häufig auf die Fremdfinanzierung in Form von Venture Capital, was zu schwachen Liquiditäts- und Solvenzkenzzahlen führen kann und dadurch für die höhere Insolvenzzrate mitverantwortlich ist. Andererseits werden bspw. makroökonomische Risiken, die auch branchenspezifisch sein können, kaum in bilanziellen Kennzahlen erfasst, beeinflussen aber trotzdem die Insolvenzzraten. Es ist außerdem durchaus denkbar, dass ein bestimmter Kennzahlenwert in einer Branche als normal, in einer anderen als schlecht angesehen werden kann.

Die oberen Überlegungen sind wichtig für die Form der Branchenberücksichtigung in einem multivariaten Insolvenzzprognosemodell. Der Umfang der vorliegenden ukrainischen Daten würde nämlich nicht zulassen, für jede Branche ein getrenntes Modell zu entwickeln²³. Unter diesen Umständen bietet sich die Wahl zwischen der

²³ Solche branchenspezifischen Modelle wären optimal, da sie die Spezifik einzelner Branchen, insb. durch die branchenspezifische Kennzahlenauswahl, berücksichtigen. Lane et al. (1986) schlagen bspw. ein Modell vor, welches speziell für eine Branche (Banken) entwickelt wurde. Branchenspezifische Modelle scheitern aber häufig an einem unzureichenden Stichprobenumfang (wie z.B. in Falkenstein et al. (2000), S. 41). Als Faustregel wird häufig empfohlen, in einem multivariaten Modell über mindestens 10 Beobachtungen der *insolventen* Unternehmen pro Variable/Kennzahl zu verfügen. Bei nur 5 Kennzahlen und Insolvenzzraten um 2% würde ein branchenspezifisches Modell eine Stichprobe von mindestens 2500 Unternehmen pro Branche erforderlich machen, was im Fall der ukrainischen Offenen AGs nicht gegeben ist.

Berücksichtigung der Brancheninformationen durch Branchen-Dummy-Variablen (wie bspw. in Peel & Peel (1987) und Jones et al. (2004)) einerseits und der Relativierung der Kennzahlen durch Branchendurchschnitte (wie in Platt & Platt (1990)) andererseits. Exogene, nicht in den Kennzahlen erfasste Risikofaktoren (wie branchenspezifische makroökonomische Risiken) können am besten durch Dummy-Variablen berücksichtigt werden. Starke Unterschiede zwischen den Kennzahlen-Normwerten der einzelnen Branchen würden dagegen eher für eine Berücksichtigung mittels der Relativierung durch Branchendurchschnitte plädieren, soweit diese Kennzahlen-Unterschiede nicht zu den erwarteten Insolvenzraten-Unterschieden führen. Dieser Sachverhalt ist zusammenfassend in der Tabelle 8 dargestellt.

Tabelle 8: Berücksichtigung der Branchenzugehörigkeit in einem multivariaten Modell

		Unterschiede in der Insolvenzrate zwischen Branchen	
		klein	groß
Unterschiede in Kennzahlen zwischen Branchen	klein	Keine Berücksichtigung	Branchen-Dummy-Variablen
	groß	Relativierung der Kennzahlen durch Branchendurchschnitte	Keine Berücksichtigung, oder: Relativierung der Kennzahlen durch Branchendurchschnitte UND Branchen-Dummy-Variablen

Im Rahmen der Branchenanalyse für die ukrainischen Offenen AGs werden wir zuerst nun die Insolvenzraten sowie die Kennzahlenwerte in einzelnen Branchen univariat analysieren, um dann eine Aussage über die optimale Form der Branchenberücksichtigung im multivariaten Modell zu treffen.

Wir fassen dabei die insolventen (d.h. die insolvent werdenden) Unternehmen *branchenübergreifend* zusammen, da nur auf diese Weise eine ausreichende Stichprobe an insolventen Unternehmen gebildet werden kann.

Wir vergleichen die Kennzahlen mittels ihrer *Medianwerte* in den einzelnen Branchen. Die Verwendung der Medianwerte (und nicht bspw. der Durchschnittswerte) ist durch starke Nicht-Normalitäten der bilanziellen Kennzahlen, insb. die Präsenz der Ausreißer motiviert (vgl. dazu den Abschnitt 4.1). Aus den gleichen Gründen verwenden wir den

*Interquartilsabstand*²⁴ und nicht die Standardabweichung als Maß der Streuung in den einzelnen Branchen.

Wir führen nun die Branchenanalyse für die 5 bereits diskutierten Kennzahlen durch: Bilanzsumme, Umsatz / Bilanzsumme, Umsatzrendite, Current Ratio und Eigenkapitalquote.

4.2.1 Insolvenzrate nach Branchen

Zuerst wollen wir uns die Entwicklung der Insolvenzraten in den einzelnen Branchen anschauen. Abbildung 10 bietet hierfür einen Überblick²⁵. Die Insolvenzraten wurden unter Verwendung der Brancheninformationen aus den veröffentlichten handelsrechtlichen Abschlüssen berechnet und anschließend um die Selection Bias (vgl. Abschnitt 2.4) korrigiert.

Die meisten Branchen weisen ab 2002 fallende Insolvenzraten auf. Der Handel und die Bauwirtschaft gehören dabei zu den am wenigsten riskanten Branchen mit Insolvenzraten von unter 2%. Der Maschinenbau ist die riskanteste Branche, wobei die Insolvenzrate für diese Branche nicht – wie bei den sonstigen Branchen – sinkt, sondern schon seit Jahren bei 4-5% stagniert.

Insgesamt lässt sich die Aussage treffen, dass die Branchen starke, bis zu 10-fache Unterschiede in der Insolvenzrate aufweisen²⁶ und diese Unterschiede zeitlich relativ stabil sind. Man muss sich nun fragen, ob diese Unterschiede den

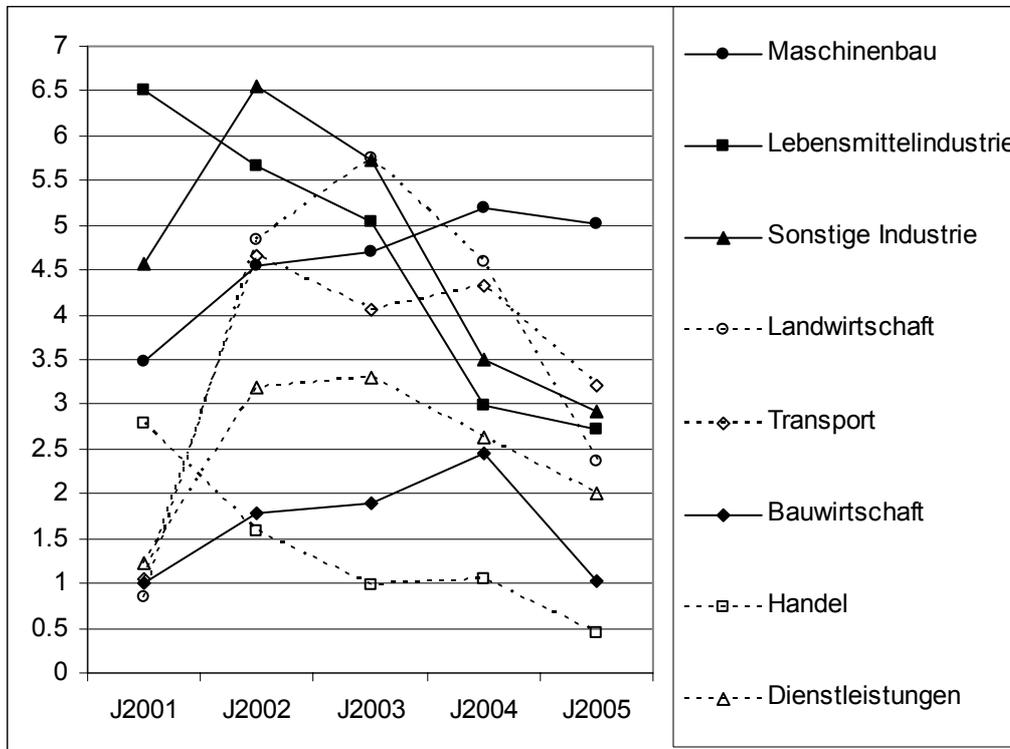
²⁴ Den Interquartilsabstand berechnen wir als $Q_{75} - Q_{25}$, wobei Q_{25} und Q_{75} das erste bzw. das dritte Quartil der statistischen empirischen Verteilung bezeichnen.

²⁵ Es sei noch kurz erwähnt, dass die bei der Datenbereinigung weggelassenen Holdings insgesamt eine eher durchschnittliche Insolvenzwahrscheinlichkeit von 2 bis 3 % aufwiesen.

²⁶ Dies wurde auch durch einen statistischen Test, den sog. *Fisher's Exact Test*, bestätigt. Der Test untersucht die Frage, ob eine Abhängigkeit zwischen zwei kategorialen Variablen besteht. In unserem Fall untersucht man die Abhängigkeit zwischen der Branche und dem Insolvenzstatus. Der Test ergab für das Jahr 2005 einen P-Value von 1.283E-04, so dass die Nullhypothese der Unabhängigkeit widerlegt werden konnte. Da der Test sehr rechenintensiv ist, wurden dabei alle industriellen Branchen, die Landwirtschaft und die Transportbranche zu einer einzigen Branche zusammengefasst.

unterschiedlichen Kennzahlen-Normwerten in den einzelnen Branchen oder eher irgendwelchen exogenen Faktoren zuzuschreiben sind.

Abbildung 10: Entwicklung der Insolvenzraten (%) in den einzelnen Branchen, 2001-2005



4.2.2 Unternehmensgröße

Als erste Kennzahl analysieren wir die Normwerte der Unternehmensgröße (Abbildung 11), gemessen als Medianwerte der Bilanzsumme in den jeweiligen Branchen/Gruppen²⁷. Industrielle Unternehmen weisen dabei die höchste Unternehmensgröße von über 6.5 Mio. UAH (2004) auf und übertreffen damit mehr als 4-fach die Transportbranche.

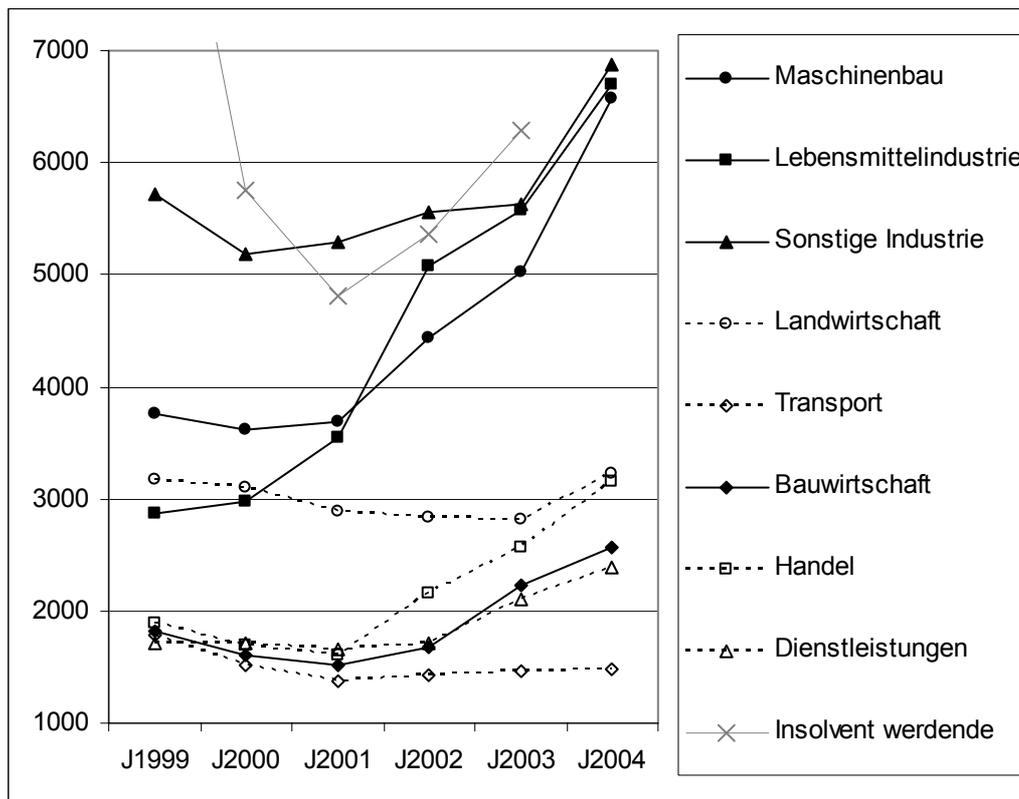
²⁷ Hier seien noch, der Vollständigkeit wegen, die Medianwerte der Bilanzsumme (Tsd. UAH) der 2 Unternehmensgruppen erwähnt, welche im Rahmen der Datenbereinigung (vgl. Abschnitt 3.2) von der weiteren Analyse ausgeschlossen wurden:

Branchen/Gruppe:	J1999	J2000	J2001	J2002	J2003	J2004
Sonstige Dienstleistungen	3212.6	3046.7	232.7	3931.0	4933.5	5571.4
Holdings	3164.5	3854.8	3910.6	4714.4	6396.5	10123.5

Die ebenfalls ausgeschlossenen „unvollständigen“ Abschlüsse der kleineren Unternehmen wiesen in den Jahren 2003-2004 Bilanzsummen von 700-800 Tsd. UAH (Medianwerte) auf.

Es sei auch auf die **klar steigende Tendenz in der Lebensmittelindustrie** hingewiesen, für die sich die Unternehmensgröße im Zeitraum 1999-2004 mehr als verdoppelt hat. Die Anzahl der Unternehmen in dieser Branche blieb dabei beinahe konstant (Tabelle 5), was ein Wachstum durch Fusionen ausschließt. Auch in der Maschinenbauindustrie zeigte die Unternehmensgröße einen deutlichen Aufwärtstrend²⁸.

Abbildung 11: Unternehmensgröße (Tsd. UAH) nach Branchen (Medianwerte) und Zeit



Wie bereits anhand von Verteilungsdichten (Abschnitt 4.1) festgestellt wurde, kann man auch aus der Abbildung 11 erkennen, dass die **insolvent werdenden Unternehmen wider Erwarten eine überdurchschnittliche Unternehmensgröße aufweisen**. Diese insolventen Unternehmen stammen dabei aus verschiedenen Branchen. Dies hat zur Folge, dass anhand dieser Kennzahl schlecht zwischen den solventen Unternehmen der industriellen Branchen einerseits und den branchenübergreifend ermittelten insolventen

²⁸ Die Aufwärtstrends in der Bilanzsumme könnten teilweise auch durch buchhalterische Neubewertungen infolge der Inflation entstehen, welche im Zeitraum 1999-2004 bei 5-10% jährlich lag.

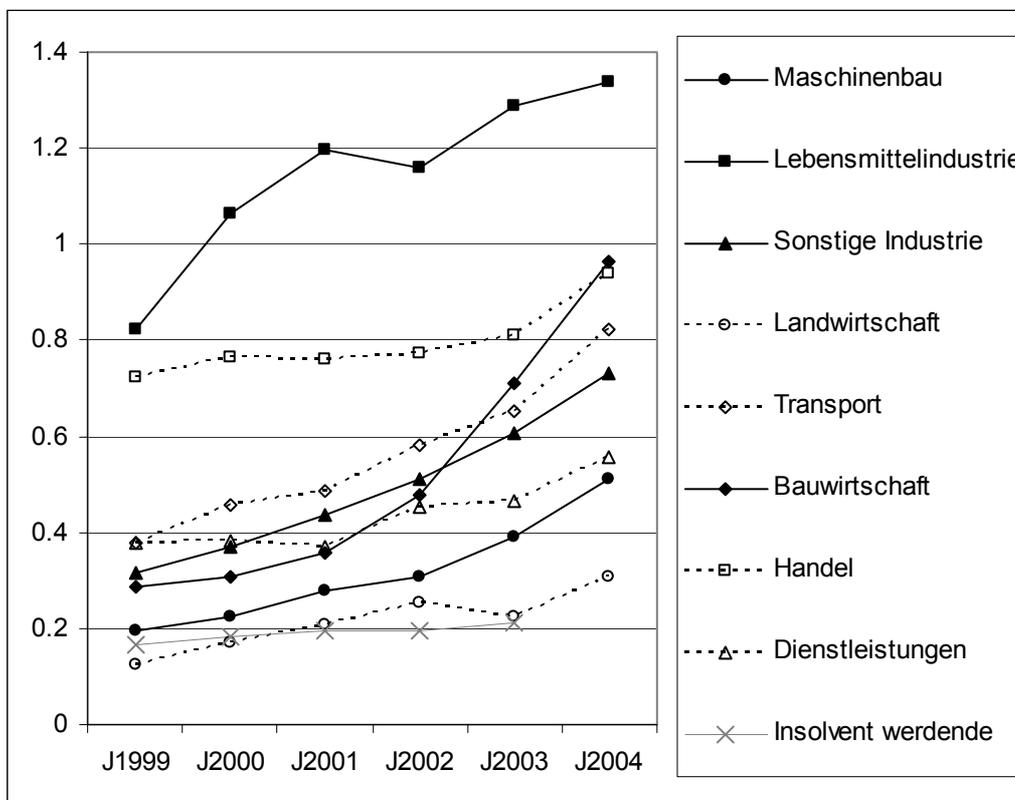
Unternehmen andererseits unterschieden werden kann, da die ersteren ebenfalls eine überdurchschnittliche Unternehmensgröße haben.

Auch die relativ große durchschnittliche Streuung innerhalb der solventen Unternehmen einzelner Branchen, gemessen am Interquartilsabstand von ca. 10000 UAH, macht die Unterscheidung zwischen den solventen und insolventen Unternehmen anhand dieser Kennzahl schwierig. Besonders groß ist die Streuung bei den industriellen Branchen, wo sie Werte um die 20000 UAH erreicht.

4.2.3 Rentabilität

Abbildung 12 bietet die Branchenanalyse für unsere erste Rentabilitätskennzahl „Umsatz / Bilanzsumme“. Diese Kennzahl weist starke, mehr als 5-fache Unterschiede zwischen den einzelnen Branchen auf. Außerdem unterliegen alle Branchen einer klar steigenden Tendenz, welche besonders stark in der Bauwirtschaft ausgeprägt ist (mehr als 3-facher Anstieg im Zeitraum 1999-2004).

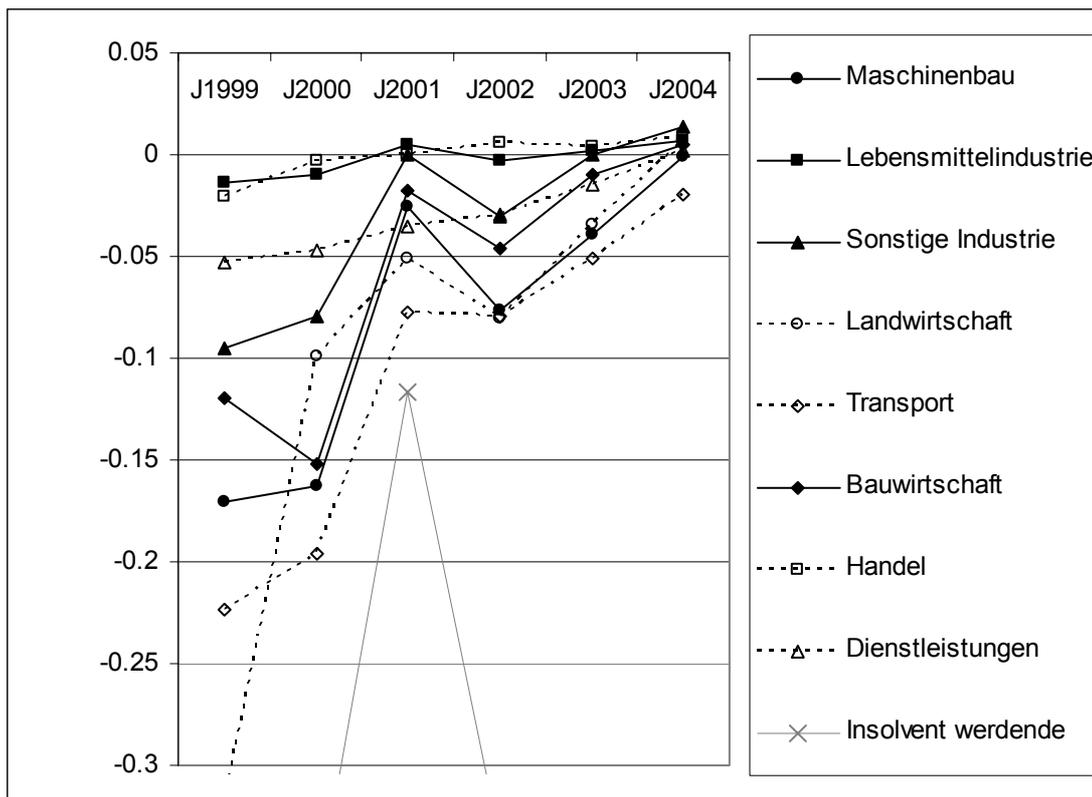
Abbildung 12: Kennzahl Umsatz / Bilanzsumme nach Branchen (Medianwerte) und Zeit



Man kann auch deutlich sehen, dass **für die insolventen Unternehmen eine deutlich niedrigere Bilanzsumme typisch ist als für die solventen Unternehmen fast aller Branchen**. Die Landwirtschaft bietet jedoch eine Ausnahme: Die solventen Unternehmen dieser Branche unterscheiden sich kaum von den (branchenübergreifend erfassten) insolventen.

Unsere zweite Rentabilitätskennzahl – die **Umsatzrendite**, berechnet als EBIT (Gewinn bzw. Periodenergebnis vor Steuern und Zinsaufwendungen) geteilt durch Nettoumsatzerlöse, weist einen etwas anderen Verlauf auf (Abbildung 13). Bis vor kurzem lagen sämtliche Renditen im negativen Bereich und wiesen dabei größere Unterschiede zwischen den einzelnen Branchen auf. In den letzten Jahren konvergierten sie aber alle gegen eine Nullrendite. Die Transportbranche zeigte dabei stets die niedrigste Umsatzrendite unter allen Branchen (um -0.02 im Jahre 2004).

Abbildung 13: Kennzahl Umsatzrendite nach Branchen (Medianwerte) und Zeit



Der Median der Umsatzrendite für die (branchenübergreifend erfassten) insolventen Unternehmen ist dabei, abgesehen vom Jahr 2001, auf dem Niveau von -0.3 bis -0.4 geblieben. **Die Umsatzrendite der insolventen Unternehmen liegt damit deutlich unter der Umsatzrendite der solventen Unternehmen sämtlicher Branchen**. Die

Schwierigkeiten der Trennung zwischen den solventen und den insolventen Unternehmen anhand dieser Kennzahl ergibt sich jedoch alleine schon aus ihrer großen Streuung bei den insolventen Unternehmen. Der Interquartilsabstand im Jahr 2003 lag für diese Unternehmen um den Wert 1.

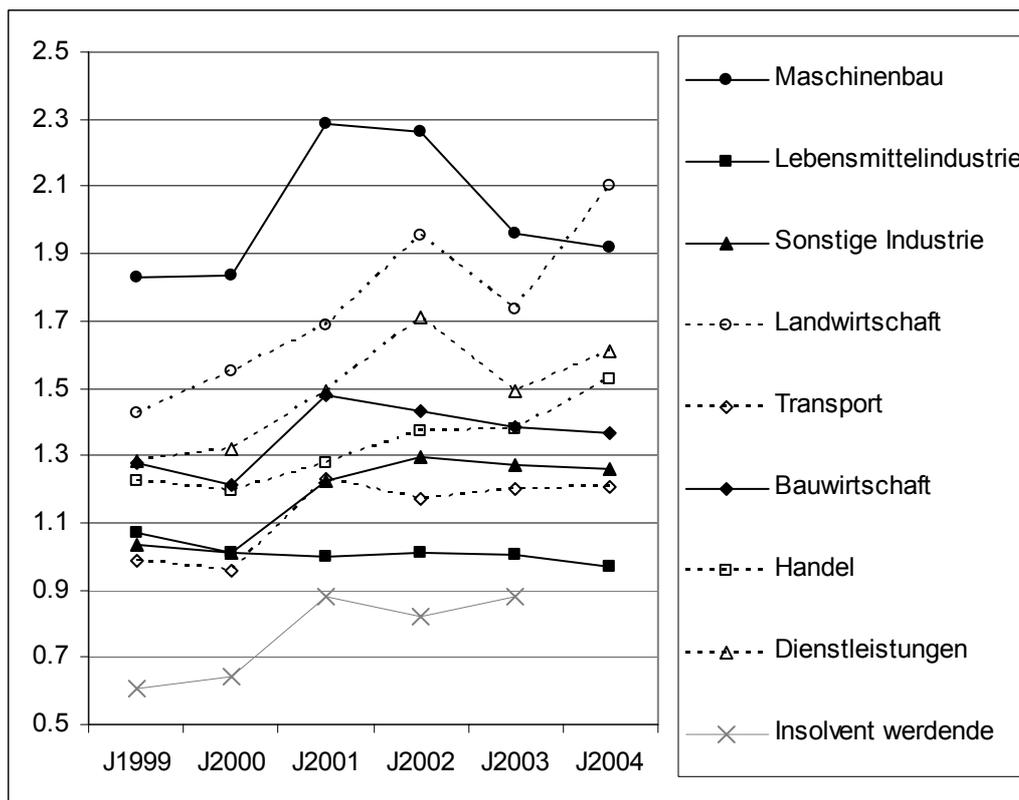
Diese Schwierigkeit der Trennung spiegelt sich bspw. in der Tatsache wider, dass ca. 20% aller insolvent gewordenen Unternehmen 2 Jahre vor der Insolvenz immer noch eine positive Umsatzrendite aufweisen. Die solvent bleibenden Unternehmen zeigten einen kleineren Interquartilsabstand um 0,2, außer der Landwirtschaft und dem Maschinenbau, bei denen das Streuungsmaß um 0,4 bis 0,5 lag. Ca. 25% der solvent gebliebenen Unternehmen in diesen zwei Branchen zeigten deswegen extrem niedrige Umsatzrenditen unterhalb von -0,4.

4.2.4 Liquidität

Die Abbildung 14 bietet eine Branchenanalyse für die Liquiditätslage anhand der Kennzahl „Current Ratio“. Hier kann man die Aussage treffen, dass die Unterschiede zwischen den einzelnen Branchen sich für diese Kennzahl in Grenzen halten. Ausnahmen sind einerseits der Maschinenbau und die Landwirtschaft, bei denen die Kennzahl etwas überdurchschnittlich ausfällt, und andererseits die Lebensmittelindustrie, welche eine etwas unterdurchschnittliche Liquidität aufweist. Außerdem zeichnet sich für die Landwirtschaft eine steigende Tendenz ab.

Die insolvent werdenden Unternehmen weisen erwartungsgemäß eine unterdurchschnittliche Liquidität auf. Es ist allerdings nicht zu übersehen, dass die solventen Unternehmen der Lebensmittelindustrie sehr nahe an den (branchenübergreifend erfassten) insolventen Unternehmen liegen. Dies würde eine Insolvenzprognose anhand dieser branchenübergreifend ermittelten Kennzahl für die Lebensmittelindustrie besonders schwierig machen. Auch weisen die solventen Unternehmen eine hohe Streuung auf: Der Interquartilsabstand bei fast allen Branchen übertrifft 2,5. Infolgedessen zeigen 25% der solventen Unternehmen in den Branchen Lebensmittel- und Sonstige Industrie sowie Transport ein eher für insolvenzgefährdete Unternehmen typisches Current Ratio von 0,6 oder kleiner.

Abbildung 14: Kennzahl Current Ratio nach Branchen (Medianwerte) und Zeit

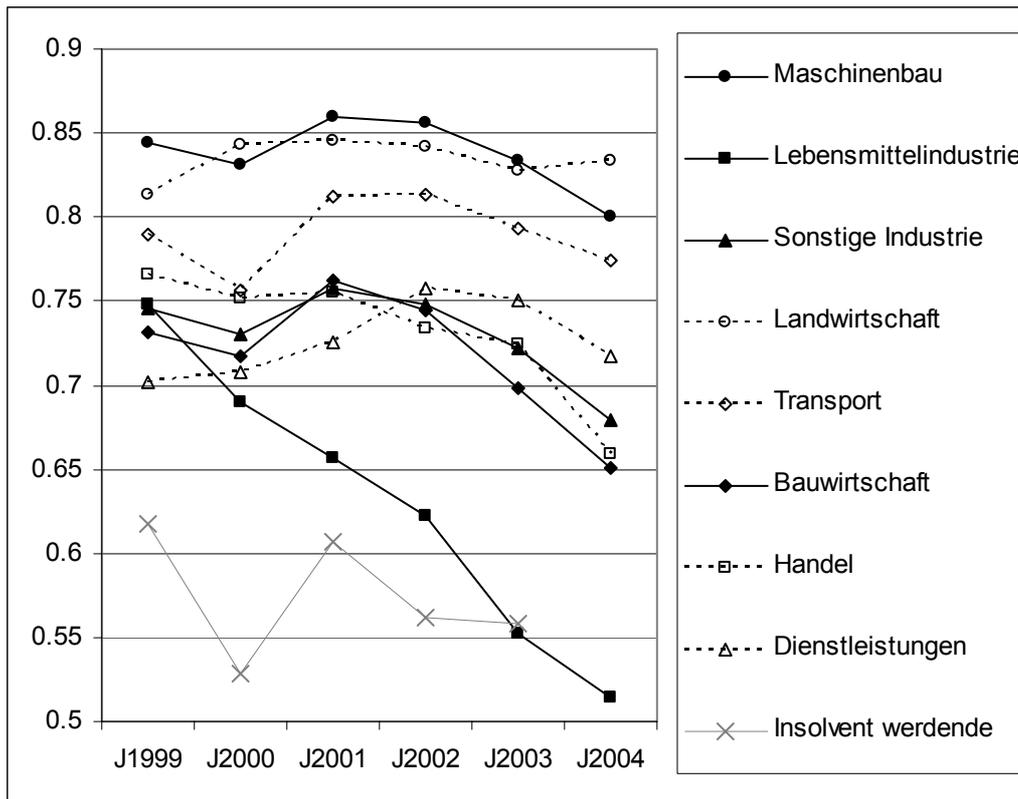


4.2.5 Solvenz

Auch die Solvenzkenzahl „Eigenkapitalquote“ zeigt keine größeren Unterschiede zwischen den meisten einzelnen Branchen (Abbildung 15). Lediglich die Branche Lebensmittelindustrie weist einen deutlichen Trend zur Reduzierung des Eigenkapitalanteils auf. Dies ist vermutlich auf eine aggressive Fremdkapitalaufnahme in dieser Branche zurückzuführen und steht in Verbindung mit dem Zuwachs bei der Unternehmensgröße (vgl. Abbildung 11). Die Eigenkapitalquote bei den anderen Branchen blieb dabei relativ konstant um 0.65 bis 0.85.

Wie bereits die Analyse der Verteilungsdichten gezeigt hat, besitzen die insolvent werdenden Betriebe erwartungsgemäß eine niedrigere Eigenkapitalquote. Die „gesunden“ Unternehmen aus der Lebensmittelindustrie liegen allerdings in den letzten Jahren sehr nahe an den (branchenübergreifend erfassten) gefährdeten Unternehmen, was die Insolvenzprognose anhand dieser Kennzahl für diese Branche ungenau machen kann.

Abbildung 15: Eigenkapitalquote nach Branchen (Medianwerte) und Zeit



4.2.6 Branchenanalyse: Fazit

Tabelle 9 fasst die Ergebnisse unserer Branchenanalyse zusammen. Für jede Branche werden folgende Informationen dargestellt: die relative Höhe der Insolvenzrate (hoch/niedrig) mit ihrem zeitlichen Trend und das relative Niveau (hoch/niedrig) der untersuchten Kennzahlen mit ihren Trends.

Es steht fest, dass einzelne Branchen – neben den unterschiedlichen Insolvenzraten – auch unterschiedliche Kennzahlen-Normwerte aufweisen. Fragwürdig ist dabei, ob die Insolvenzraten-Unterschiede im Zusammenhang mit den Kennzahlen-Unterschieden stehen. Sollte eine Branche bspw. eine niedrige Insolvenzrate und gleichzeitig relativ gute Kennzahlen-Normwerte aufweisen, könnte man schlussfolgern, dass die guten Kennzahlen in dieser Branche für die niedrige Insolvenzrate verantwortlich sind. Dies scheint tatsächlich bspw. für die Handelsbranche der Fall zu sein, bei der die hohe Rentabilität die niedrige Insolvenzrate erklären könnte. Für die Bauwirtschaft dagegen findet die niedrige Insolvenzrate keine Erklärung in den Kennzahlen, die alle für diese Branche eher durchschnittlich ausfallen. Auch die hohen Werte der Solvenz und der

Liquidität in der Maschinenbaubranche stehen im Widerspruch zu der höchsten Insolvenzrate unter allen Branchen.

Tabelle 9: Branchenanalyse: Zusammenfassung

Branche	Insolvenz- rate	Kennzahlen				
		GRS	RNT1	RNT2	LIQ	SLV
Maschinenbau	H	H ↑	↑	↑	H	H
Lebensmittelindustrie	↓	H ↑↑	H ↑	H ↑	N	N ↓↓
Sonstige Industrie	↓	H	↑	H ↑		
Landwirtschaft	↓		N ↑	↑	H ↑	H
Transport	↓	N	↑	N ↑		H
Bauwirtschaft	N		↑↑	↑		
Handel	N ↓		H ↑	H ↑		
Dienstleistungen	↓		↑	↑		
<i>Insolvent werdende (alle Branchen)</i>		H	N ↑	N	N ↑	N

Bezeichnungen: GRS = Unternehmensgröße (Bilanzsumme), RNT = Rentabilität (RNT1 = Umsatz / Bilanzsumme, RNT2 = EBIT / Umsatz), LIQ = Liquidität (Current Ratio), SLV = Solvenz (Eigenkapitalquote). H = hohes relatives Niveau, N = niedriges relatives Niveau, ↑(↑) = Kennzahl zeigt einen (starken) Aufwärtstrend, ↓(↓) = Kennzahl zeigt einen (starken) Abwärtstrend.

Diese Widersprüche zeugen von exogenen Branchendifferenzen, welche nicht in den untersuchten Kennzahlen erfasst sind. In einem multivariaten Kontext würde dies für die Berücksichtigung der Branchenzugehörigkeit in Form von **Branchen-Dummy-Variablen** plädieren.

Andererseits konnte man sehen, dass in einigen Branchen manche Kennzahlen bei solventen Unternehmen Werte einnehmen, die im Grunde eher für insolvent werdende Unternehmen typisch sind. Besonders betroffen dadurch sind alle industriellen Branchen (wegen der hohen Unternehmensgröße), die Landwirtschaft (wegen des niedrigen Niveaus der Kennzahl „Umsatz / Bilanzsumme“) und die Lebensmittelindustrie (wegen der niedrigen Liquidität und Solvenz). Die erwähnten Kennzahlenwerte könnten für diese Branchen eigentlich normal sein, wobei die insolventen Unternehmen – wegen der Bedenken über den Stichprobenumfang – branchenübergreifend erfasst wurden. In einem multivariaten Kontext würde man das Problem überwinden, indem man statt der absoluten Kennzahlen ihre **Abweichungen von den Branchen-Medianwerten** verwendet. Die Branchen-Medianwerte wären in unserem Fall den Branchen-Durchschnitten wegen der starken Nicht-Normalitäten (vgl. Abschnitt 4.1) vorzuziehen.

4.3 Verlaufsanalyse für Kennzahlen

Es ist nicht ungewöhnlich, dass eine Insolvenz sich langsam über Jahre entwickelt. In dieser Hinsicht könnte man erwarten, dass die jeweiligen Kennzahlen sich auch langsam vor der Insolvenz von Jahr zu Jahr verschlechtern würden. Man kann diese Annahme am besten überprüfen, indem man die in einem bestimmten Jahr insolvent gewordenen Unternehmen retrospektiv betrachtet, d.h. die Entwicklung der zu diesen Unternehmen gehörenden Kennzahlen in den der Insolvenz vorangehenden Jahren überprüft. Eine solche Verschlechterung wurde bereits in anderen Studien festgestellt²⁹.

Abbildung 17 bis Abbildung 20 bieten eine solche Analyse für die 5 bereits diskutierten klassischen Kennzahlen (genauer, ihre Medianwerte) im Zeitraum 1999-2003 für diejenigen ukrainischen Offenen AGs, gegen die im Jahr 2005 ein Insolvenzverfahren eröffnet wurde. Wie es sich herausgestellt hat, erlauben die absoluten Kennzahlenwerte keine eindeutigen Aussagen. Dies ist darauf zurückzuführen, dass Kennzahlen allgemeinen Trends unterliegen, die generell für alle Unternehmen gelten, also auch für die zu untersuchenden, insolvent gewordenen Unternehmen. Solche allgemeinen Trends konnten wir bereits bspw. für einzelne Branchen feststellen (vgl. Abschnitt 4.2).

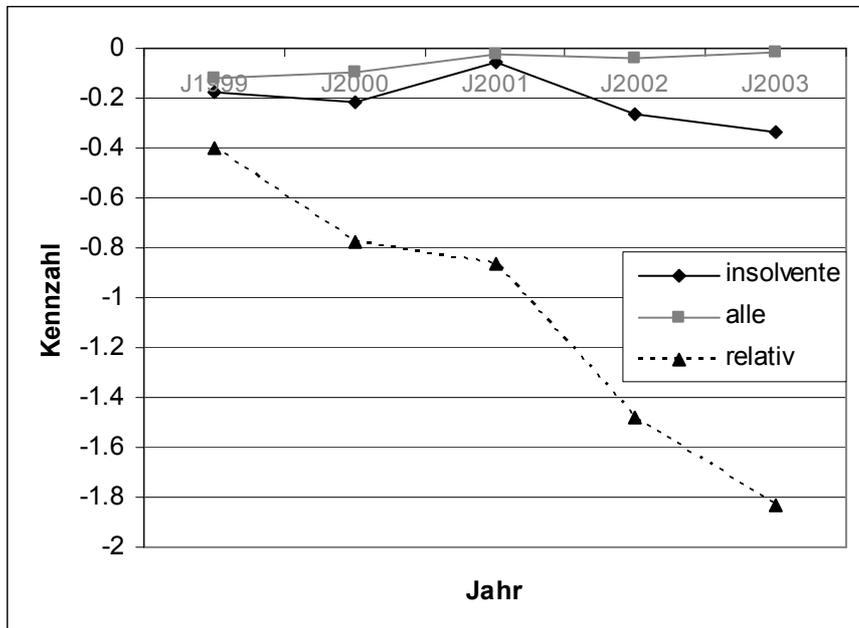
Die erwartete Verschlechterung der Kennzahlen vor der Insolvenz wird aber deutlich, wenn man die retrospektiv betrachteten Kennzahlen der insolvent gewordenen Unternehmen mit den für sämtliche Unternehmen berechneten Gegenstücken vergleicht³⁰. Die Umsatzrendite (Abbildung 16) der insolvent werdenden Unternehmen liegt bspw. bereits im Jahre 1999, 6 Jahre vor den eigentlichen Insolvenzen, bei -0.18 und damit etwa 40% unter dem Niveau der sämtlichen Unternehmen (-0.11). Im Jahre 2001, 4 Jahre vor den Insolvenzen, steigt die Rendite bei den insolvenzgefährdeten Unternehmen zwar bis auf -0.055, ist jetzt aber schon 86% unter dem allgemeinen Niveau (-0.022). Die Differenz verschlechtert sich dann schließlich auf etwa 180% im

²⁹ Vgl. bspw. Altman (1993), S. 200-201.

³⁰ Der im Weiteren für solche Vergleiche verwendete relative Kennzahlenwert berechnet sich als Differenz zwischen dem Medianwert der Kennzahl bei insolvent werdenden Unternehmen einerseits, und dem Medianwert der Kennzahl bei allen Unternehmen andererseits. Die Differenz wird dann durch den Mittelwert aus den Absolutwerten dieser zwei Medianwerte dividiert. Dies ergibt einen normierten relativen Wert, welcher zwischen -2 und 2 liegt.

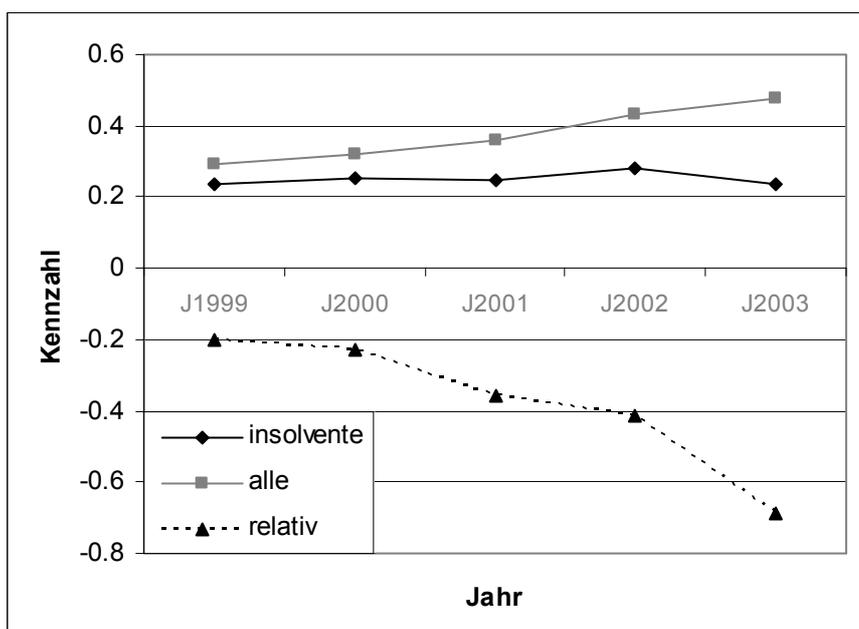
Jahre 2003 (2 Jahre vor einer Insolvenz), wobei die Rendite bei insolventen Unternehmen um -0.33 und bei solventen um -0.01 liegt.

Abbildung 16: Kennzahl Umsatzrendite: zeitlicher Verlauf bei Unternehmen, die 2005 insolvent geworden sind, absolut und relativ zu allen Unternehmen



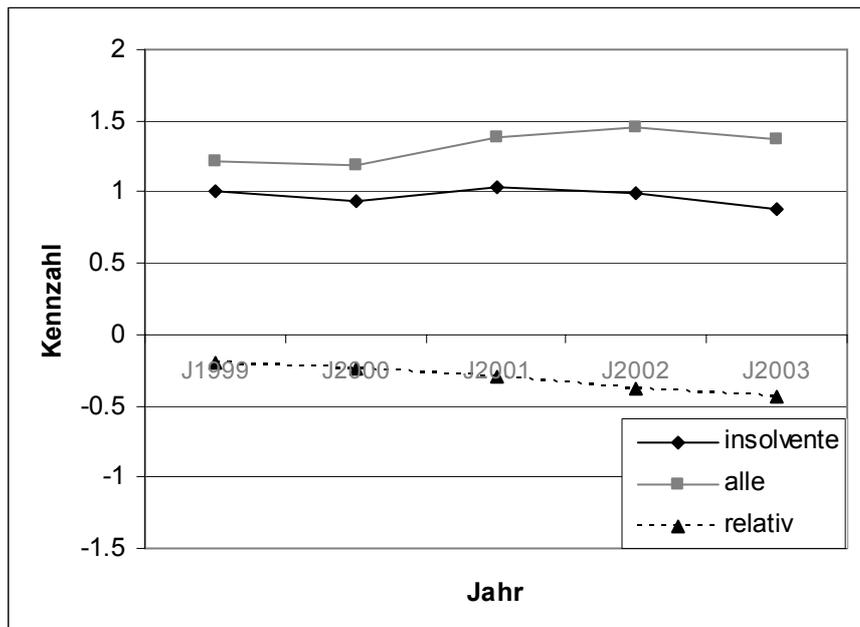
Die Kennzahl „Umsatz / Bilanzsumme“ (Abbildung 17) zeigt einen sehr ähnlichen Verlauf: eine starke und kontinuierliche Verschlechterung vor einer Insolvenz.

Abbildung 17: Kennzahl Umsatz/Bilanzsumme: zeitlicher Verlauf bei Unternehmen, die 2005 insolvent geworden sind, absolut und relativ zu allen Unternehmen



Die Liquiditätskennzahl „Current Ratio“ (Abbildung 18) zeigt ebenfalls einen sich verschlechternden (fallenden) relativen Trend, welcher allerdings nicht so stark ausgeprägt ist. Hier verschlechtert sich der relative Kennzahlenwert von insolventen Unternehmen kontinuierlich von ca. -20 % 6 Jahre vor einer Insolvenz auf -40% 2 Jahre vor ihr.

Abbildung 18: Kennzahl Current Ratio: zeitlicher Verlauf bei Unternehmen, die 2005 insolvent geworden sind, absolut und relativ zu allen Unternehmen



Für die Solvenz kennzahl Eigenkapitalquote (Abbildung 19) scheint die Verschlechterung der Kennzahl ziemlich spät – etwa 3 Jahre vor einer Insolvenz – aufzutreten und der relative Wert der Kennzahl beträgt hierbei lediglich -30% 2 Jahre vor der Insolvenz (die Eigenkapitalquote bei solvent bleibenden Unternehmen liegt etwa bei 0.75, bei insolvent werdenden bei 0.55).

Ganz anders ist der Verlauf der Unternehmensgröße (Abbildung 20): Obwohl die Bilanzsumme der im Jahre 2005 insolvent gewordenen Unternehmen in der Vergangenheit schon immer überdurchschnittlich war, gibt es keine „Verschlechterung“ im Sinne des Anstiegs des relativen Kennzahlenwertes. Eine hohe Unternehmensgröße ist also ein relativ konstanter Risikofaktor.

Abbildung 19: Kennzahl Eigenkapitalquote: zeitlicher Verlauf bei Unternehmen, die 2005 insolvent geworden sind, absolut und relativ zu allen Unternehmen

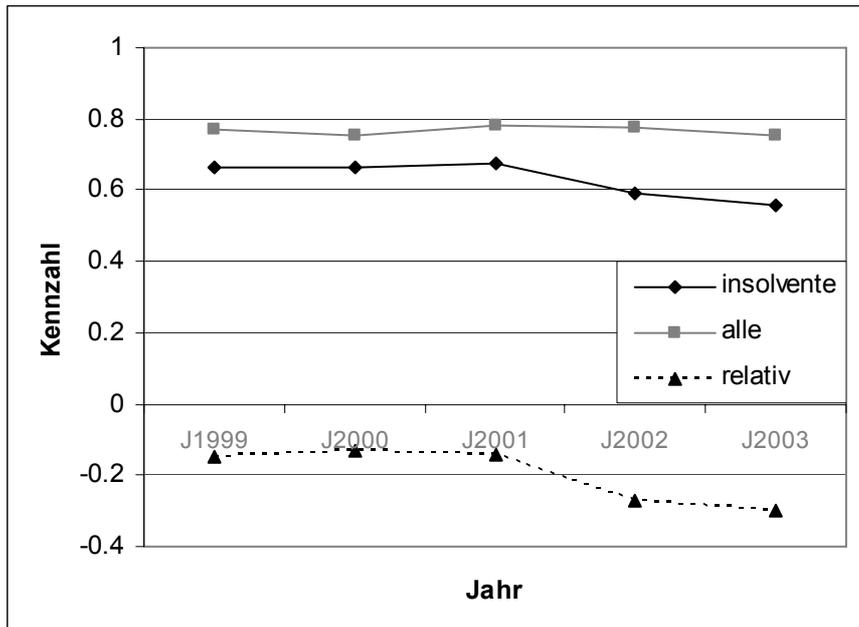
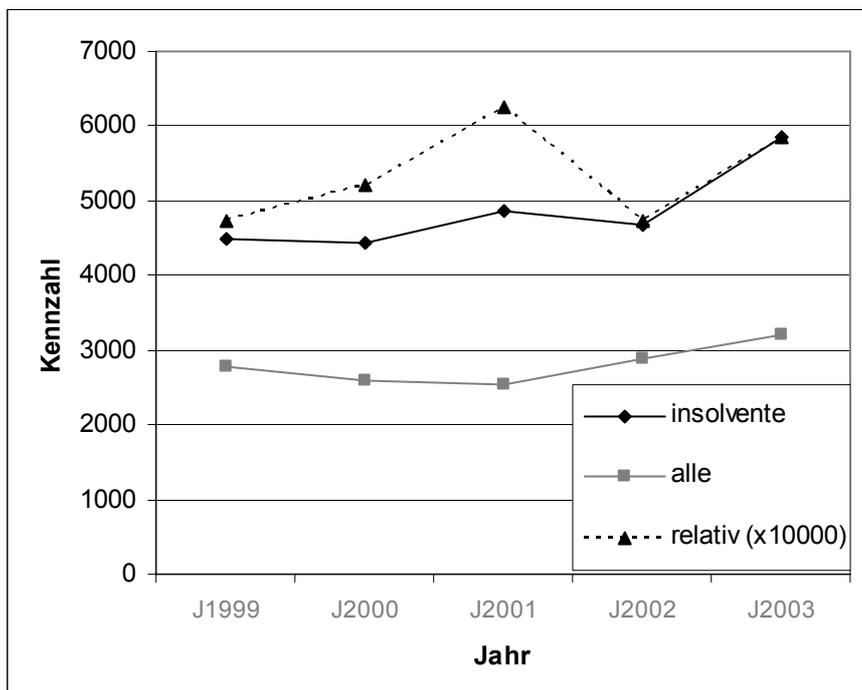


Abbildung 20: Kennzahl Bilanzsumme: zeitlicher Verlauf bei Unternehmen, die 2005 insolvent geworden sind, absolut und relativ zu allen Unternehmen



Die obere Verlaufsanalyse hat folgende Schlussfolgerungen für die Insolvenzprognosemodellierung: Da die meisten Kennzahlen eine kontinuierliche Verschlechterung vor einer Insolvenz zeigen, wird eine kurzfristige 2-Jahres-Prognose am genauesten sein. Die langfristigen, weniger genauen Prognosen werden aber auch

denkbar sein, da die Kennzahlen (besonders die Bilanzsumme) auch mehrere Jahre vor der Insolvenz eine Verschlechterung aufweisen. Theodossiou (1993) berücksichtigt bspw. solche langfristige Verschlechterung im Rahmen eines komplizierteren Modells, welches auf dem Konzept der sog. *statistischen Kontrollkarten* basiert.

5. Einfaches Logit-Modell

Nachdem wir in den vorangehenden Abschnitten die Kennzahlen univariat untersucht haben, soll nun versucht werden ein einfaches multivariates Modell zu konstruieren, welches der *Logit-Spezifikation* folgen soll. Die Logit-Spezifikation wurde im Rahmen der Insolvenzprognose erstmals in Ohlson (1980) eingesetzt. Sie bleibt bis heute wohl die beliebteste Wahl für die quantitative Insolvenzprognose anhand von bilanziellen Kennzahlen³¹. Sie beruht auf dem Konzept der bedingten Wahrscheinlichkeit eines Ereignisses (hier der Insolvenz) in Abhängigkeit von erklärenden Variablen (hier von bilanziellen Kennzahlen). Der Insolvenzstatus jedes Unternehmens wird im Rahmen dieser Analyse als eine dichotome Variable y modelliert, mit dem Wert 1 für insolvente und 0 für solvente Unternehmen. Dieser Insolvenzstatus ist dann folgendermaßen mit dem Kennzahlenvektor \underline{x} verlinkt:

$$\text{logit}(P(y=1)) \equiv \log\left(\frac{P(y=1)}{1-P(y=1)}\right) = \beta_0 + \underline{x}'\underline{\beta} \quad (5)$$

wobei P die Wahrscheinlichkeit, β_0 den Achsenabschnitt und $\underline{\beta}$ den Vektor der Steigungskoeffizienten bezeichnet.

Wir wollen nun diese Logit-Spezifikation etwas präzisieren, indem wir die Ergebnisse unserer univariaten Analyse mitberücksichtigen.

Zum einen wurde festgestellt (Abschnitt 3.1) dass die jüngsten Kennzahlen, die zur Prognose der Insolvenz herangezogen werden können, aus der Berichtsperiode 2 Jahre vor der Insolvenz stammen. Außerdem wurde deutlich (vgl. Abschnitt 4.3), dass die Verzögerung um 2 Jahre die beste Trennung zwischen solventen und insolventen Unternehmen bei allen Kennzahlen (außer der Bilanzsumme) bietet. Wir verwenden also die Kennzahlen \underline{x}_{t-2} zur Prognose des Insolvenzstatus y_t .

³¹ Zu den Vorteilen der Logit-Spezifikation gehört insb. die Tatsache, dass keine Annahmen über die Verteilung der Kennzahlen gemacht werden müssen. Andere Verfahren, insb. die Diskriminanzanalyse, verlangen dagegen, dass die Kennzahlen normalverteilt sind. Dies steht aber häufig im Widerspruch zur Realität. Vgl. auch Balcaen & Ooghe (2004) für einen detaillierten Vergleich verschiedener Verfahren/Spezifikationen der Insolvenzprognose.

Zweitens verwenden wir statt der rohen Kennzahlen x^1, x^2, \dots, x^K (wo K die Anzahl der Kennzahlen im Vektor \underline{x} bedeutet, hier $K=5$) ihre Quantile, bezeichnet als Q^1, Q^2, \dots, Q^K . Diese Vorgehensweise ist dadurch motiviert, dass die bilanziellen Kennzahlen viele Ausreißer haben (vgl. Abschnitt 4.1). Diese Methode der Ausreißerbekämpfung hat sich in Kane et al. (1998) und Falkenstein et al. (2000) gut bewährt. Quantile werden für jede Kennzahl univariat berechnet. Dazu wird zuerst eine größere Mischstichprobe gebildet, welche diese Kennzahl für alle Jahre und alle Unternehmen enthält. Das Quantil wird dann für das jeweilige Unternehmen und Jahr berechnet als Rang des einschlägigen Kennzahlenwertes in dieser größeren Stichprobe, dividiert durch die Anzahl der Beobachtungen in dieser größeren Stichprobe. Das Quantil ist also auf das Intervall $(0; 1]$ beschränkt und spiegelt die relative Größe bzw. Position der Kennzahl unter allen Beobachtungen wider.

Drittens konnte man im Abschnitt 4.2 deutlich sehen, dass unsere 8 Branchen größere Differenzen in der Insolvenzrate aufweisen und diese Differenzen auch häufig nicht durch Unterschiede in den Kennzahlen erklärt werden können. Die Branchen haben also exogene Risikofaktoren, welche durch Branchen-Dummy-Variablen erfasst werden können³². Wir bezeichnen den Vektor der Branchen-Dummy-Variablen als \underline{d} . d_i nimmt den Wert 1 an, falls die jeweilige Beobachtung y_i aus der Branche i stammt ($i=1, \dots, 8$), und sonst den Wert 0.

Außerdem konnten wir feststellen, dass die allgemeine, branchenübergreifende Insolvenzrate in der Zeit nicht konstant blieb, sondern insb. seit 2001 einen Abwärtstrend demonstriert. Dies könnte auf makroökonomische, branchenübergreifende Faktoren zurückgeführt werden, die nicht in den Kennzahlen erfasst sind³³. Wir

³² Auf eine Relativierung durch Branchendurchschnitte (vgl. Abschnitt 4.2.6) wurde in dieser Arbeit der Einfachheit wegen verzichtet.

³³ Die einzigen Kennzahlen, welche branchenübergreifend eine kontinuierliche Verbesserung zeigten, sind die 2 Rentabilitätskennzahlen Umsatzrendite und Umsatz / Bilanzsumme (vgl. Abschnitt 4.2). Die Kennzahlen Eigenkapitalquote und Unternehmensgröße zeigten dagegen einen leichten Verschlechterungstrend. Es ist also zweifelhaft, dass die Kennzahlentrends die Trends in der Insolvenzrate erklären können.

berücksichtigen die Situation, indem wir einen zusätzlichen Vektor \underline{j} der Jahres-Dummy-Variablen einführen. j_i nimmt den Wert 1 an, falls die jeweilige Beobachtung aus dem Jahr $t = i + 2000$ stammt ($i = 1, \dots, 5$), ansonsten den Wert 0.

Die endgültige Modellspezifikation ist dann wie folgt:

$$\begin{aligned} \text{logit}(P(y_t = 1)) &\equiv \log\left(\frac{P(y_t = 1)}{1 - P(y_t = 1)}\right) \\ &= \beta_0 + \underline{Q}'_{t-2} \underline{\beta} + \underline{d}'_{t-2} \underline{\beta}_d + \underline{j}' \underline{\beta}_j \end{aligned} \quad (6)$$

mit folgenden Bezeichnungen:

y_t – Insolvenzstatus eines Unternehmens im Jahre t , $y_t = 1$ im Falle einer Insolvenz

\underline{Q}_{t-2} – Vektor der Quantile der Kennzahlen für das Unternehmen im Jahre $t-2$. Die Kennzahlen sind: Bilanzsumme, Umsatz / Bilanzsumme, Umsatzrendite, Current Ratio und Eigenkapitalquote

\underline{d}_{t-2} – Vektor der Dummy-Variablen für Branchen für das Unternehmen im Jahre $t-2$

\underline{j} – Vektor der Dummy-Variablen für Jahre

$\beta_0, \underline{\beta}, \underline{\beta}_d, \underline{\beta}_j$ – zu schätzende Koeffizienten

t – das Jahr, $t = 2001, \dots, 2005$

Das Modell wurde in der SAS-Umgebung (PROC LOGISTIC) ausgewertet. Die Ergebnisse sind in der Tabelle 10 aufgeführt. Fast alle Parameterschätzer waren signifikant (P-Value kleiner als 0.05). Ausnahmen bildeten die Dummy-Variablen für die Branchen Landwirtschaft und Dienstleistungen sowie die Dummy-Variable für das Jahr 2005³⁴.

³⁴ Da aber die statistische Signifikanz von Dummy-Variablen gleichzeitig für sämtliche zu einem Merkmal gehörende Dummy-Variablen festgestellt werden muss, ist auch die Signifikanz dieser zwei Merkmale (Branche und Jahr) gegeben.

Tabelle 10: Parameterschätzer für das Logit-Modell

Variable	Schätzer	Standard- abweichung	P-Value
Achsenabschnitt (Intercept)	-2.3316	0.1622	<.0001
Kennzahl: Bilanzsumme (Quantil)	1.8573	0.1382	<.0001
Kennzahl: Umsatz / Bilanzsumme (Quantil)	-1.6965	0.1729	<.0001
Kennzahl: Umsatzrendite (Quantil)	-0.9334	0.1593	<.0001
Kennzahl: Current Ratio (Quantil)	-1.6345	0.1794	<.0001
Kennzahl: Eigenkapitalquote (Quantil)	-2.3423	0.1665	<.0001
Branche: Maschinenbau	0.4554	0.1111	<.0001
Branche: Lebensmittelindustrie	0.3296	0.1207	0.0063
Branche: Sonstige Industrie (Referenz)	0		
Branche: Landwirtschaft	0.1694	0.1205	0.1596
Branche: Transport	0.2971	0.1333	0.0258
Branche: Bauwirtschaft	-0.6214	0.1612	0.0001
Branche: Handel	-0.5863	0.2267	0.0097
Branche: Dienstleistungen	-0.2005	0.1421	0.1582
Jahr: 2001 (Referenz)	0		
Jahr: 2002	0.6462	0.1012	<.0001
Jahr: 2003	0.7929	0.1062	<.0001
Jahr: 2004	0.2702	0.1338	0.0434
Jahr: 2005	0.00957	0.1387	0.9450

Alle Koeffizienten der bilanziellen Kennzahlen außer der Bilanzsumme³⁵ wiesen das theoretisch erwartete, negative Vorzeichen. Da man vorher die Kennzahlen in ihre Quantile transformiert hatte, welche ja alle der Gleichverteilung folgen und deswegen die gleiche Streuung haben, kann man außerdem die Kennzahlenkoeffizienten als „standardisiert“ betrachten, in dem Sinne, dass ihre absoluten Größen auch eine Aussage über den relativen Beitrag der Kennzahlen zur Erklärung der Insolvenzen liefern. **Demnach war die Kennzahl Eigenkapitalquote am wichtigsten, gefolgt von der Bilanzsumme und den ungefähr gleich wichtigen Kennzahlen Current Ratio und Umsatz / Bilanzsumme.** Die Umsatzrendite war die am wenigsten wichtige Kennzahl.

Was die Branchen angeht, lässt sich ein erhöhtes und nicht durch die analysierten Kennzahlen zu erklärendes Insolvenzrisiko für die Branche Maschinenbau und – in kleinerem Ausmaß – auch für die Lebensmittelindustrie und die Transportbranche

³⁵ Für die Diskussion zum Verhältnis zwischen Bilanzsumme und Insolvenzstatus vgl. Abschnitte 4.1 und 4.2.2.

feststellen. Die Branchen Bauwirtschaft und Handel sind dagegen an sich unterdurchschnittlich riskant.

Außerdem, wie man an den Jahres-Dummy-Variablen sieht, waren die Jahre 2002 und 2003 (und, in kleinerem Ausmaß, auch 2004) an sich überdurchschnittlich riskant. Dies könnte damit erklärt werden, dass es in der ukrainischen Wirtschaft einen allgemeinen Abwärtstrend bei der Insolvenzrate gibt. Das Referenzjahr 2001 könnte dabei nur deswegen eine relativ geringe Insolvenzrate aufweisen, weil sich zu jener Zeit die Praxis der Eröffnungen der Insolvenzverfahren noch nicht richtig etabliert hatte. Denn das aktuelle ukrainische Insolvenzgesetz³⁶ trat erst am 1.1.2000 in Kraft.

Die allgemeine Güte des Logit-Modells kann anhand von verschiedenen Maßzahlen geschätzt werden. Eine einfache Alternative bestünde z.B. darin, einen Schwellenwert P^* zu definieren und dann alle Unternehmen als insolvent (solvent) zu klassifizieren, bei denen prognostizierte Insolvenzwahrscheinlichkeiten $\tilde{P}(y=1|\underline{x})$ den Wert P^* überschreiten (unterschreiten). Anschließend könnte man den prognostizierten Insolvenzstatus mit dem tatsächlichen vergleichen und eine Aussage über die Güte der Prognose treffen. Problematisch ist bei einem solchen Verfahren die willkürliche Wahl des Schwellenwertes P^* . Ein Gütemaß, das nicht diesen Nachteil hat, ist die sog. *Somer's-D-Statistik*, welche in der Praxis der Insolvenzprognose besser als **Accuracy Ratio** (AR) bekannt ist³⁷. Diese Statistik kann für ein zufällig ausgesuchtes solventes Unternehmen mit den Kennzahlen \underline{x}_s und ein zufällig ausgesuchtes insolventes Unternehmen mit den Kennzahlen \underline{x}_i wie folgt ausgedrückt werden:

$$AR = P\left(\tilde{P}(y=1|\underline{x}_i) > \tilde{P}(y=1|\underline{x}_s)\right) - P\left(\tilde{P}(y=1|\underline{x}_i) < \tilde{P}(y=1|\underline{x}_s)\right) \quad (7)$$

Die Statistik kann also verstanden werden als die Wahrscheinlichkeit, dass die prognostizierte Insolvenzwahrscheinlichkeit bei dem insolventen Unternehmen größer

³⁶ Gesetz der Ukraine „Über Wiederherstellung der Zahlungsfähigkeit oder Eröffnung des Konkursverfahrens“, in der Fassung vom Gesetz N 784-XIV vom 30.06.99.

³⁷ Vgl. Falkenstein et al. (2000), S. 73 ff. für einen ausführlichen Vergleich einiger Modelle anhand dieses Maßes.

ausfällt als bei dem solventen, minus die Wahrscheinlichkeit, dass die prognostizierte Insolvenzwahrscheinlichkeit bei dem insolventen Unternehmen kleiner ausfällt als bei dem solventen. Zu den Vorteilen dieser Maßzahl zählt u.a., dass sie skaliert ist: Sie gleicht 0 für ein „zufälliges“, nicht aussagekräftiges Modell und erreicht 1 für ein „perfektes“ Modell.

Für unser Modell erreicht das Accuracy Ratio den Wert 0.654. Dies ist als gutes Ergebnis anzusehen³⁸. Es scheint diesbezüglich interessant die Frage zu untersuchen, inwieweit diese Güte sich ändert, wenn man bestimmte Faktoren aus dem Modell weglässt. Werden die Branchen-Dummy-Variablen weggelassen, sinkt das AR leicht auf 0.638. Das Weglassen der Jahres-Dummy-Variablen führt ebenfalls zu einem leichten Abfall des AR auf 0.634. Das Weglassen der wichtigsten Kennzahl Eigenkapitalquote führt dagegen zu einer spürbaren Reduzierung des AR auf 0.606.

Zum Schluss muss noch angemerkt werden, dass das oben vorgeschlagene Logit-Modell noch kein richtiges Prognosemodell ist. Das Modell ist vor allem dazu berufen, den Einfluss der einzelnen Kennzahlen auf den Insolvenzstatus zu quantifizieren, und verwendet deswegen einige Informationen, die nur ex post verfügbar sind. Bei einem Prognosemodell muss die Vorgehensweise deswegen etwas modifiziert werden. Zum einen betrifft das die Jahres-Dummy-Variable für das Prognosejahr, welche unbekannt sein wird und evtl. aus anderen (bspw. makroökonomischen) Quellen geschätzt werden muss. Zum anderen muss die Güte eines zur Prognose gedachten Modells anhand von Datensätzen geschätzt werden, welche nicht zur Parameterschätzung verwendet wurden (sog. *Out-of-Sample*-Datensätze). Nur so kann die Güte eines Prognosemodells garantiert werden³⁹. Außerdem, falls das Modell zur genauen Prognose von

³⁸ Selbst für fortgeschrittene Modelle sind AR-Werte im Bereich von 0.6 bis 0.8 üblich, vgl. Falkenstein (2000), S. 88 ff.

³⁹ Noch zuverlässiger ist die Schätzung der Prognosegüte anhand von sog. *Out-Of-Time*-Datensätzen, welche zeitlich aus den Perioden nach den zur Parameterschätzung verwendeten Datensätzen stammen.

Insolvenzwahrscheinlichkeiten genutzt werden sollte, wird die Korrektur der im Abschnitt 2.4 festgestellten Selection Bias (vgl. Abschnitt 2.4) unentbehrlich⁴⁰.

⁴⁰ Diese Korrektur kann in der Logit-Spezifikation relativ einfach durch eine Berichtigung des Achsenabschnittes in (5) erzielt werden. Die Steigungskoeffizienten in (5) und das AR-Gütemaß in (7) bleiben dabei unverändert.

6. Zusammenfassung

Die Arbeit lieferte die Erkenntnis, dass eine quantitative, datengetriebene Insolvenzprognose auf der Basis der handelsrechtlichen Abschlüsse auch für die Ukraine sehr gut möglich ist.

Anders als in den Industrieländern, sind bis jetzt für die Ukraine keine ernsthaften Studien der quantitativen Insolvenzprognose vorhanden. Einer der Gründe dafür könnte in den mangelhaften Daten liegen. Die Abschlüsse zeigen eine Reihe von Mängeln wie unvollständige Einträge, Ausreißer, problematische Branchenklassifizierung. Außerdem kommt es häufig zu einer Vernachlässigung der Veröffentlichungspflicht und zur diesbezüglichen *Selection Bias* (d.h. zu einer verstärkten Vernachlässigung der Veröffentlichungspflicht bei insolvenzgefährdeten Unternehmen). Geeignete statistische Techniken sowie die Datenbereinigung ermöglichten aber die Analyse auch unter diesen vergleichsweise schwierigen Bedingungen.

Da die Arbeit lediglich die Demonstration der Umsetzbarkeit einer Insolvenzprognose zum Ziel hatte, wurde auf eine explizite Variablenauswahl verzichtet. Als Erklärungsvariablen wurden 5 bekannte bilanzielle Kennzahlen verwendet, welche die verschiedenen Dimensionen der betrieblichen Tätigkeit eines Unternehmens erfassen: Bilanzsumme (Unternehmensgröße), Umsatz / Bilanzsumme und Umsatzrentabilität (Rentabilität), Current Ratio (Liquidität) und Eigenkapitalquote (Solvenz).

Zuerst erfolgte eine univariate Analyse der empirischen Verteilungsdichten dieser Kennzahlen. Diese Analyse hat folgende Erkenntnisse erbracht:

- Es gibt deutliche Unterschiede zwischen solvent bleibenden und insolvent werdenden Unternehmen in der Verteilung sämtlicher Kennzahlen, was die Voraussetzung für eine Insolvenzprognose aufgrund dieser Kennzahlen schafft.
- Die Richtung dieser Unterschiede entsprach in 4 von 5 Fällen der theoretisch erwarteten: Insolvent werdende Unternehmen haben niedrigere Niveaus der Kennzahlen Umsatz / Bilanzsumme, Umsatzrentabilität, Current Ratio und Eigenkapitalquote.
- Wider Erwarten war die Bilanzsumme bei insolventen Unternehmen größer als bei solventen. Dies könnte damit erklärt werden, dass ein Insolvenzverfahren in der

Ukraine auf Antrag der Gläubiger nur dann eröffnet wird, wenn die überfällige Schuld einen höheren Betrag überschreitet, was hauptsächlich nur für größere Unternehmen wahrscheinlich ist. Dieser Effekt könnte außerdem noch durch die mangelhafte Datenerfassung der Insolvenzen kleinerer Unternehmen verstärkt werden.

- Die Verteilungen der Kennzahlen zeigen starke Nicht-Normalitäten, mit stark ausgedrückter Schiefe, den sog. „Fat Tails“ und einem größeren Anteil an Ausreißern. Das macht eine direkte Anwendung von manchen multivariaten Verfahren, insb. der Diskriminanzanalyse, wenig sinnvoll.

Anschließend wurde die Branchenanalyse durchgeführt. Folgende wichtige Erkenntnisse haben sich dabei ergeben:

- Einzelne Branchen weisen starke Unterschiede in den Insolvenzraten auf und diese Unterschiede bleiben zeitlich relativ konstant. Am riskantesten ist die Maschinenbauindustrie mit jährlichen Insolvenzraten um 5%, am sichersten sind die Bauwirtschaft und der Handel mit jährlichen Insolvenzraten unter 2%. Für alle Branchen außer dem Maschinenbau sinken die Insolvenzraten in den letzten Jahren kontinuierlich.
- Einzelne Branchen weisen auch in den Kennzahlen-Normwerten (gemessen an den Branchen-Medianwerten der Kennzahlen) deutliche Unterschiede auf. Diese Unterschiede sind besonders stark für die Kennzahlen Bilanzsumme (bis zu 4-fach) und Umsatz / Bilanzsumme (bis zu 5-fach). Die Kennzahlenunterschiede zwischen den einzelnen Branchen sind dabei zeitlich relativ konstant.
- Es sind auch ein Paar stark ausgeprägte Trends in den Kennzahlen erkennbar: das Wachstum der Bilanzsumme in der Maschinenbau- und Lebensmittelindustrie, das steigende Verhältnis Umsatz / Bilanzsumme in der Lebensmittelindustrie und der Bauwirtschaft, der branchenübergreifende Anstieg der Umsatzrendite und die sinkende Eigenkapitalquote in der Lebensmittelindustrie.
- Die Unterschiede in den Insolvenzraten zwischen den einzelnen Branchen können nicht immer auf die Unterschiede in den Kennzahlen zurückgeführt werden. Dies macht insb. in multivariaten Modellen die Berücksichtigung von exogenen

branchenspezifischen Risikofaktoren mittels der Branchen-Dummy-Variablen erforderlich.

Die anschließend durchgeführte Analyse der Kennzahlenverläufe in den Jahren 1999-2003 für diejenigen Unternehmen, welche 2005 insolvent geworden sind, hat folgendes gezeigt: Obwohl die *absoluten* Kennzahlen keinen eindeutigen Verlauf aufweisen, ist eine kontinuierliche Verschlechterung des *relativen* Kennzahlenniveaus (insolvent werdende Unternehmen verglichen mit allen Unternehmen) bei den meisten Kennzahlen deutlich erkennbar. Diese Verschlechterung ist besonders stark bei den Renditekennzahlen ausgeprägt. Die Unternehmensgröße (Bilanzsumme) zeigt allerdings keinen klaren Verschlechterungstrend vor einer Insolvenz.

Das anschließend gebildete *multivariate Logit-Model* berücksichtigt die Erkenntnisse der univariaten Analyse. Die 5 bilanziellen Kennzahlen wurden in ihre Quantile überleitet und erst dann in die logistische Regression übernommen. Dies hat die Ausreißerproblematik gemildert. Die Branchenzugehörigkeit wurde durch die Branchen-Dummy-Variablen erfasst, welche als zusätzliche Regressoren in das Logit-Model übernommen wurden. Außerdem wurden die Jahres-Dummy-Variablen zur Erfassung der makroökonomischen Trends zum Modell hinzugefügt. Die Auswertung des Logit-Modells erbrachte folgende Erkenntnisse:

- Alle Koeffizienten waren signifikant.
- Im multivariaten Kontext war die Eigenkapitalquote für die Erklärung der Insolvenz am wichtigsten, gefolgt von der Bilanzsumme und den ungefähr gleich wichtigen Kennzahlen Current Ratio und Umsatz / Bilanzsumme. Die Umsatzrendite war die am wenigsten wichtige Kennzahl.
- Die Branchen Maschinenbau und – in kleinerem Ausmaß – Lebensmittelindustrie und Transport haben ein erhöhtes, nicht durch die Kennzahlen erklärtes Insolvenzrisiko gezeigt. Die Branchen Bauwirtschaft und Handel zeigen dagegen ein unterdurchschnittliches exogenes Insolvenzrisiko.
- Insgesamt hat das Logit-Modell eine hohe Güte erreicht. Das sog. *Accuracy Ratio* (Somers'-D) betrug über 65%. Die Güte verschlechterte sich nur leicht, wenn man aus dem Modell die Dummy-Variablen (für Branchen oder Jahre) entfernte.

Diese Arbeit hat eine Basis für weitere Recherchen vorbereitet. Zum einen sollte die Auswahl der erklärenden bilanziellen Kennzahlen ebenfalls datengetrieben erfolgen. Dies würde die ukrainische Spezifik berücksichtigen, da in der Ukraine andere Insolvenzrisikofaktoren gelten könnten als in den etablierten Marktwirtschaften. Zum zweiten könnte die multivariate Modellspezifikation vertieft werden. Insbesondere sind diesbezüglich die neueren Entwicklungen auf dem Gebiet der Modellierung der bedingten Wahrscheinlichkeit, wie bspw. *Mixed Logit*, interessant. Diese neueren Modellspezifikationen beschreiben die Realität besser und liefern evtl. auch bessere Prognoseergebnisse⁴¹. Und drittens müsste die Güte des Modells anhand eines *Out-of-Sample*-Datensatzes validiert werden, welcher nicht zur Parameterschätzung verwendet wurde. Nur so kann die Zuverlässigkeit eines Prognosemodells garantiert werden. Es wird deswegen geplant, die Jahresabschlüsse aus der Berichtsperiode 2004 und die Insolvenzen aus dem Jahre 2006 ausschließlich für eine solche *Out-of-Sample*-Validierung zu verwenden.

⁴¹ Vgl. Jones et al. (2004).

Anhang: Bilanz- und GuV-Struktur der ukrainischen handelsrechtlichen Abschlüsse

Bilanz

Posten-ID	Bezeichnung des Postens	Belegung ⁴² , %	Rel. Wert ⁴³ , %
	AKTIVA		
	I. Anlagevermögen		
	Immaterielle Vermögenswerte:		
b_010	Restbuchwert (Nettobuchwert)	42.1	0.1
b_011	Anfangswert (Bruttobuchwert)	46.4	0.2
b_012	Kumulierte Abschreibungen	38.3	-0.1
b_020	Anlagen im Bau und immaterielle Vermögenswerte in der Entwicklung	57.5	2.5
	Sachanlagen:		
b_030	Restbuchwert (Nettobuchwert)	99.6	56.7
b_031	Anfangswert (Bruttobuchwert)	99.6	134.1
b_032	Kumulierte Abschreibungen	99.5	-72.7
	Langfristige Finanzanlagen:		
b_040	Finanzanlagen, die nach der Equity-Methode bilanziert werden	11	1.8
b_045	Sonstige Finanzanlagen	21.6	0.5
b_050	Langfristige Forderungen	11.6	0.5
b_060	Latente Steueransprüche	17.7	0.6
b_070	Sonstige Vermögenswerte des Anlagevermögens	8	0.4
b_080	Summe Anlagevermögen	99.7	64.9
	II. Umlaufvermögen		
	Vorräte:		
b_100	Produktionsvorräte (RHB)	97.2	5.2
b_110	Zuchttiere	10.7	1
b_120	Halbfertigfabrikate	38.6	2.1
b_130	Fertigfabrikate	52.8	2.6
b_140	Waren	59.1	0.9
b_150	Erhaltene (kurzfristige) Wechsel	11	0.5
	(Kurzfristige) Forderungen aus Lieferungen und Leistungen:		
b_160	Nettorealisationwert	95.9	7.2
b_161	Anfangswert	96	7.5
b_162	Reserve für zweifelhafte/uneinbringliche Forderungen	14.9	-0.5
	Forderungen:		
b_170	ggü. dem Staat	66.3	0.3
b_180	aus geleisteten Anzahlungen	35	1.2
b_190	Dividenden, Zinsen, Nutzungsentgelte	1.8	0.2
b_200	ggü. den nahe stehenden Unternehmen/Personen	13.5	0.5

⁴² Anteil der Unternehmen in den Berichtsperioden 2003-2004, für welche der jeweilige Posten Werte ungleich 0 annimmt.

⁴³ Medianwert des Verhältnisses des Postens zur Bilanzsumme, berechnet in den Berichtsperioden 2003-2004 für Unternehmen, für die der jeweilige Posten Werte ungleich 0 annimmt.

Posten-ID	Bezeichnung des Postens	Belegung ⁴² , %	Rel. Wert ⁴³ , %
b_210	Sonstige kurzfristige Forderungen	83.3	0.9
b_220	Kurzfristige Finanzanlagen	4.1	0.7
	Zahlungsmittel und Zahlungsmitteläquivalente:		
b_230	in Nationalwährung	94.5	0.5
b_240	in Fremdwährungen	16.4	0.1
b_250	Sonstige Vermögenswerte des Umlaufvermögens	54	0.5
b_260	Summe Umlaufvermögen	99.8	34.6
b_270	III. Aufwendungen künftiger Perioden	46	0.1
b_280	Bilanzsumme	99.9	100
	PASSIVA		
	I. Eigenkapital		
b_300	Grundkapital	100	18.3
b_310	Anteiliges Kapital	0.7	19.4
b_320	Zusätzliches Kapital aus Einlagen	13	39.7
b_330	Sonstiges Zusätzliches Kapital	84.1	55.8
b_340	Reserviertes Kapital	37	0.7
b_350	Unverteilte Gewinne (Ungedekte Verluste)	97.7	-10.4
b_360	Nicht eingezahltes Kapital	1.6	-3.7
b_370	Eingezogenes Kapital	5.2	-0.2
b_380	Summe Eigenkapital	99.9	73.4
	II. Rückstellungen		
b_400	Rückstellungen für Personalausgaben	10.5	0.4
b_410	Sonstige Rückstellungen	3.6	0.4
b_420	Rückstellungen aus Zielfinanzierung	12.2	0.2
b_430	Summe Rückstellungen	22.8	0.4
	III. Langfristige Verbindlichkeiten		
b_440	Langfristige Verbindlichkeiten ggü. Kreditinstituten	10.4	7.3
b_450	Sonstige langfristige finanzielle Verbindlichkeiten	7.8	5.6
b_460	Latente Steuerschulden	14	0.6
b_470	Sonstige langfristige Verbindlichkeiten	21.5	1.3
b_480	Summe langfristige Verbindlichkeiten	41.9	2.5
	IV. Kurzfristige Verbindlichkeiten		
b_500	Kurzfristige Verbindlichkeiten ggü. Kreditinstituten	30.8	5.3
b_510	Kurzfristige Verbindlichkeiten aus langfristigen Schulden	6.7	2.2
b_520	Ausgestellte (kurzfristige) Wechsel	15.6	2.4
b_530	(Kurzfristige) Verbindlichkeiten aus Lieferungen und Leistungen	95.2	7.2
	Kurzfristige Verbindlichkeiten:		
b_540	erhaltene Anzahlungen	46	1.1
b_550	ggü. dem Staat	95	0.8
b_560	ggü. außerbudgetären Fonds	21.1	0.1
b_570	ggü. Versicherungsträgern	87.4	0.4
b_580	Personallohn	91.9	0.9
b_590	ggü. Gesellschaftern	19.1	0.2
b_600	ggü. nahe stehenden Personen und Unternehmen	15.7	0.4
b_610	Sonstige kurzfristige Verbindlichkeiten	83.7	0.8
b_620	Summe kurzfristige Verbindlichkeiten	99.8	21.1

Posten-ID	Bezeichnung des Postens	Belegung ⁴² , %	Rel. Wert ⁴³ , %
b_630	V. Erträge künftiger Perioden	6	0.4
b_640	Bilanzsumme	99.9	100

Gewinn- und Verlustrechnung (GuV):

Posten-ID	Bezeichnung des Postens	Belegung ⁴⁴ , %	Rel. Wert ⁴⁵ , %
ABSCHNITT I: Periodenergebnis			
g_010	Umsatzerlöse	98.6	120
g_015	davon Mehrwertsteuer	93.3	20
g_020	davon Verbrauchsteuern	1.3	10.8
g_025	sonstige Abzüge von den Erlösen	0.7	1.4
g_030	sonstige Abzüge von den Erlösen	11.5	0.6
g_035	Nettoumsatzerlöse	98.6	100
g_040	Umsatzkosten	97.5	88.7
g_059 (g_050, g_055)	Bruttoergebnis (Bruttogewinn, Bruttoverlust)	98 (75.3, 22.8)	11.6 (16.4, -20.5)
g_060	Sonstige betriebliche Erträge	85.2	11.1
g_070	Verwaltungsaufwendungen	96.7	13.4
g_080	Vertriebskosten	58.8	3.2
g_090	Sonstige betriebliche Aufwendungen	91.4	9.7
g_109 (g_100, g_105)	Ergebnis der betrieblichen Tätigkeit (Gewinn, Verlust)	99.2 (44, 55.3)	-1.7 (4.8, -17.7)
g_110	Erträge (Gewinne) nach der Equity-Methode	1.7	0.3
g_120	Sonstige finanzielle Erträge	28.2	0.1
g_130	Sonstige (gewöhnliche) Erträge	62.3	2.3
g_140	Finanzierungsaufwendungen	42.9	1.2
g_150	Aufwendungen (Verluste) nach der Equity-Methode	1.9	0.3
g_160	Sonstige (gewöhnliche) Aufwendungen	63.5	1.8
g_179 (g_170, g_175)	Ergebnis der gewöhnlichen Tätigkeit vor Steuern (Gewinn, Verlust)	98.9 (45, 53.8)	-1.4 (4.1, -17.7)
g_180	Steuer auf den Gewinn aus gewöhnlicher Tätigkeit	45	0.9
g_199 (g_190, g_195)	Ergebnis der gewöhnlichen Tätigkeit nach Steuern (Gewinn, Verlust)	98.6 (43.1, 55.6)	-1.9 (3.1, -16.4)
g_200	Außerordentliche: Erträge	2.2	0.7
g_205	Aufwendungen	4.2	-3.2

⁴⁴ Anteil der Unternehmen in den Berichtsperioden 2003-2004, für die der jeweilige Posten Werte ungleich 0 annimmt.

⁴⁵ Medianwert des Verhältnisses des Postens zu den Nettoumsatzerlösen (Posten g_035). Im GuV-Abschnitt III – Medianwert des ursprünglichen Postens. Berechnet in den Berichtsperioden 2003-2004 für Unternehmen, für die der jeweilige Posten Werte ungleich 0 annimmt.

Posten-ID	Bezeichnung des Postens	Belegung ⁴⁴ , %	Rel. Wert ⁴⁵ , %
g_209	Ergebnis	5	-1.7
g_210	Steuer auf den Gewinn aus außerordentlicher Tätigkeit	0.2	0
g_229 (g_220, g_225)	Periodenergebnis (Gewinn, Verlust)	98.5 (42.8, 55.7)	-1.9 (3, -16.6)
ABSCHNITT II: Elemente (Arten) der betrieblichen Aufwendungen			
g_230	Materialaufwand	97.6	52.1
g_240	Personalaufwand	99.4	21.1
g_250	Sozialaufwand	98.3	6.2
g_260	Abschreibungen	98.6	7
g_270	Sonstige betriebliche Aufwendungen	98.7	12.7
g_280	Summe	99.8	105.1
ABSCHNITT III: Berechnung der Kennzahlen der Aktienrentabilität			
g_300	Anzahl der Stammaktien (Jahresdurchschnitt)	94.3	147.975.950
g_310	Korrigierte Anzahl der Aktien (Jahresdurchschnitt)	91.3	147.096.025
g_320	Ergebnis je Stammaktie	70.4	0
g_330	Korrigiertes Ergebnis je Aktie	68	-0.1
g_340	Dividende je Stammaktie	4.1	5.2

Literatur

- Altman E.I., 1968: Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *The Journal of Finance*, Vol. 23, nr. 4, September 1968, p. 589-609.
- Altman E.I., 1993: *Corporate Financial Distress and Bankruptcy: A Complete Guide to Predicting & Avoiding Distress and Profiting from Bankruptcy*, 2nd Edition, John Wiley & Sons Inc.
- Balcaen S., Ooghe H., 2004: 35 years of studies on business failure: an overview of the classical statistical methodologies and their related problems. Working Paper 04/248, Gent University, 2004. http://www.feb.ugent.be/fac/research/WP/Papers/wp_04_248.pdf
- Bernstein L.A., Wild J.J., 2000: *Analysis of financial statements*, 5. ed., New York, McGraw-Hill.
- Deakin E., 1976: On the nature of the distribution of financial accounting ratios: some empirical evidence. *The Accounting Review*, Vol. 51, nr. 1, January 1976, p. 90-97.
- Falkenstein E., Carty L.V., and Boral A.K., 2000, RiskCalc™ for Private Companies: Moody's Default Model, Moody's Investors Service Special Comment, May. <http://www.moodyskmv.com/research/files/wp/56402.pdf>
- Frydman H., Altman E.I., Kao D.L., 1985: Introducing recursive partitioning for financial classification: The case of financial distress. *Journal of Finance*, Vol. 40, nr. 1, p. 269-291.
- Jones S., Hensher D.A., 2004: Predicting Firm Financial Distress: a Mixed Logit Model. *Accounting Review*, October 2004, v. 79, iss. 4, pp. 1011-38.
- Kane G., Richardson F.M., Meade N.L., 1998: Rank Transformations and The Prediction of Corporate Failure. *Contemporary Accounting Research* 15, p. 145-166.
- Kolesar K., 2002: Bankruptcy Diagnostics Models of Ukrainian Firms. *Ekonomist (Ukraine)*, Oktober 2002.
- Lane W.R., Looney S.W., Wansley J.W., 1986: An application of the Cox proportional hazards model to bank failure. *Journal of Banking and Finance*, Vol. 10, p. 511-531.
- Ohlson J., 1980: Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, Spring 1980, pp. 109-131.
- Peel M.J., Peel D.A., 1987: Some Further Empirical Evidence on Predicting Private Company Failure. *Accounting & Business Research*, Winter87, Vol. 18 Issue 69, p57, 10p.
- Platt H.D., Platt M.B., 1990: Development of a Class of Stable Predictive Variables: The Case of Bankruptcy Prediction. *Journal of Business, Finance and Accounting*, pp. 31-51.
- Tereschtschenko O., 2004: Bonitätsbeurteilung der Unternehmen in der Ukraine. *Wirtschaft und Recht in Osteuropa*, Heft 7/2004, p. 197.

Theodossiou P., 1993: Predicting shifts in the mean of a multivariate time series process: an application in predicting business failures. Journal of the American Statistical Association, Vol. 88, nr. 422, June 1993, p. 441-449.

Verwendete Internetquellen:

Agentur für Entwicklung der Kapitalmarktinfrastruktur (Wertpapierkommission der Ukraine),

<http://www.smida.gov.ua>, (Datenbank für Jahresabschlüsse, 25. 08.2006).

Agentur für Kapitalmarkt, GmbH,

<http://www.smau.com.ua> (Datenbank für Jahresabschlüsse, 25. 08.2006).

First Securities Trading System,

<http://www.pfts.com> (Wertpapierbörse, 25.08.2006).

Liga Business Inform, Netzwerk für Wirtschaftsnachrichten,

<http://www.liga.net/bankrupt> (Insolvenzdatenbank, 25. 08.2006).

Wertpapierkommission der Ukraine,

<http://www.smsc.gov.ua/4/4> (Überblick zur Dynamik des Wertpapiermarktes, 25. 08.2006).

Diskussionspapiere der Europa-Universität Viadrina Frankfurt (Oder)
Fakultät Wirtschaftswissenschaften (ab 2000*)

146. **Jan Winiecki:** Successes of Trade Reorientation and Trade Expansion in Post - Communist Transition: an Enterprise - Level Approach. Januar 2000.
147. **Jan Winiecki:** Cost and Benefits of European Union's Enlargement: a (largely) Sanguine View. Januar 2000.
148. **Alexander Kritikos:** The Enforcement of Environmental Policy under Incomplete Information. Januar 2000.
149. **Stefan Schipper und Wolfgang Schmid:** Trading on the Volatility of Stock Prices. Januar 2000.
150. **Friedel Bolle und Alexander Kritikos:** Solidarity. Januar 2000.
151. **Eberhard Stichel:** Entrepreneur or Manager: Who really runs the Firm?. Februar 2000.
152. **Wolfgang Schmid und Stefan Schipper:** Monitoring Financial Time Series. Februar 2000.
153. **Wolfgang Schmid und Sven Knoth:** Kontrollkarten für abhängige Zufallsvariablen. Februar 2000.
154. **Alexander Kritikos und Frank Wießner:** Ein zweiter Kreditmarkt für eine zweite Chance. Februar 2000.
155. **Alexander Kritikos:** A Discussion on the Viability of the Indenture Game, between G. Holt and F. Bolle and A. Kritikos. März 2000.
156. **Claudia Kurz:** Regional Risk Sharing and Redistribution by the Unemployment Insurance: The Case of Germany. April 2000.
157. **Friedel Bolle und Andreas Paul:** Preventing International Price Discrimination – Are Fines Welfare Enhancing?. Mai 2000.
158. **Dorothea Baun:** Operationalisierung der Determinanten von Impulskäufen – Ergebnisse einer empirischen Untersuchung. Mai 2001.
159. **Alexander Haupt:** Environmental Policy and Innovations in Open Economies. Juni 2000.
160. **Jochen Hundsdoerfer:** Lock-In-Effekte bei Gewinnen von Kapitalgesellschaften vor und nach der geplanten Steuerreform. Juni 2000.
161. **Alexander Kritikos und Friedel Bolle:** Distributional Concerns: Equity or Efficiency Oriented?. Juli 2000.
162. **Sandra Große und Lars-Olaf Kolm:** Anrechnung nach § 34c Abs. 1 oder Abzug nach § 34c Abs. 2 EStG – Modellierung einer Entscheidungshilfe. August 2000.
163. **Swantje Heischkel und Tomas Oeltze:** Grundzüge des russischen Umsatzsteuerrechts. August 2000.
164. **Friedel Bolle:** Do you really want to know it?. September 2000.
165. **Friedel Bolle und Alexander Kritikos:** Reciprocity, Altruism, Solidarity: A dynamic model. September 2000.
166. **Jan Winiecki:** An inquiry into the early drastic fall of output in post-communist transition: An unsolved puzzle. Oktober 2000.

* Eine Übersicht über die zwischen 1993 bis 1999 erschienenen Diskussionspapiere kann beim Dekanat der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät angefordert werden.

167. **Jan Winiecki:** Post Foreign Trade Problems and Prospects: The Economics and Political Economy of Accession. Januar 2001.
168. **Helmut Seitz:** Demographischer Wandel und Infrastrukturaufbau in Berlin-Brandenburg bis 2010/2015: Herausforderungen für eine strategische Allianz der Länder Berlin und Brandenburg. März 2001.
169. **Wolfgang Schmid und Yarema Okhrin:** Tail Behaviour of a General Family of Control Charts. April 2001.
170. **Jan Winiecki:** Polish Generic Private Sector In Transition: Developments And Characteristics. Juni 2001.
171. **Nadejda Pachomova, Alfred Endres und Knut Richter:** Proceedings des ersten Seminars über Umweltmanagement und Umweltökonomie. Mai 2001.
172. **Maciej Rosolowski and Wolfgang Schmid:** Ewma charts for monitoring the mean and the autocovariances of stationary gaussian processes. Juli 2001.
173. **Sven Knoth und Wolfgang Schmid:** Control Charts for Time Series: A Review. Oktober 2001.
174. **Adam Gieralka:** Die Unternehmenssteuerreform 2001 und die fundamentale Bewertung von Kapitalgesellschaften. Oktober 2001.
175. **Friedel Bolle:** If you want me, I don't want you. December 2001.
176. **Friedel Bolle:** Signals for Reliability: A possibly harmful institution? December 2001.
177. **Tomas Oeltze und Swantje Heischkel:** Das neue Umsatzsteuergesetz in der Russischen Föderation. Dezember 2001.
178. **Andrea Gröppel-Klein and Dorothea Baun:** The more the better? – Arousing merchandising concepts and in-store buying behavior. Februar 2002.
179. **Yves Breitmoser:** Collusion and Competition in Laboratory Simultaneous Multiple-Round Auctions. Mai 2002.
180. **Alexander Kritikos and Friedel Bolle:** Utility versus Income Based Altruism – in Favor of Gary Becker. Mai 2002.
181. **Elzbieta Kuba and Friedel Bolle:** Supply Function Equilibria under Alternative Conditions with Data from the Polish Electricity Market. Mai 2002.
182. **Friedel Bolle:** Altruism, Beckerian Altruism, or Intended Reciprocity? Remarks on an Experiment by Selten and Ockenfels. Mai 2002.
183. **Yves Breitmoser:** Subgame-Perfect Equilibria of Small Simultaneous Multiple-Round Auctions. Juni 2002.
184. **Yves Breitmoser:** Moody Behavior in Theory, Laboratory, and Reality. Juni 2002.
- *Diskussionspapier wurde zurückgezogen und wird neu überarbeitet* -
185. **Antje Baier und Friedel Bolle:** Zyklische Preisentwicklung im offenen Call-by-Call-Markt: Irreführung der Konsumenten?. Oktober 2002.
186. **Yves Breitmoser:** Long-term Equilibria of Repeated Competitive Games. Januar 2003.
187. **F. Bolle und J. Kaehler:** “The Conditional Efficiency of Signaling. An Experimental Investigation.” Frankfurt (Oder). Oktober 2002.
188. **Friedel Bolle,** „The Envelope Paradox, the Siegel Paradox, and the Impossibility of Random Walks in Equity and Financial Markets“. February 2003.
189. **Friedel Bolle and Jessica Kaehler,** “Is there a Harmful Selection Bias when Experimenters Choose their Experiments?”. February 2003.
190. **Helmut Seitz:** Die langfristige Entwicklung der Einnahmen der Kommunen im Land Brandenburg vor dem Hintergrund der Ergebnisse der Solidarpakt-

- Verhandlungen unter besonderer Berücksichtigung der Zuweisungen des Landes. März 2003.
191. **Thomas Otte:** Die Praxis der Arbeitsbewertung in polnischen Unternehmen. April 2003.
 192. **Tomas Oeltze/Swantje Heischkel:** Die Struktur des russischen Körperschaftssteuergesetzes. April 2003.
 193. **Knut Richter/Barbara Gobsch (Hrsg.):** Proceedings des 2. deutsch-russischen Workshops zum Thema: Aktuelle Fragen und Trends der Wirtschaftswissenschaften. Mai 2003.
 193. **под ред. К. Рихтера/Б. Гобш:** Материалы 2-ого немецко-русского семинара «Актуальные вопросы и тенденции экономической науки». май 2003.
 194. **Thomas Otte:** Die arbeitgeberseitige Finanzierung der MBA-Ausbildung als Investition in Humankapital. Juni 2003.
 195. **Lars-Olaf Kolm:** Die Konvergenz der Rechnungslegungsstandards: Eine stille Revolution IAS, die realistischere Bilanzierung?. Juni 2003.
 196. **Sven Knoth:** Accurate ARL computation for EWMA- S^2 control charts. June 2003.
 197. **Sven Knoth:** EWMA schemes with non-homogeneous transition kernels. June 2003.
 198. **Alfred Kötzle u. a.:** Standortvorteile in Ostbrandenburg/Westpolen für grenzüberschreitende Kooperation. Juli 2003.
 199. **Thomas Otte:** Das französische Hochschulsystem als Sortiereinrichtung für Humankapital. August 2003.
 200. **M. Rosołowski and W. Schmid:** EWMA charts for monitoring the mean and the autocovariances of stationary processes. August 2003.
 201. **Adrian Cloer:** Die Grundzüge des polnischen Einkommenssteuerrechts 2003. September 2003.
 202. **Jonathan Tan and Daniel J. Zizzo:** Groups, Cooperation and Conflict in Games, October 2003.
 203. **Sven Knoth:** Computation of the ARL for CUSUM- S^2 schemes, November 2003.
 204. **Jonathan Tan:** Religion and Social Preferences: An Experimental Study. Januar 2004.
 205. **Adrian Cloer:** Eine fallorientierte Einführung in das polnische Ertragsteuerrecht (einschließlich DBA-Rechts). Februar 2004.
 206. **Adam Gieralka:** Steuerliche Vorteilhaftigkeit der Zwischenschaltung einer vermögensverwaltenden Kapitalgesellschaft – eine Fallstudie zum steeroptimalen Bezug polnischer Einkünfte in Deutschland unter Berücksichtigung der Hinzurechnungsbesteuerung nach §§ 7 – 14 AStG -. Februar 2004.
 207. **Friedel Bolle und Yves Breitmoser:** Dynamic Competition with Irreversible Moves: Tacit Collusion (Almost) Guaranteed. Februar 2004.
 208. **Andrea Gröppel-Klein and Claas Christian Germelmann:** Is Specific Consumer Behaviour Influenced by Terminal Values or does Yellow Press Set the Tone?. Februar 2004.
 209. **Andrea Gröppel-Klein and Anja Domke:** The Relevance of Living-Style Match for Customer Relationship Marketing of Housing Companies. Februar 2004.

210. **Michael Grüning and Kathalin Stöckmann:** Corporate Disclosure Policy of German DAX-30 Companies. März 2004.
211. **Elena Klimova:** Ergebnisse einer Unternehmensumfrage zum Thema: "Betriebliches Umweltmanagement und Wertsteigerung im Unternehmen: Gegensätze oder zwei Namen für eine Erfolgsstrategie?". März 2004.
212. **Thomas Otte:** Dynamische Aspekte von Differenzierungsstrategien, April 2004.
213. **Olha Bodnar and Wolfgang Schmid:** CUSUM Control Schemes for Multivariate Time Series. April 2004.
214. **Jonathan Tan and Friedel Bolle:** On the Relative Strengths of Altruism and Fairness. Mai 2004.
215. **Susanne Leist:** Integration von Techniken verschiedener Methoden der Unternehmensmodellierung, Arbeitspapier des Lehrstuhls für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, insbesondere Wirtschaftsinformatik, Finanz- und Bankwirtschaft der Europa-Universität Viadrina. Juni 2004.
216. **Susanne Leist:** Methoden der Unternehmensmodellierung – Möglichkeiten und Grenzen ihrer Anwendung, Arbeitspapier des Lehrstuhls für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, insbesondere Wirtschaftsinformatik, Finanz- und Bankwirtschaft der Europa-Universität Viadrina. Juni 2004.
217. **Susanne Leist und Krzysztof Woda:** Analyse der Erfolgsfaktoren mobiler Zahlungssysteme, Arbeitspapier des Lehrstuhls für Allgemeine Betriebswirtschaftslehre, insbesondere Wirtschaftsinformatik, Finanz- und Bankwirtschaft der Europa-Universität Viadrina. Juli 2004.
218. **Jonathan H. W. Tan and Friedel Bolle:** Team Competition and the Public Goods Game. Juli 2004.
219. **Jonathan H. W. Tan and Anders Poulsen:** The Role of Information in Ultimatum Bargaining. Juli 2004.
220. **Olha Bodnar and Wolfgang Schmid:** Multivariate Control Charts based on a Projection Approach. Oktober 2004.
221. **Irena Okhrin and Knut Richter:** Inventory and Transportation Models in the Mobile Business Environment. Oktober 2004.
222. **Michael Krohn:** Die virtuelle Falle - Konfliktpotentiale der Informationsgesellschaft und ihre Überwindung durch Investitionen in Sozialkapital. November 2004.
223. **Friedel Bolle, Jana Heimel and Claudia Vogel:** Crowding Out and Imitation Behavior in the Solidarity Game. Dezember 2004.
224. **Andrea Gröppel-Klein and Claas Christian Germelmann:** The Impact of Terminal Values and Yellow Press on Consumer Behavior. Januar 2005.
225. **Friedel Bolle and Antje Baier:** Cyclical Price Fluctuations caused by Information Inertia - Evidence from the German Call-by-Call Telephone Market. Januar 2005.
226. **Grigori Pichtchoulov and Knut Richter:** Economic Effects of Mobile Technologies on Operations of Sales Agents. Januar 2005.
227. **Jens Jannasch:** Erfolgsfaktoren mobiler, integrierter Geschäftsprozesse. Januar 2005.
228. **Michael Grüning, Kathalin Stöckmann and Marek Maksymowicz:** A Comparison of Corporate Disclosure in Germany and Poland. Februar 2005.
229. **Friedel Bolle and Alexander Kritikos:** Altruistic Behavior Under Incomplete Information, Februar 2005.

230. **Alexander S. Kritikos:** The Impact of Compulsory Arbitration on Bargaining Behavior – An Experimental Study - . Februar 2005.
231. **Alexander S. Kritikos and Denitsa Vigenina:** Key Factors of Joint-Liability Loan Contracts an Empirical Analysis. Februar 2005.
232. **Alexander S. Kritikos and Friedel Bolle:** Utility-Based Altruism: Evidence in Favour Gary Becker. Februar 2005.
233. **Alexander S. Kritikos, Friedel Bolle and Jonathan H. W. Tan:** The Economics of Solidarity: A Conceptual Framework. Februar 2005.
234. **Thomas Otte:** Personalwirtschaftliche Rahmenbedingungen und Strategien bei der Marktbearbeitung in Transformationsländern am Beispiel Polens. Februar 2005.
235. **Thomas Otte:** Das französische Hochschulsystem als Sortiereinrichtung für Humankapital. Februar 2005.
236. **Jonathan Tan and Daniel J. Zizzo:** Which is the More Predictable Gender? Public Good Contribution and Personality. März 2005.
237. **Maciej Wojtaszek und André Winzer:** Praxisnahe Steuerbilanzpolitik unter Berücksichtigung des Zinseffektes (veröffentlicht im EWZ). Mai 2005.
238. **Sven Husmann:** On Estimating an Asset's Implicit Beta. Juni 2005.
239. **Adam Gieralka:** Neue Runde im Kampf um Steuerquellen. Eine fallbezogene Analyse der Steuerfolgen aus dem Einsatz einer polnischen Zwischengesellschaft für eine deutsche Kapitalgesellschaft unter expliziter Berücksichtigung aktueller Steuerreformvorschläge, insbesondere des geplanten Gesetzes zur Verbesserung der steuerlichen Standortbedingungen vom 4. Mai 2005 (Europäisches Wissenschaftszentrum am Collegium Polonicum). Juni 2005.
240. **Jonathan H. W. Tan and Claudia Vogel:** Religion and Trust: An Experimental Study. Juli 2005.
241. **Alexander S. Kritikos and Jonathan H.W. Tan:** Indenture as a Commitment Device in Self-Enforced Contracts. August 2005.
242. **Adam Gieralka:** Die Hinzurechnungsbesteuerung als ein Weg aus der Falle des Halbeinkünfteverfahrens?. August 2005.
243. **Michael Grüning:** Divers of Corporate Disclosure – An Empirical Investigation in a Central European Setting. Oktober 2005.
244. **Andrea Gröppel-Klein, Claas Christian Germelmann, Martin Glaum:** Polnische und Deutsche Studierende an der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Europa-Universität Viadrina: Ein Längsschnittvergleich 1998 - 2004. Oktober 2005.
245. **Tessa Haverland:** Anonymity matters - Zur Relevanz einer Anonymitätsbetrachtung in den Wirtschaftswissenschaften. Dezember 2005.
246. **Sven Husmann, Martin Schmidt, Thorsten Seidel:** The Discount Rate: A Note on IAS 36. Februar 2006.
247. **Yves Breitmoser:** A Theory of Coalition Bargaining. Februar 2006.
248. **Volodymyr Perederiy:** Insolvenzprognose anhand von ukrainischen handelsrechtlichen Abschlüssen: explorative Analyse. August 2006.