Kredit und Kapital, 45. Jahrgang, Heft 2, Seiten 189-217
Abhandlungen

Mehrperiodenausfallprognose eines Bankportfolios aus deutschen mittelständischen Unternehmen

Von Marcus Wolter und Daniel Rösch, Hannover*

I. Einleitung

1. Problemstellung

Die aktuell in der Literatur diskutierten Risikomodelle basieren fast ausschließlich auf der Grundlage börsennotierter, meist US-amerikanischer Unternehmen, vgl. *Hillegeist* et al. (2004), *Das* et al. (2007) und *Duffie* et al. (2009). Diejenigen Arbeiten, welche sich mit Daten von Unternehmen des deutschen Mittelstandes beschäftigen, greifen häufig auf öffentlich zugängliche Datenbanken zu, welche freiwillig bereitgestellte Unternehmenszahlen beinhalten, vgl. *Kaiser/Szczesny* (2003) und *Hamerle* et al. (2007). Diese freiwilligen Daten beleuchten jedoch nur einen kleinen Ausschnitt des deutschen Mittelstandes, da dieser überwiegend aus nicht börsennotierten, meist familiengeführten Unternehmen besteht, welche nur selten in größerem Umfang Jahresabschlussdaten publizieren. Hierbei stellt sich die Frage, ob sich die aktuell diskutierten Modelle eins zu eins auf Unternehmen des deutschen Mittelstandes übertragen lassen, oder ob dieser nicht vielleicht eigene, signifikante Zusammenhänge aufweist. Eine unkritische Adaption der diskutierten Risikomodelle auf Kreditnehmer des deutschen Mittelstandes kann dazu führen, dass Risiken falsch interpretiert werden oder sogar unerkannt bleiben.

Dieser Artikel stellt ein Modell vor zur Analyse von Ausfällen in deutschen, mittelständischen Kreditportfolien über einen mehrjährigen Zeitraum hinweg. Eine wesentliche Erweiterung in diesem Artikel ist die genutzte Datengrundlage, da sie eine Fülle an Informationen über den gesamten Querschnitt des deutschen Mittelstandes bietet, welche der Wissenschaft in diesem Bereich in einem solchen Umfang bisher weitgehend unzugänglich war. Das Risikomodell wird auf Basis einer, von den Bereichen Firmenkunden und Risikosteuerung der Dresdner Bank AG be-

* Wir danken einem anonymen Gutachter für seine hilfreichen Kommentare.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

reitgestellten, Datenbank entwickelt. Diese Datenbank beinhaltet 5.930 deutsche, mittelständische Unternehmen und insgesamt über 23.000 Jahresabschlüsse in einem Zeitraum von Januar 2002 bis Dezember 2007. Der von dem Kreditinstitut bereitgestellte Datensatz wurde nicht vorselektiert, dies bedeutet, es wurden alle Dresdner-Bank-Kunden erfasst, deren Jahresabschlussdaten in das für eine Kreditentscheidung notwendige Programm eingegeben wurden. Die Datenbank bietet in Bezug auf den deutschen Mittelstand folglich eine äußerst umfangreiche Basis zur Erstellung des Risikomodells, welches als repräsentativ für ein typisches deutsches, mittelständisches Bankportfolio angesehen werden kann.

Unter Berücksichtigung der signifikanten firmenspezifischen und makroökonomischen Risikoparameter wird das Intensitätsmodell von *Duffie* et al. (2007) als Grundlage für die Entwicklung eines Risikomodells auf Portfolioebene genutzt, welches eine mehrperiodige Risikoprognose ermöglicht. Im Gegensatz zu der auf zeitstetigen Daten beruhenden Berechnung einzelner Ausfallintensitäten bei *Duffie* et al. (2007) liegt der Fokus des hier entwickelten Modells auf der Berechnung von Ein-Jahres-Ausfallwahrscheinlichkeiten, welche auf diskreten Daten basieren. Das entwickelte Modell kann als Grundlage zur Beurteilung von Handlungsstrategien dienen, um Portfolioverluste bezogen auf deutsche, mittelständische Kreditnehmer realistischer einschätzen und bewerten zu können.

2. *Verwandte Literatur*

Die frühen wissenschaftlichen Arbeiten im Bereich der Ausfallrisiko-Messung entstanden in den Sechzigerjahren und fokussieren sich auf die Analyse des einzelnen Kredites. *Beaver* (1966, 1968a,b) hat in diesem Bereich grundlegende Arbeit geleistet. Auch *Altman* (1968) gehört zu den Wegbereitern, er definierte Ende der Sechzigerjahre den Z-Score, ein Scoringverfahren zur Beurteilung von Kreditrisiken anhand von Jahresabschlussdaten. *Ohlson* (1980) entwickelte mit dem auf logistischer Regression basierenden O-Score eine neue Generation von Bewertungsmodellen. *Altman/Saunders* (1997) haben die Entwicklung im Bereich der Kreditrisikoanalyse auf Einzelkreditebene übersichtlich zusammengefasst.

Bei aktuelleren Modellen steht die Bewertung von Kreditportfolien im Vordergrund. Das heute in Basel II verwendete Kreditportfoliomodell sowie das Portfolio-Manager™-Modell von Moodys und das Modell Credit Metrics™ von JP Morgan Chase gehören zur Gruppe der strukturellen Modelle. Zu den Pionieren dieser Modelle gehören *Merton* (1974, 1977)

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

und *Black/Scholes* (1973). Bei diesem optionspreisorientierten Ansatz folgen die Assets einer Firma einer geometrisch-brownschen Bewegung und die Ausfallwahrscheinlichkeit wird ausschließlich vom Distance-to-Default bestimmt. Bei der anderen etablierten Gruppe von Kreditportfoliomodellen handelt es sich um Reduktionsmodelle, deren Grundlage der Ausfallintensitätsprozess der individuellen Schuldner ist. Bedingt auf die Realisation der Intensität ist die Anzahl der Ausfälle bis zum Zeitpunkt t unabhängige poissonverteilte Ereignisse. *Jarrow/Turnbull* (1995) sowie *Jarrow* et al. (1997), *Lando* (1998) und *Hillegeist* et al. (2004) haben in diesem Bereich grundlegende Arbeit geleistet. Das von Credit Suisse Financial Products entwickelte Kreditportfoliomodell CreditRisk+™ gehört ebenfalls zu dieser Gruppe. Hybride Modelle, welche beide Ansätze berücksichtigen, sind bei *Duffie/Lando* (2001) und *Madan/Unal* (2000) zu finden. *Jarrow/Turnbull* (2000) sowie *Bluhm* et al. (2003)[1] haben eine übersichtliche Zusammenfassung der Entwicklung von Kreditportfoliomodellen geschrieben. Eine allgemeinere Zusammenfassung des Bereiches der Kreditrisikoevaluation wurde von *Albrecht* (2005) vorgenommen.

In der aktuellen Literatur spielt zunehmend der zeitliche Aspekt der Kreditrisikoevaluation eine Rolle. Anstelle des festen Einjahreshorizontes stehen mehrjährige Prognosen der Portfoliorisiken im Fokus der Analysen. Die zeitliche Entwicklung der zugrunde liegenden Risikotreiber wird dabei beispielweise durch autoregressive Prozesse beschrieben, siehe *Duffie* et al. (2007), *Hamerle* et al. (2007) und *Duffie* et al. (2009).

Die vorliegende Arbeit knüpft an die Modelle der mehrjährigen Prognose von Ausfallintensitäten an.

II. Beschreibung des Datensatzes

1. Datengrundlage

Die Daten wurden in anonymisierter Form vom Bereich Firmenkundengeschäft der Dresdner Bank AG und der zuständigen Risikoabteilung der Dresdner Bank AG Zentrale in Frankfurt am Main im Frühjahr 2008 zur wissenschaftlichen Analyse zur Verfügung gestellt. Der Datensatz umfasst mehrjährige Bilanzdaten und Zahlenmaterial aus der Gewinn- und Verlustrechnung (GuV) sowie gegebenenfalls Ausfallindikatoren mit

[1] Vgl. *Bluhm* et al. (2003), S. 55–164.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

dazugehörigen Ausfallgründen von insgesamt 5.930 Unternehmen aus dem deutschen Mittelstand.

Zu den Ausfallkriterien zählen unter anderem 90 Tage Zahlungsverzug, Kündigung durch die Bank und Insolvenz. Es sind auch Mehrfachnennungen möglich. Die Unternehmen sind, bis auf wenige Ausnahmen, nicht an einer Börse notiert und erstrecken sich über diverse Branchen. Insgesamt werden Unternehmensdaten aus 23.894 Jahresabschlüssen für den Zeitraum vom 01.01.2002 bis zum 31.12.2007 ausgewertet. Da das hier genutzte Risiko- und Bilanzierungssystem im Jahreswechsel 2002/2003 in der Bank initialisiert wurde, liegen für das Jahr 2002 nur gesunde Unternehmen vor. Die frühesten Ausfälle der betrachteten Unternehmen werden folglich im Jahr 2003 verzeichnet. Bei den Abschlussdaten handelt es sich ausschließlich um Einzelabschlüsse. Es wurde bewusst darauf verzichtet, konsolidierte Einheiten in die Analyse mit einzubeziehen. Das Ausfallereignis steht bei der Betrachtung aus Sicht des Kreditgebers im Vordergrund. Dabei ist es unerheblich, ob es sich gegebenenfalls nur um einen Teilbereich eines Konzerns handelt und ein Mutterunternehmen ab einem bestimmten Zeitpunkt einspringen könnte, da bereits eine verzögerte Zinszahlung und der damit einhergehende bürokratische Aufwand Kosten verursachen.

Es werden nur Jahresabschlussdaten analysiert, die sich auf volle 12 Monate beziehen. Rumpfgeschäftsjahre und Eröffnungsbilanzen werden nicht berücksichtigt. Betrachtet man lediglich die Unternehmen, für welche mindestens zwei Jahresabschlüsse aufeinanderfolgender Jahre vorliegen, reduziert sich die Datenbasis auf rund 18 Tausend Jahresabschlüsse. Wenn für ein und dasselbe Unternehmen mehrere Ausfallzeitpunkte vorliegen, so gilt der zuerst eingetretene Vorfall als relevant.

2. *Deskriptive Statistik*

Die untersuchten firmenspezifischen Variablen des Datensatzes sind in den nachfolgenden Tabellen dargestellt. Betrachtet werden die Quoten aus Bruttoergebnis (BrErg), kurzfristigem Fremdkapitel (kurzfr. FK) und langfristigem Fremdkapital (langfr. FK), langfristigen Rückstellungen (langfr. Rst.) und Eigenkapital (EK) jeweils im Verhältnis zum Gesamtkapital (GesKap), Anlagevermögen (AV) und Umlaufvermögen (UV) im Verhältnis zum Gesamtvermögen (GesVer) sowie der logarithmierte Umsatz (ln(Umsatz)) und das logarithmierte Gesamtkapital (ln(GesKap)). Die logarithmierten Werte Umsatz und Gesamtkapital beziehen sich jeweils auf Einheiten zu

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 1

Durchschnittswerte der firmenspezifischen Variablen der Jahresabschlüsse aus den Jahren 2002 und 2003 (N_t = Anz. der betrachteten Unternehmen im Jahr t)

Variable	$N_{2002} = 4.471$				$N_{2003} = 4.471$			
	arithm. Mittel	25 %-Quantil	Median	75 %-Quantil	arithm. Mittel	25 %-Quantil	Median	75 %-Quantil
ln(Umsatz)	9,36	8,29	9,55	10,56	9,41	8,32	9,60	10,60
ln(GesKap)	9,19	8,11	9,14	10,19	9,23	8,15	9,17	10,30
BrErg/GesKap	0,05	–0,01	0,03	0,10	0,06	0,00	0,04	0,11
kurzfr. FK/ GesKap	0,52	0,31	0,52	0,74	0,52	0,31	0,52	0,73
langfr. FK/ GesKap	0,20	0,00	0,11	0,31	0,19	0,00	0,10	0,29
langfr. Rst./ GesKap	0,05	0,00	0,01	0,07	0,06	0,00	0,01	0,07
EK/GesKap	0,20	0,05	0,17	0,33	0,21	0,06	0,19	0,36
AV/GesVer	0,39	0,11	0,33	0,63	0,40	0,12	0,33	0,64
UV/GesVer	0,61	0,37	0,67	0,89	0,61	0,37	0,67	0,88

Tausend Euro. Die Logarithmierung der Variablen Umsatz und Gesamtkapital erfolgt zur Datenglättung, um eine bessere Vergleichbarkeit der Modellergebnisse mit den als Quoten untersuchten Variablen zu gewährleisten. In den Tabellen 1, 2 und 3 werden das arithmetische Mittel, der Median sowie das 25 %- und das 75 %-Quantil der jeweiligen Variablen im Zeitablauf veranschaulicht. Für jedes der sechs Jahre ist zusätzlich angegeben, auf wie viele Unternehmen sich die Durchschnittswerte beziehen. Für die beiden ersten Jahre des Beobachtungszeitraums, 2002 und 2003, stehen mit 4.471 die meisten Jahresabschlüsse zur Verfügung, während im Jahr 2007 mit 2.706 die wenigsten Daten vorhanden sind. Die Veränderung der Anzahl ist auf Ausfälle oder Zensierung einzelner Unternehmen zurückzuführen, vereinzelt kommt es auch vor, dass Jahresabschlüsse nicht durchgängig vorhanden sind.[2]

[2] Bei den 4.471 Unternehmen in den Jahren 2002 und 2003 handelt es sich nicht zwangsläufig um dieselben. Es gibt durchaus einige Unternehmen, welche 2002 vorkommen und für die in 2003 kein Jahresabschluss vorliegt, ebenso gibt es einige, die 2003 das erste Mal vorkommen. Die Gesamtanzahl der vorliegenden Jahresabschlüsse liegt bei 4.529 für 2002 und 4.518 für 2003. Aufgrund unvollständiger Daten wurden für 2002 58 Jahresabschlüsse aus der Beobachtung entfernt, im Jahr 2003 wurden aus diesem Grund 47 Jahresabschlüsse entfernt.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 2

Durchschnittswerte der firmenspezifischen Variablen der Jahresabschlüsse aus den Jahren 2004 und 2005 (N_t = Anz. der betrachteten Unternehmen im Jahr t)

Variable	$N_{2004} = 4.237$				$N_{2005} = 4.382$			
	arithm. Mittel	25 %-Quantil	Median	75 %-Quantil	arithm. Mittel	25 %-Quantil	Median	75 %-Quantil
ln(Umsatz)	9,52	8,47	9,69	10,76	9,49	8,44	9,65	10,73
ln(GesKap)	9,24	8,16	9,19	10,31	9,20	8,10	9,15	10,29
BrErg/GesKap	0,08	0,01	0,06	0,13	0,11	0,01	0,06	0,14
kurzfr. FK/ GesKap	0,52	0,31	0,51	0,72	0,51	0,31	0,52	0,72
langfr. FK/ GesKap	0,16	0,00	0,07	0,25	0,16	0,00	0,06	0,23
langfr. Rst./ GesKap	0,06	0,00	0,01	0,07	0,06	0,00	0,01	0,07
EK/GesKap	0,24	0,08	0,22	0,39	0,25	0,09	0,23	0,40
AV/GesVer	0,39	0,11	0,32	0,62	0,38	0,11	0,31	0,61
UV/GesVer	0,62	0,38	0,68	0,89	0,62	0,40	0,69	0,89

Tabelle 3

Durchschnittswerte der firmenspezifischen Variablen der Jahresabschlüsse aus den Jahren 2006 und 2007 (N_t = Anz. der betrachteten Unternehmen im Jahr t)

Variable	$N_{2006} = 3.627$				$N_{2007} = 2.706$			
	arithm. Mittel	25 %-Quantil	Median	75 %-Quantil	arithm. Mittel	25 %-Quantil	Median	75 %-Quantil
ln(Umsatz)	9,63	8,59	9,82	10,86	9,85	8,87	10,06	11,07
ln(GesKap)	9,34	8,27	9,29	10,36	9,55	8,55	9,51	10,53
BrErg/GesKap	0,10	0,02	0,07	0,15	0,32	0,02	0,07	0,16
kurzfr. FK/ GesKap	0,52	0,32	0,52	0,72	0,53	0,33	0,53	0,73
langfr. FK/ GesKap	0,15	0,00	0,05	0,23	0,15	0,00	0,06	0,22
langfr. Rst./ GesKap	0,05	0,00	0,01	0,06	0,05	0,00	0,01	0,06
EK/GesKap	0,26	0,10	0,24	0,41	0,26	0,10	0,23	0,41
AV/GesVer	0,37	0,11	0,30	0,59	0,37	0,11	0,30	0,59
UV/GesVer	0,63	0,41	0,70	0,89	0,63	0,41	0,70	0,89

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 4

Durchschnittswerte der firmenspezifischen Variablen aller Unternehmen über den Gesamtbetrachtungszeitraum von 2002 bis 2007 (N = 5.930, Anzahl der betrachteten Unternehmen im Zeitablauf)

Variable	arithm. Mittel	25 %-Quantil	Median	75 %-Quantil
ln(Umsatz)	9,30	8,17	9,50	10,55
ln(GesKap)	9,14	8,06	9,09	10,19
BrErg/GesKap	0,08	0,00	0,04	0,11
kurzfr. FK/GesKap	0,53	0,34	0,54	0,72
langfr. FK/GesKap	0,18	0,00	0,10	0,27
langfr. Rst./GesKap	0,05	0,00	0,01	0,06
EK/GesKap	0,22	0,07	0,20	0,36
AV/GesVer	0,39	0,12	0,32	0,61
UV/GesVer	0,61	0,39	0,68	0,88

Insgesamt fallen im Gesamtbetrachtungszeitraum von 2002 bis 2007 1.243 Unternehmen aus. Die durchschnittliche Höhe der einzelnen Werte über die sechs Jahre hinweg wird in Tabelle 4 dargestellt. Die Daten beziehen sich auf Durchschnittswerte für jedes der insgesamt im Zeitablauf untersuchten 5.930 Unternehmen.

Der Median der Variablen ln(Umsatz) der Unternehmen schwankt in den Jahren 2002 bis 2005 zwischen 9,55 und 9,69 und steigt in den Folgejahren auf 9,82 beziehungsweise 10,06 an. Im Durchschnitt der Jahre liegt er bei rund 9,50, bei einem 25 %-Quantil von 8,17 beziehungsweise einem 75 %-Quantil in Höhe von 10,55. Nach der umsatzspezifischen Definition des statistischen Bundesamtes gehören die betrachteten Firmen somit durchschnittlich zum Bereich der kleinen und mittleren Unternehmen (KMU)[3] der deutschen Wirtschaft. KMU spielen in Deutschand in politischer und wirtschaftlicher Hinsicht eine einflussreiche Rolle. In diesem Bereich sind über 50 % der Beschäftigten in Deutschland tätig, vgl. *Jung* (2010). Der starke Umsatzanstieg in den Jahren 2006 und 2007

[3] Umsatzdefiniton KMU: 2 bis 50 Millionen Euro. Umgerechnet auf die tatsächlichen Werte und unter Berücksichtigung der 254 Unternehmen mit Umsätzen in Höhe von 0 Euro ergeben sich für den Median 2002 bis 2005 Umsätze zwischen 12,5 und 14,5 Mio. Euro und 17 beziehungsweise knapp 22 Mio. Euro in den Jahren 2006 und 2007.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

ist ein deutlicher Hinweis auf die während des wirtschaftlichen Aufschwungs gestiegene Geschäftstätigkeit im deutschen Mittelstand und unterstreicht dessen Bedeutung für die deutsche Wirtschaft. Die generelle Umsatzentwicklung deckt sich sowohl für die Jahre 2006 und 2007, als auch bezogen auf die Vorjahre mit den Ergebnissen einer umfangreichen statistischen Erhebung der deutschen Bundesbank, vgl. *Deutsche Bundesbank* (2009).

Die Unternehmensgröße ln(GesKap) in logarithmierten Einheiten zu Tausend Euro liegt, gemessen am Median der jeweiligen Jahre, in den ersten vier Jahren 2002 bis 2005 bei etwa 9,17. Das entspricht einer Höhe von 9,6 Mio. Euro. Im Jahr 2006 steigt der Wert auf 9,29 und schließlich auf 9,51 im Jahr 2007. Dies entspricht einer Höhe von 10,8 Mio. Euro bzw. 13,5 Mio. Euro. Neben der Umsatzdefinition können KMU auch über die Bilanzsumme definiert werden. Nimmt man ln(GesKap) als Proxy für die Bilanzsumme an, so trifft auch diese Definition auf die Durchschnittswerte der Portfolien zu.[4]

Der Median der Quote BrErg/GesKap steigt im Laufe der Jahre kontinuierlich von 3 % im Jahr 2002 auf 7 % im Jahr 2007. Diese signifikante Steigerung der Gesamtkapitalrendite deutet darauf hin, dass die Unternehmen im wirtschaftlichen Aufschwung ein größeres Volumen rentabler Projekte durchführen können beziehungsweise deutlich höhere Margen durchsetzbar sind. Eine ähnliche Renditeentwicklung wird in mehreren Erhebungen der deutschen Bundesbank bezüglich des deutschen Mittelstandes festgestellt, vgl. *Deutsche Bundesbank* (2009) sowie *Deutsche Bundesbank* (2006).

Der Median der Quote kurzfr. FK/GesKap liegt während des gesamten Betrachtungszeitraums bei etwa 53 %. Im Durchschnitt finanzieren sich die Unternehmen folglich zu über der Hälfte durch kurzfr. FK wie zum Beispiel Kontokorrentkredite oder Lieferantenkredite und dies unabhängig von der gesamtwirtschaftlichen Situation.

Das langfr. FK nimmt hingegen im Zeitablauf ab. So fällt der Median der Quote langfr. FK/GesKap von anfänglichen 11 % aller Firmen im Jahr 2002 auf lediglich 5 % im Jahr 2006. Im Jahr 2007 erfolgt eine leichte Erhöhung auf 6 %. Der Durchschnittswert über den Gesamtbetrachtungszeitraum liegt bei 10 %.

Die Quote langfr. Rst./GesKap liegt in den betrachteten Jahren bei etwa 1 %. Die EK-Ausstattung verbessert sich im Laufe der betrachteten

[4] Bilanzsummendefinition KMU: 2 bis 43 Millionen Euro.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Jahre. Der Median der Quote EK/GesKap steigt von anfänglich 17 % aller Unternehmen auf bis zu 24 % im Jahr 2006. Im Jahr 2007 sinkt das Verhältnis leicht auf 23 % ab. Der Durchschnittswert liegt bei 20 %. Diese Tendenz einer steigenden EK-Quote wird ebenfalls durch eine Studie des Institutes für Mittelstandsforschung beobachtet, vgl. *Adenäuer/Haunschild* (2008). Sowohl die Tendenz über den betrachteten Zeitraum als auch die festgestellten Größenordnungen der Kapitalverhältnisse werden in einer statistischen Erhebung der deutschen Bundesbank festgestellt, vgl. *Deutsche Bundesbank* (2009).

Die Quoten AV/GesVer und UV/GesVer sind relativ konstant im betrachteten Zeitablauf, ihr Verhältnis liegt während des Gesamtbetrachtungszeitraums bei etwa 32 % AV zu 68 % UV.

III. Modellerläuterung

1. Modellierung der Risikotreiber

Die zukünftige Entwicklung der beobachtbaren Kovariablen wird durch ein autoregressives Zeitreihenmodell beschrieben, vgl. *Duffie* et al. (2007). Hierzu wird ein Panel-Modell mit zufälligen Effekten genutzt, um die Varianz der untersuchten Variablen eingehender analysieren zu können, vgl. *Hamerle/Rösch* (2003) und *Hamerle* et al. (2007). Außerdem wird durch die Verwendung des Panel-Modells dem Zustand Rechnung getragen, dass es in der vorliegenden Untersuchung nur relativ wenige Zeitpunkte, aber dafür sehr viele untersuchte Subjekte gibt, vgl. *Baltagi* (2005)[5] und *Hamerle/Rösch* (2003). Die geschätzte Varianz der firmenspezifischen Kovariablen lässt sich bei dieser Methode in eine makroökonomische Komponente und eine Restfehlerkomponente unterteilen. Formal hat der genannte autoregressive Prozess erster Ordnung für jede firmenspezifische Kovariable U_{it} jeweils folgendes Aussehen:

$$U_{it} = \alpha^U \cdot U_{i,t-1} + \varkappa \cdot M_t + \epsilon^U \cdot E_{it}^U. \tag{1}$$

α^U ist der zu schätzende Parameter für die um ein Jahr zeitverzögerte, firmenspezifische Kovariable. $\varkappa$ und ϵ^U sind die Koeffizienten für die Zufallskomponenten. Diese bestehen aus einer makroökonomischen Komponente $M_t \sim \mathrm{N}(0,1)$ sowie einer Restfehlerkomponente $E_{it}^U \sim \mathrm{N}(0,1)$. Über

[5] Vgl. *Baltagi* (2005), S. 1–9.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

die makroökonomische Varianzkomponente, welche für alle Unternehmen innerhalb der jeweiligen Zeitperiode gleich ist, sind alle firmenspezifischen Variablen untereinander sowie mit den makroökonomischen Variablen korreliert. Die Restfehlerkomponente beschreibt den Teil der Zufallseffekte, welcher nicht explizit auf bestimmte Einflussfaktoren zurückzuführen ist.

Bezüglich der makroökonomischen Kovariablen wird ebenfalls ein autoregressiver Prozess erster Ordnung für jede untersuchte makroökonomische Kovariable V_t angewendet:

$$V_t = \alpha^V \cdot V_{t-1} + \epsilon^V \cdot E_t^V. \tag{2}$$

α^V ist der zu schätzende Parameter für die um ein Jahr zeitverzögerte, makroökonomische Kovariable. ϵ^V ist der Koeffizient für die makroökonomische Fehlerkomponente E_t^V, wobei die Korrelation mit den firmenspezifischen Variablen über den Restfehlerterm erfolgt $E_t^V = E'_t + M_t$ und $E'_t \sim$ N(0,1), vgl. *Duffie* et al. (2007).

2. *Das Ausfallmodell*

Die Wahrscheinlichkeitsverteilung von Unternehmensausfällen, welche zur Ermittlung der Portfolioverlustverteilung benötigt wird, basiert auf der firmenindividuellen Ermittlung von Ausfallwahrscheinlichkeiten. Zur Berechnung dieser Wahrscheinlichkeiten der jeweiligen Unternehmen wird ein Reduktionsmodell verwendet. Als Risikotreiber für die Ausfallwahrscheinlichkeiten dienen beobachtbare, firmenspezifische und makroökonomische Kovariablen. Die Korrelation zwischen den einzelnen Firmen wird über die makroökonomischen Variablen induziert, vgl. *Yamaguchi* et al. (2002) und *Duffie* et al. (2007).

Da es sich bei der verwendeten Regressionsmethode um ein Accelerated-failure-time-Modell handelt, sind die geschätzten Ergebnisse so zu interpretieren, dass die Kovariablen mit einem positiven Parameter die Zeit bis zum Eintritt des Ausfalls verlängern, also vor einem Ausfall schützen, während eine negative Ausprägung die Zeit bis zum Ausfall verkürzt. Um auf die Ergebnisse eines proportionalen Harzardmodells zu kommen, sind die Vorzeichen der geschätzten Parameter einfach umzukehren, vgl. *Cleves* et al. (2004)[6].

[6] Vgl. *Cleves* et al. (2004), S. 13–16, 123–127 und 215–224.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Angenommen die Ein-Jahres-Ausfallwahrscheinlichkeit von Unternehmen i $(i = 1, ..., N)$ zum Zeitpunkt t $(t = 1, ..., T)$ wird durch die folgende Funktion beschrieben:

$$PD_i(t) = g(U_{i,\,t-1}, V_{t-1}). \tag{3}$$

$U_{i,\,t-1}$ ist ein Vektor aus beobachtbaren, firmenspezifischen Risikotreibern. Die Risikotreiber sind aus der jeweiligen GuV und Bilanz der Unternehmen entnommene Kennzahlen. Der Vektor V_{t-1} beinhaltet verschiedene beobachtbare, makroökonomische Kennzahlen, welche alle Unternehmen im gleichen Ausmaß beeinflussen und nur von der Zeit abhängen. Die beobachtbaren, firmenspezifischen und makroökonomischen Kovariablen der Jahre 2002 bis 2006 dienen als Inputdatenquelle für das Ausfallmodell und gehen ein Jahr zeitverzögert in die Berechnungen ein, vgl. *Hamerle* et al. (2007). Da im Portfolio des Jahres 2007 die dazugehörigen Ausfallinformationen des Jahres 2008 fehlen, wird dieses Jahr bei der Schätzung der Parameter nicht berücksichtigt. Die firmenspezifische Variable UV/GesVer wird aufgrund ihrer vollständigen, negativen Korrelation mit der Kovariablen AV/GesVer nicht mit einbezogen.

Mit dem Modell werden die Ausfallwahrscheinlichkeiten der einzelnen Unternehmen für die betrachteten Perioden geschätzt und die Einflussstärke beziehungsweise -richtung der einzelnen Kovariablen angezeigt. Das Modell folgt einer Accelerated-failure-time-Modell-Metrik, vgl. *Cleves* et al. (2004)[7]. Die Kovariablen werden zwischen den einzelnen Beobachtungsperioden als konstant angenommen. Die zeithomogene Darstellung bezieht sich nur auf die jeweiligen Jahre, über die Jahre hinweg verändern sich die Variablen und sind somit zeitabhängig. Die bedingte Ausfallrate λ der einzelnen Unternehmen i zum Zeitpunkt t lässt sich für einen Ein-Jahres-Zeitraum bei dieser Vorgehensweise folgendermaßen berechnen:

$$\lambda(U_{i,\,t-1}, V_{t-1}) = e^{-(\zeta + \beta \cdot U_{i,\,t-1} + \theta \cdot V_{t-1})}. \tag{4}$$

ζ ist eine Konstante, β und θ sind die zu schätzenden Parametervektoren für die jeweiligen Kovariablen. Der Zusammenhang mit der Ein-Jahres-Ausfallwahrscheinlichkeit stellt sich folgendermaßen dar:

$$PD_i(t) = 1 - e^{-\lambda(U_{i,\,t-1}, V_{t-1}) \cdot 1}, \tag{5}$$

vgl. *Cleves* et al. (2004)[8].

[7] Vgl. *Cleves* et al. (2004), S. 200–212 und 222–224.
[8] Vgl. *Cleves* et al. (2004), S. 16 und 222–224.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

3. *Modellschätzungen*

a) Schätzung der Parameter des AR(1)-Prozesses

Die Modellschätzungen der einzelnen firmenspezifischen und makroökonomischen Variablen werden mittels der Gleichungen (1) und (2) durchgeführt. Die Panel-Regression wird für alle firmenspezifischen und makroökonomischen Kovariablen einzeln durchgeführt. Außerdem wird die Regression für ln(Umsatz), ln(GesKap) sowie für die makroökonomischen Kovariablen 12-Monats-Euribor und Jahreswachstum des deutschen Bruttoinlandsproduktes durchgeführt. Als Datenbasis bezüglich der jeweiligen Variablen dienen die Jahresabschlüsse der Firmendatenbank der Jahre 2002 bis 2007. Die Schätzungen werden mittels der Prozedur MIXED des Programms SAS durchgeführt.

Durch die zufälligen Effekte des Modells werden Parameterschätzungen für die Varianzkomponenten ermittelt, vgl. *Hamerle/Rösch* (2003). Da es sich um einen autoregressiven Prozess erster Ordnung handelt, müssen für jedes Unternehmen folglich mindestens zwei Jahresabschlüsse aufeinanderfolgender Jahre vorliegen, um in der Regression berücksichtigt zu werden. Diese Restriktion reduziert die Datenbasis auf rund 18 Tausend Jahresabschlüsse beziehungsweise auf rund 17 Tausend Jahresabschlüsse bei der Variablen ln(Umsatz), da hierbei die Umsätze mit dem Wert 0 entfallen.

b) Schätzung der Parameter des Ausfallmodells

Die Parameter werden mittels Maximum-Likelihood-Methode geschätzt. Die Likelihood-Funktion bezieht sich auf die einzelnen Unternehmen i zu den jeweiligen Zeitpunkten t. Die Likelihood-Funktion ergibt sich, gegeben die beobachtbaren Variablen $U_{i,t-1}$ und V_{t-1} als:

$$L = \prod_{t=1}^{T} \prod_{i=1}^{N_t} (f(U_{i,t-1}, V_{t-1}))^{d_{it}} \cdot (S(U_{i,t-1}, V_{t-1}))^{1-d_{it}}. \tag{6}$$

Die binäre Indikatorvariable d_{it} ($d_{it} \in \{0, 1\}$) gibt an, ob das jeweilige Unternehmen im betrachteten Jahr ausfällt ($d_{it} = 1$) oder das betrachtete Jahr überlebt ($d_{it} = 0$) und somit am Ende des jeweiligen Jahres als zensiert gilt. N_t ist die Anzahl der Unternehmen im Jahr t, $f(U_{i,t-1}, V_{t-1})$ ist die Dichtefunktion und $S(U_{i,t-1}, V_{t-1})$ ist die Überlebensfunktion, vgl.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Cleves et al. (2004)[9]. Durch Substitution von $f(U_{i,t-1}, V_{t-1})$ mittels des Zusammenhanges

$$f(U_{i,t-1}, V_{t-1}) = \lambda(U_{i,t-1}, V_{t-1}) \cdot S(U_{i,t-1}, V_{t-1}) \qquad \forall i, t \tag{7}$$

ergibt sich:

$$\begin{aligned} & L = \prod_{t=1}^{T} \prod_{i=1}^{N_t} (\lambda(U_{i,t-1}, V_{t-1}) \cdot S(U_{i,t-1}, V_{t-1}))^{d_{it}} \cdot (S(U_{i,t-1}, V_{t-1}))^{1-d_{it}} \\ \Leftrightarrow \quad & L = \prod_{t=1}^{T} \prod_{i=1}^{N_t} (\lambda(U_{i,t-1}, V_{t-1}))^{d_{it}} \cdot (S(U_{i,t-1}, V_{t-1}))^{1}, \end{aligned} \tag{8}$$

vgl. *Yamaguchi* et al. (2002). Zur Maximierung der Funktion wird ein Newton-Raphson-Algorithmus[10] genutzt, vgl. *Miller* (1981)[11] und *Yamaguchi* et al. (2002).

Neben den in Abschnitt II.2. genannten firmenspezifischen Variablen werden als makroökonomische Variablen der 12-Monats-Euribor und das Jahreswachstum des deutschen Bruttoinlandsproduktes (BIP) in Prozent untersucht. Da nicht bei allen ausgefallenen Unternehmen die Jahresabschlussdaten des letzten Jahres vor dem Ausfalljahr vorliegen, reduziert sich die Zahl der beobachteten Ausfälle in der Schätzung auf 922. Die Schätzungen werden mittels der Prozedur NLMIXED des Programms SAS durchgeführt.

IV. Empirische Ergebnisse

1. Kalibrierung

Die Ergebnisse der Parameterschätzung bezüglich der autoregressiven Prozesse werden in Tabelle 5 veranschaulicht.

Die Parameter für die zeitverzögerten Variablen sind alle hoch signifikant auf dem 1%-Niveau und somit gut geeignet, die jeweilige Entwicklung zu prognostizieren. Bei den untersuchten Variablen ist der Parameter für die makroökonomische Varianzkomponente, welche für die firmenspezifischen Variablen geschätzt wird, signifikant auf dem

[9] Vgl. *Cleves* et al. (2004), S. 7–11 und 213–214.

[10] Zur Erläuterung der Newton-Raphson-Technik vgl. *Blossfeld* et al. (1986), S. 67–76.

[11] Vgl. *Miller* (1981), S. 16–20.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 5

Parameterschätzungen für das AR(1)-Prognosemodell der firmenspezifischen und makro-ökonomischen Kovariablen (Stdabw. in Klammern)

Kovariable	α^U	$\varkappa^2$	ϵ^2	ϱ
ln(Umsatz)	0,9687***	0,1257**	0,2218***	0,5363
	(0,0019)	(0,0764)	(0,0024)	
BrErg/GesKap	0,5452***	0,0017*	0,0470***	0,0353
	(0,0073)	(0,0011)	(0,0005)	
kurzfr. FK/GesKap	0,8614***	0,0051*	0,0172***	0,2282
	(0,0037)	(0,0031)	(0,0002)	
langfr. FK/GesKap	0,8594***	0,0003*	0,0107***	0,0229
	(0,0035)	(0,0002)	(0,0001)	
EK/GesKap	0,8803***	0,0013*	0,0166***	0,0711
	(0,0037)	(0,0008)	(0,0002)	
ln(GesKap)	0,9648***	0,1454**	0,1471***	0,4971
	(0,0017)	(0,0874)	(0,0016)	
Kovariable	α^V		ϵ^2	
Jahreswachstum dt. BIP	0,7491***		2,0917***	
	(0,1094)		(0,7638)	
12-Monats-Euribor	0,9384***		0,9865**	
	(0,0930)		(0,4933)	

* signifikant auf 10 %-Niveau, **signifikant auf 5 %-Niveau, ***signifikant auf 1 %-Niveau

10 %-Niveau bei den Variablen BrErg/GesKap, kurzfr. FK/GesKap, langfr. FK/GesKap sowie EK/GesKap. Bezüglich der Variablen ln(Umsatz) und ln(GesKap) werden Signifikanzen auf dem 5 %-Niveau erreicht. Die Gesamtvarianz, σ^2, setzt sich bei den firmenspezifischen Varablen aus der makroökonomischen Varianzkomponente $\varkappa^2$ und der Restfehlervarianzkomponente ϵ^2 zusammen, vgl. hierzu *Hamerle/Rösch* (2003).

Die Gesamtvarianz der jeweiligen abhängigen Variablen setzt sich folgendermaßen zusammen: $\sigma^2 = \varkappa^2 + \epsilon^2$. Die Korrelation der firmenspezifischen Kovariablen, ϱ, zwischen zwei Unternehmen ergibt sich folglich durch die Berechnung $\varrho = \varkappa^2/(\varkappa^2 + \epsilon^2)$. Die Korrelation liegt bei kurzfr. FK/GesKap bei etwa 23 %. Bei den Variablen ln(GesKap) und ln(Umsatz) ist die Korrelation mit 50 % beziehungsweise 54 % am höchsten, während die Veränderungen des langfr. FK/GesKap, des BrErg/GesKap und des

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

EK/GesKap zwischen den Unternehmen mit 2,3 %, 3,5 % und 7,1 % nahezu unkorreliert sind. Die Unternehmen scheinen folglich tendenziell zur gleichen Zeit den Umsatz und das Gesamtkapital zu verändern, beziehungsweise kurzfr. FK-Positionen auf- oder abzubauen, während die Aufnahme von langfr. FK, die Entwicklung des Gewinns und die Veränderung des EK sehr individuell vonstatten gehen. Dies lässt sich dadurch erklären, dass, je nach wirtschaftlicher Lage, durch Adjustierung des kurzfr. FK die Geschäftstätigkeit flexibel ausgeweitet oder zurückgefahren werden kann, während langfristige Investitionsfinanzierungen individuell unter strategischen Aspekten entschieden werden. Der Erfolg dieser individuellen Strategie beeinflusst dann nicht zuletzt den Bruttoertrag und die EK-Ausstattung der Unternehmen. Nimmt man den Umsatz und das Gesamtkapital als Proxies für die Unternehmensgröße an, so deutet die hohe Korrelation darauf hin, dass Unternehmen durchschnittlich eher gleichzeitig wachsen oder schrumpfen. Da es sich bei den Unternehmen um deutsche Firmen handelt, erscheint es plausibel, dass ihr Wachstum durch gemeinsame wirtschaftliche Zyklen bestimmt wird.

Im Folgenden werden die Ergebnisse der Parameterschätzungen bezüglich der firmenspezifischen und makroökonomischen Variablen des Ausfallmodells dargestellt und analysiert.

Jahresabschlusszahlen beziehungsweise daraus abgeleitete Ratings stehen seit jeher im Fokus der Betrachtung, wenn es um die Berechnung von Ausfallwahrscheinlichkeiten einzelner Unternehmen geht, vgl. *Altman* (1968), *Beaver* (1966, 1968a,b) und *Ohlson* (1980). *Hamerle* et al. (2007) nutzen zur Ermittlung von Ausfallwahrscheinlichkeiten einen aus Jahresabschlusszahlen der GuV und der Bilanz bestehenden Credit Quality Score der Deutschen Bundesbank, angewendet auf ein Kreditportfolio bestehend aus deutschen Unternehmen.

Hinsichtlich des Einflusses der Variablen auf die Überlebenswahrscheinlichkeit wird für FK/GesKap ein negativer Einfluss und für EK/GesKap und BrErg/GesKap ein positiver Einfluss erwartet. Für die übrigen Variablen wird im Vorhinein keine bestimmte Richtung erwartet. In Tabelle 6 werden die Ergebnisse der Maximum-Likelihood-Schätzung für drei Modellvarianten aufgeführt. Die erste Variante soll ausschließlich den Einfluss der makroökonomischen Variablen näher beleuchten, während die zweite Variante alle untersuchten Variablen beinhaltet. Die dritte Variante ist das final verwendete Ausfallmodell. Zusätzlich wird an dieser Stelle auch der Ausfallfaktor der Parameter aufgeführt. Dieser

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 6

Schätzungen der Ausfallwahrscheinlichkeitsparameter verschiedener Modellvarianten[12] (Stdabw. in Klammern)

Kovariable	Variante 1		Variante 2		Variante 3 (finales Ausfallmodell)	
	Parameter	Ausfallfaktor	Parameter	Ausfallfaktor	Parameter	Ausfallfaktor
Konstante	1,8645*** (0,2316)	0,1550	2,6186*** (0,4290)	0,0729	2,4352*** (0,3797)	0,0876
ln(Umsatz)			0,1758*** (0,0246)	0,8388	0,1658*** (0,0221)	0,8472
BrErg/GesKap			0,2321*** (0,0381)	0,7929	0,2265*** (0,0369)	0,7973
kurzfr. FK/GesKap			–1,8617*** (0,3589)	6,4345	–1,6122*** (0,2650)	5,0138
langfr. FK/GesKap			–1,8586*** (0,3671)	6,4148	–1,5635*** (0,2706)	4,7755
langfr. Rst./GesKap			–0,5997 (0,5315)	1,8216		
EK/GesKap			0,7936*** (0,2190)	0,4522	0,9347*** (0,1776)	0,3927
AV/GesVer			0,07884 (0,1471)	0,9242		
ln(GesKap)			–0,1131*** (0,0304)	1,1197	–0,1075*** (0,0283)	1,1135
Jahreswachstum dt. BIP	0,8231*** (0,0715)	0,4391	0,7613*** (0,0728)	0,4671	0,7615*** (0,0728)	0,4670
12-Monats-Euribor	0,3048*** (0,1078)	0,7373	0,3053*** (0,1098)	0,7269	0,3069*** (0,1098)	0,7357

* signifikant auf 10 %-Niveau, ** signifikant auf 5 %-Niveau, *** signifikant auf 1 %-Niveau

gibt den Einfluss auf die Ausfallrate an, wenn die betrachtete Kovariable um eine Einheit erhöht wird, wobei die übrigen Kovariablen konstant gehalten werden, vgl. *Cleves* et al. (2004)[13]. Bei der Interpretation gilt es

[12] Variante 1: Ausfallmodell ausschließlich mit Konstante und makroökonomischen Effekten, Variante 2: Ausfallmodell mit allen untersuchten Variablen, Variante 3: finales, aus Variante 2 entwickeltes Ausfallmodell.

[13] Vgl. *Cleves* et al. (2004), S. 13–16, 123–127 und 215–224.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

zu beachten, dass die Koeffizienten der Variablen von deren Einheiten abhängen. Beispielweise wird der 12-Monats-Euribor in Prozent angegeben. Folglich gibt der Ausfallfaktor den Einfluss des 12-Monats-Euribors bei einer Änderung um einen Prozentpunkt an, also beispielsweise von 2 % auf 3 %. Der Umsatz und das Gesamtkapital werden in logarithmierten Einheiten zu Tausend Euro angegeben. Die Quoten werden als Verhältniszahlen dargestellt, also zum Beispiel 0,23. Eine Veränderung um eine Einheit wäre beispielsweise eine Änderung von 0 auf 1. Würde man auch die Quoten in Prozentpunkten angeben, so müsste man die Werte der geschätzten Parameter und der Standardfehler durch 100 teilen. Hinsichtlich der Signifikanz gäbe es keine Änderung, vgl *Cleves* et al. (2004)[14].

Variante 1 ist das Grundmodell und beinhaltet lediglich eine Konstante und die Makrofaktoren. Die Parameter sind durchweg signifikant auf dem 1 %-Niveau[15]. Die Variablen sind so zu interpretieren, dass die Konstante die durchschnittliche Basis-Ausfallrate aller Unternehmen im gesamten Zeitablauf darstellt. Der Ausfallfaktor zeigt hier einen Wert von 15,5 %[16]. Veränderungen der Ausfallraten werden einzig durch die makroökonomischen Einflussfaktoren erzeugt, welche sich über die Zeitperioden hinweg ändern und für alle Unternehmen gleich sind. Die Einflussstärke dieser Variablen auf die Ausfallraten der Unternehmen ist elementar. Der bei dem Wachstum des deutschen BIP geschätzte Parameter von 0,82 entspricht beispielsweise einem Ausfallfaktor von 0,44. Somit reduziert sich die Ausfallrate um 56 %, wenn die Wachstumsrate um einen Prozentpunkt steigt.

In Variante 2 sind, neben der Konstante, sämtliche untersuchten firmenspezifischen und makroökonomischen Variablen enthalten. Die Parameter für die Quoten langfr. Rst./GesKap und AV/GesVer sind nicht signifikant. Alle weiteren geschätzten Parameter sind signifikant auf dem

[14] Vgl. *Cleves* et al. (2004), S. 125–127.

[15] Die Signifikanzaussagen sind relativ optimistisch, da die Standardfehler von der Unabhängigkeit der Unternehmensverläufe ausgehen. Die Ausfälle sind aber zu einem gewissen Grad korrelliert, siehe *Koopman* et al. (2011). Diese Korrelation wird im vorliegenden Modell erst bei der Portfolioverlustvorhersage berücksichtigt.

[16] In die Schätzung werden 922 Ausfallereignisse einbezogen. Die berechnete Basis-Ausfallrate liegt deutlich über der durchschnittlichen Anzahl ausgefallener Unternehmen, da der Einfluss der Makrovariablen nicht bei 0 liegt. Berücksichtigt man die gewichteten durchschnittlichen Kovariablen-Mittelwerte, so ergibt sich eine durchschnittliche Ausfallrate von rund 2,2 %.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

1%-Niveau. Eine negative Ausprägung weisen kurzfr. FK/GesKap, langfr. FK/GesKap, langfr. Rst./GesKap und ln(GesKap) auf.

Diese zweite Modellvariante ist Ausgangspunkt zur Ermittlung der dritten Variante. Die beiden nicht signifikanten Variablen der zweiten Modellvariante wurden bei der Ermittlung dieser Variante entfernt. Alle weiteren Ergebnisse bezüglich der Variablen werden im Zusammenhang mit der dritten Modellvariante interpretiert.

Die dritte Modellvariante ist das „finale" Ausfallmodell, welches bei allen weiteren Berechnungen Anwendung findet. Alle darin enthaltenen, geschätzten Parameter sind signifikant auf dem 1%-Niveau. Die Basis-Ausfallrate liegt mit 8,8% leicht über derjenigen der zweiten Variante, aber deutlich unter der von Variante 1. Dies ist durch die leicht geringere Anzahl von Risiko erklärenden Variablen der dritten Variante im Vergleich zur zweiten Variante zu erklären bzw. durch die deutlich höhere Anzahl im Vergleich zu Variante 1. Die Einflussstärke der makroökonomischen Faktoren ist etwa auf dem Niveau der zweiten Variante und somit leicht unterhalb des Niveaus der ersten Variante. Es ist ersichtlich, dass die Parameterschätzungen eine positive Ausprägung haben für die Konstante, die Koeffizienten der firmenspezifischen Variablen ln(Umsatz), BrErg/GesKap und EK/GesKap sowie für die beiden makroökonomischen Variablen Jahreswachstum des deutschen BIP und 12-Monats-Euribor. Die Schätzungen für die Koeffizienten des kurzfr. FK/GesKap, langfr. FK/GesKap und ln(GesKap) haben dagegen eine negative Ausprägung. Die Vorzeichen der Koeffizienten ändern sich somit gegenüber der zweiten Variante nicht, was auf eine gewisse Robustheit der verwendeten Variablen hindeutet. Bemerkenswert ist darüber hinaus der besonders starke Einfluss der FK-Quoten. So erhöht eine Steigerung der Quote kurzfr. FK/GesKap von 0 auf 1 die Ausfallrate um das Fünffache. Eine hohe Ausprägung der Variablen BrErg/GesKap, EK/GesKap, ln(Umsatz), Wachtumsrate des deutschen BIP und 12-Monats-Euribor wirkt sich positiv auf die Lebenserwartung der betrachteten Unternehmen aus. Ein höheres kurzfr. FK/GesKap und langfr. FK/GesKap und eine hohe Ausprägung der Variablen ln(GesKap) reduzieren diese dagegen.

Ein hohes BrErg/GesKap zeugt von starker Ertragskraft, ist Indikator für ein funktionierendes Geschäftsmodell mit auskömmlichen Margen und bietet die Möglichkeit, für schlechtere Zeiten vorzusorgen und Rücklagen zu bilden.

Unternehmen mit verhältnismäßig hohem EK-Anteil können kurzfr. Verlustsituationen besser abfangen, haben eine vorteilhaftere Verhand-

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

lungsposition gegenüber ihren Kreditgebern und sind in finanzieller Hinsicht stabiler aufgestellt.

Für Unternehmen mit relativ hoher, kurzfr. und langfr. FK-Finanzierung ist es unter Umständen schwieriger, weitere Kredite zu erhalten. Darüber hinaus ist die Abhängigkeit der Unternehmen von den Kreditgebern höher. Sich kurzfristig ergebende Opportunitäten können unter Umständen aufgrund des eingeschränkten finanziellen Spielraums nicht genutzt werden und bei einem Ertragsrückgang kann es schnell zu einer Überschuldung kommen.

Der Umsatz und das GesKap eines Unternehmens können jeweils als Proxy für die Unternehmensgröße interpretiert werden. In diesem Zusammenhang scheint es anfänglich bemerkenswert, dass diese beiden Variablen unterschiedliche Vorzeichen und damit entgegengesetzte Einflussrichtungen auf die Überlebenswahrscheinlichkeit der Unternehmen haben. Ein großer Umsatz bedeutet für ein Unternehmen einen relativ hohen Marktanteil, eine relativ große Nachfrage nach den jeweiligen Produkten sowie die Möglichkeit, durch kleine Margenausweitungen große Renditeerhöhungen zu generieren. Somit kann ein größeres Umsatzvolumen durchaus die Überlebenswahrscheinlichkeit erhöhen. Den negativen Einfluss des GesKap auf die Überlebenswahrscheinlichkeit kann man dahingehend interpretieren, dass diese Unternehmen wenig flexibel sind und der überwiegende Teil des Kapitals zum Beispiel durch zu viel Bürokratie oder unübersichtliche Strukturen nicht effizient genutzt wird.

Der relativ große, positive Parameter Jahreswachstum des deutschen BIP zeigt, dass Unternehmen in Rezessionen eher in Schieflage geraten beziehungsweise im Umkehrschluss, während eines wirtschaftlichen Aufschwungs Ausfälle seltener vorkommen. Wenn der Wirtschaftszyklus seinem Höhepunkt entgegengeht, sind meist durch die Zentralbanken induzierte, steigende Zinsen zu beobachten, welche einer wirtschaftlichen Überhitzung entgegenwirken sollen. Folglich sind in wirtschaftlichen Aufschwungphasen mit relativ wenigen Ausfällen meist auch steigende Zinsen zu beobachten, was den starken, positiven Einfluss des 12-Monats-Euribors auf die durchschnittliche Überlebenswahrscheinlichkeit der betrachteten Firmen erklärt.

Im kommenden Abschnitt wird die Einflussstärke der signifikanten, firmenspezifischen Variablen auf die Ausfallrate der jeweiligen Firmen untersucht. In den Abbildungen 1 bis 6 werden die individuellen Ausfallraten der Unternehmen aller Perioden den jeweiligen Ausprägungen der

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

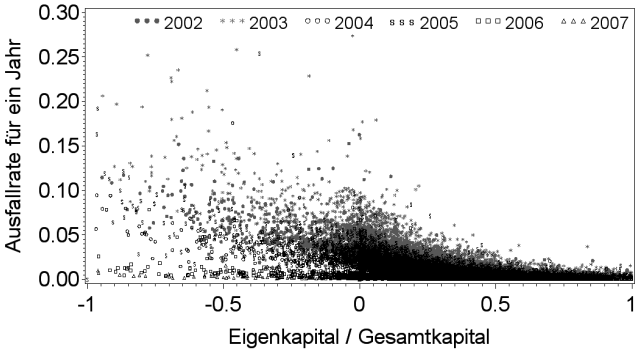

Abbildung 1: Individuelle Ausfallraten aller Unternehmen der Jahre 2002 bis 2007 in Abhängigkeit der Kovariablen EK/GesKap

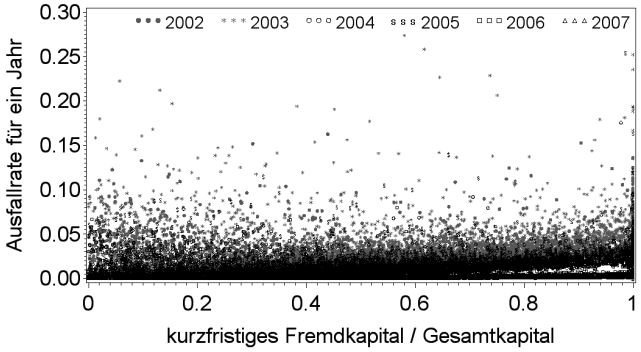

Abbildung 2: Individuelle Ausfallraten aller Unternehmen der Jahre 2002 bis 2007 in Abhängigkeit der Kovariablen kurzfr.FK/GesKap

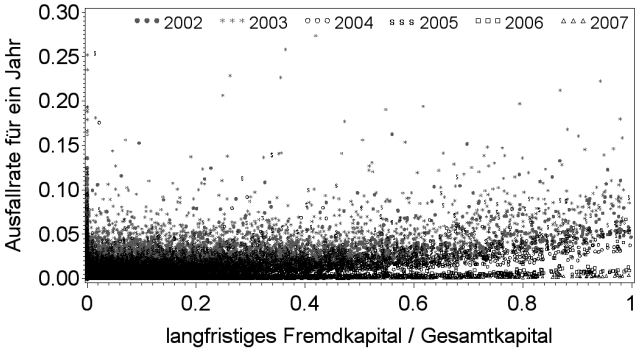

Abbildung 3: Individuelle Ausfallraten aller Unternehmen der Jahre 2002 bis 2007 in Abhängigkeit der Kovariablen langfr. FK/GesKap

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

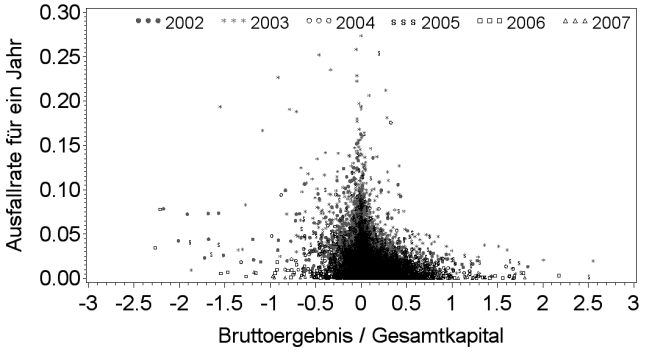

Abbildung 4: Individuelle Ausfallraten aller Unternehmen der Jahre 2002 bis 2007 in Abhängigkeit der Kovariablen BrErg/GesKap

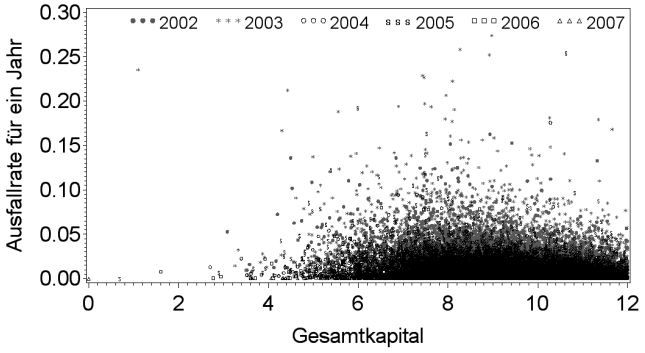

Abbildung 5: Individuelle Ausfallraten aller Unternehmen der Jahre 2002 bis 2007 in Abhängigkeit der Kovariablen ln(GesKap)

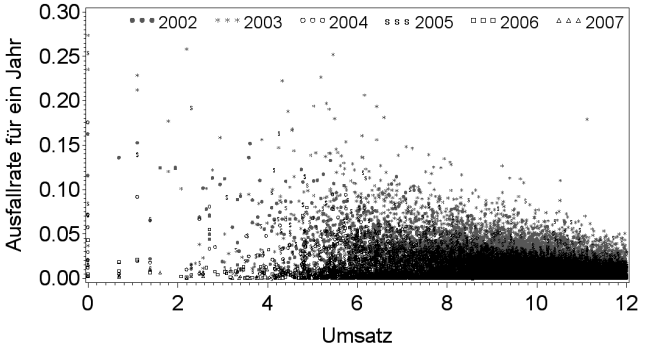

Abbildung 6: Individuelle Ausfallraten aller Unternehmen der Jahre 2002 bis 2007 in Abhängigkeit der Kovariablen ln(Umsatz)

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

untersuchten Variablen gegenübergestellt. Den Variablen der einzelnen Jahre sind unterschiedliche Symbole zugeordnet. Zu beachten ist, dass die Variablen aus den angegebenen Jahren stammen und die errechneten Ausfallraten sich folglich auf das Folgejahr beziehen.

Das Verhalten der Ausfallraten gegenüber der Ausprägung der Quote EK/ GesKap in Abbildung 1 zeigt deutlich den positiven Einfluss dieser Kovariablen auf die Überlebenswahrscheinlichkeit der Unternehmen sowie ihre große Einflussstärke. Besonders im nichtnegativen Bereich der Ausprägung dieser Variablen sind deutliche Trends in den einzelnen Jahren zu erkennen. In den jeweiligen Jahren herrscht ein unterschiedliches Gesamtniveau, abhängig von den Makrofaktoren. Die Ausfallrate fällt jedoch in allen Trends mit zunehmender Höhe der Quote deutlich ab, was die Stärke dieser Variablen unterstreicht.

Ein Trend in die entgegengesetzte Richtung ist mit zunehmender Höhe des kurzfr. FK/GesKap in Abbildung 2 zu sehen. Besonders bei einer Quote ab 0.5 steigt die Ausfallrate stark an. Unterhalb von 0.5 ist ein Trend schwerer auszumachen, die Werte werden gegen 0 zunehmend diffus, lassen sich aber dennoch deutlich durch das makroökonomische Gesamtniveau der einzelnen Jahre unterscheiden. Auffällig ist die generell relativ niedrige Rate für die Jahre 2006 und 2007. Hier lässt sich, mit Ausnahme der Werte nahe 1 keine Erhöhung der Ausfallraten feststellen.

Der Einfluss des langfr. FK/GesKap auf die Ausfallrate in Abbildung 3 ist nahezu analog zu dem des kurzfr. FK. Offensichtliche Unterschiede gibt es hinsichtlich der hohen Anzahl von Unternehmen mit relativ niedriger Ausprägung dieser Quote. Mit steigender Quote sind die Punkte zunehmend diffus, lassen aber dennoch einen deutlichen Trend erkennen. Mit zunehmendem langfr. FK/GesKap steigt die Ausfallrate der betrachteten Unternehmen deutlich an.

Ein komplett anderes Bild zeigt sich im Zusammenhang zwischen Ausfallrate und dem BrErg/GesKap in Abbildung 4. Diese Quote tritt um den Wert 0 sehr geballt auf, wobei die einzelnen Jahre deutlich voneinander zu unterscheiden sind. Insbesondere die Raten für 2004, basierend auf den Daten des Jahres 2003, erreichen sehr hohe Werte. Ein leichter Trend ist im positiven Bereich der Variablen auszumachen, dort reduziert sich die Rate mit höherer Ausprägung. Im negativen Bereich sind die Ausprägungen sehr diffus, steigen aber mit zunehmend negativem BrErg deutlich an.

Bezüglich ln(GesKap) ist zu erkennen, dass der überwiegende Teil der Firmen Werte zwischen 6 und 12 aufweist, vgl. Abbildung 5. Darüber hi-

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

naus sind lediglich die Makrotrends der einzelnen Jahre zu erkennen. Ein direkter Zusammenhang zwischen Höhe der Ausfallrate und ln(GesKap) ist nicht auszumachen.

Bei sinkendem ln(Umsatz) steigen die Ausfallraten stark an. Wie in Abbildung 6 deutlich zu erkennen ist, sind die Punkte zunehmend diffus angeordnet, insbesondere bei Werten unterhalb von 8 und erreichen deutlich höhere Raten. Der positive Einfluss der Umsatzhöhe auf die Überlebenswahrscheinlichkeit, unabhängig von der Ausprägung der anderen firmenspezifischen Variablen, lässt sich folglich bestätigen.

2. *Anwendung im Risikomanagement*

In der Tabelle 7 wird die Entwicklung der Ausfallrate von drei exemplarischen Unternehmen auf Einzelkreditebene untersucht.

Die Unternehmen entstammen dem Kreditportfolio aus dem Jahr 2007 und weisen mit 0,74 % eine höhere, mit 0,08 % eine mittlere und mit 0,02 % eine relativ niedrige Ausfallrate auf. Die Ausfallrate ist für die Periode $T+1$ bei allen Lageparametern gleich, da für die Berechnung der Ausfallraten für das Jahr 2008 die aktuellen Ausprägungen der Kovariablen aus dem Jahr 2007 benötigt werden, welche bekannt sind. Für die Perioden $T+2$ und $T+3$ werden die Kovariablen mittels AR(1)-Prozess simuliert und anschließend die dazugehörigen Raten berechnet. Die Simulation der Kovariablen für die Perioden $T+2$ und $T+3$ sowie die dazugehörigen Berechnungen der Ausfallraten werden 100.000 Mal wiederholt, sodass eine Verteilung der jeweiligen Ausfallraten ermittelt werden kann.

Tabelle 7

Verteilung der unbedingten Ausfallrate in den Perioden $T+1$, $T+2$ und $T+3$

	höhere Ausfallrate			mittlere Ausfallrate			niedrige Ausfallrate		
	$T+1$	$T+2$	$T+3$	$T+1$	$T+2$	$T+3$	$T+1$	$T+2$	$T+3$
Arithm. Mittel	0,0074	0,0608	0,2273	0,0008	0,0092	0,0435	0,0002	0,0032	0,0187
Median	0,0074	0,0125	0,0189	0,0008	0,0019	0,0036	0,0002	0,0006	0,0015
90 %-Quantil	0,0074	0,1217	0,3496	0,0008	0,0184	0,0650	0,0002	0,0061	0,0272
95 %-Quantil	0,0074	0,2323	0,8021	0,0008	0,0352	0,1454	0,0002	0,0118	0,0621
99 %-Quantil	0,0074	0,7812	3,5002	0,0008	0,1197	0,6649	0,0002	0,0411	0,2896

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Grundsätzlich verschlechtert sich die Kreditwürdigkeit bei den drei Unternehmen im Zeitablauf.

Bemerkenswert ist darüber hinaus die Ausprägung der 90–99 %-Quantile. Hier machen sich die Varianzkomponenten des AR(1)-Modells besonders bemerkbar. In den Extrembereichen der Verteilung vervielfacht sich die Ausfallrate bei allen Unternehmen im Zeitablauf. Hiermit ist auch die verhältnismäßig starke Differenz zwischen dem Median und dem arithmetischen Mittel der Werte aus $T+2$ und $T+3$ zu erklären. Beim Schuldner mit höherer Ausfallrate steigt die Ausfallrate in $T+3$ im 99 %-Quantil sogar auf 350 % an.

Die Ein-Jahres-Ausfallwahrscheinlichkeit eines Schuldners mit der Ausfallrate von 350 % entspricht $1-e^{-\lambda}=96,98\%$, vgl. *Cleves* et al. (2004)[17] und *Blossfeld* et al. (1986)[18]. Somit besteht bei diesem Schuldner eine mindestens einprozentige Chance, dass die Ausfallwahrscheinlichkeit in $T+3$ auf 97 % ansteigt. Bei allen drei Unternehmen ist generell eine sehr hohe Streuung der zukünftigen Ausfallraten festzustellen.

Im Folgenden werden die unterschiedlichen Schritte erläutert, welche zur Prognose der Portfolioverlustverteilung notwendig sind.

Um die Ausfallwahrscheinlichkeiten der Perioden $T+1$, $T+2$ und $T+3$ zu ermitteln, werden die firmenspezifischen und makroökonomischen Variablen der Perioden T, $T+1$ und $T+2$ benötigt. Während die Variablen der Periode T bereits bekannt sind, müssen die Variablen der Perioden $T+1$ und $T+2$ in einem ersten Schritt zunächst mittels AR(1)-Prozess simuliert werden.

Auf Grundlage der Variablenausprägungen der simulierten Werte für $T+1$ und $T+2$ wird im zweiten Schritt für jedes Unternehmen die Ausfallrate für die Jahre $T+2$ sowie $T+3$ ermittelt, welche die Berechnung der Ausfallwahrscheinlichkeit jedes Unternehmens ermöglichen.

Die Anzahl der Ausfälle bis zum Zeitpunkt t ist, bedingt auf die jeweiligen Variablenausprägungen, annahmegemäß unabhängig Bernoulli-verteilt. Daher werden im dritten Schritt unter Berücksichtigung der ermittelten, individuellen Ein-Jahres-Ausfallwahrscheinlichkeiten für jedes Unternehmen Bernoulli-Variablen gezogen, um die Anzahl der Ausfälle zu ermitteln. Bei den jeweiligen Ausfällen (D) wird ein Exposure-at-Default (EAD) von einer monetären Einheit und ein Loss-given-Default (LGD) in Höhe von 45 % verwendet, um die Verluste zu generieren. Bei

[17] Vgl. *Cleves* et al. (2004), S. 16.
[18] Vgl. *Blossfeld* et al. (1986), S. 31–36 und 181–189.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Tabelle 8

Verteilung der Werte des Kreditportfolios für die Perioden $T+1$, $T+2$ und $T+3$ in Prozent des Kreditportfolios

	Expected Loss			Value at Risk 99 %			Expected Shortfall		
	$T+1$	$T+2$	$T+3$	$T+1$	$T+2$	$T+3$	$T+1$	$T+2$	$T+3$
Arithm. Mittel	0,0491	0,4544	1,5070	0,1212	0,6269	1,7754	0,1424	0,6547	1,8169
Median	0,0491	0,1985	0,5906	0,1212	0,3462	0,8308	0,1424	0,3673	0,8628
90 %-Quantil	0,0491	1,0382	3,7655	0,1212	1,3500	4,2664	0,1424	1,3895	4,3467
95 %-Quantil	0,0491	1,6867	6,3792	0,1212	2,0683	6,9837	0,1424	2,1229	7,0707
99 %-Quantil	0,0491	3,8255	13,9313	0,1212	4,3615	14,6639	0,1424	4,4342	14,7661

der Berechnung des Verlustes (L) gilt $L = D \cdot EAD \cdot LGD$. Die genannten Schritte zwei und drei werden 10.000 Mal für jedes der Jahre $T+2$ und $T+3$ wiederholt. Auf diese Weise ergibt sich über alle Firmen eine Portfolioverlustverteilung für jedes Jahr. Die Portfolioverlustverteilung kann auf diese Weise errechnet werden, da die einzelnen Ausfälle bedingt auf die jeweiligen Ausprägungen der makroökonomischen Kovariablen und der makroökonomischen Varianzkomponenten unkorreliert sind, vgl. *Bluhm* et al. (2003)[19].

Aus der generierten Verlustverteilung wird in einem vierten Schritt der Value at Risk (VaR), der Expected Loss (EL) und der Expected Shortfall (ES) ermittelt. Die Schritte eins bis vier werden wiederum 1.000 Mal für die Zeitperioden $T+2$ und $T+3$ wiederholt. Durch die Zufallsziehung der makroökonomischen Faktoren wird hierbei die Ausfallkorrelation berücksichtigt. Durch die Wiederholung der vier Schritte ergibt sich eine Bandbreite für die zu berechnenden Werte EL, VaR und ES, vgl. *Hamerle* et al. (2007). Die Ergebnisse sind in Tabelle 8 zu finden.

Die Ergebnisse der Verlustprognose für $T+1$ basieren auf bekannten Werten aus dem Jahr 2007, daher entfällt hier die Simulation und es gibt nur eine einzige Verlustverteilung und keine Bandbreite. Die Verlustprognosen für $T+1$ werden durch 100.000 Durchgänge der Schritte zwei und drei generiert.

Die Verteilungen in den drei Bereichen weiten sich hinsichtlich des Risikos in den Perioden $T+1$, $T+2$ und $T+3$ deutlich aus.

[19] Vgl. *Bluhm* et al. (2003), S. 55–65.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Besonders in den 90 %- bis 99 %-Quantilen macht sich das durch die Varianzkomponenten der simulierten Risikotreiber induzierte Risiko besonders bemerkbar. Für die Periode $T+3$ ist mit einem Prozent Wahrscheinlichkeit mit einem Ausfall von etwa 14 % des Portfolios zu rechnen. Anders gesagt bedeutetet dieses Ergebnis, dass das Risiko eines Anstiegs der Risikokennzahl in Periode $T+3$ auf rund 14 % des Kreditportfolios bei einem Prozent Wahrscheinlichkeit liegt. Da Banken für Ausfallrisiken ihrer Kreditportfolien Kapital zurückhalten müssen, würde diese Information beispielsweise benötigt werden, um das Risiko für einen zusätzlichen Kapitalbedarf in der entsprechenden Periode zu quantifizieren.

Da die Kovariablen der Periode $T+3$ auf den, ihrerseits prognostizierten Werten, der Periode $T+2$ aufbauen, erhöht sich das Risiko, besonders in den 90 %- bis 99 %-Quantilen sehr stark im Zeitablauf. Die starke Streuung verdeutlicht die großen Unsicherheiten, welche bei der Prognose von Portfolioausfallrisiken berücksichtigt werden müssen.

V. Zusammenfassung

In diesem Artikel wird auf der Grundlage einer umfangreichen Datenbank, bestehend aus 5.930 mittelständischen, deutschen Unternehmen, ein Modell zur mehrjährigen Prognose von Portfolioverlustverteilungen entwickelt.

Es stellt sich heraus, dass die firmenspezifischen Variablen BrErg/GesKap, EK/GesKap und ln(Umsatz) sowie die makroökonomischen Einflussfaktoren Jahreswachstum des deutschen Bruttoinlandsproduktes und 12-Monats-Euribor die Ausfallwahrscheinlichkeit von Unternehmen signifikant senken. Kurzfr. FK/GesKap, langfr. FK/GesKap und ln(GesKap) haben dagegen einen signifikant erhöhenden Einfluss.

Es wird ein erhebliches Risikopotenzial in Bezug auf Kreditportfolien bei mehrjährigen Prognosehorizonten nachgewiesen. Hierbei nimmt die Streuung der Risikokennziffern deutlich zu, da die prognostizierten Werte der Folgeperioden ihrerseits auf prognostizierten Werten basieren. Das entwickelte Modell zeigt vor allem das hohe Risikopotenzial auf, welches aus Prognoseunsicherheiten resultiert. Das Modell soll keine Handlungsempfehlungen geben, sondern vielmehr für die Existenz potenzieller, zukünftiger Ausfallrisiken sensibilisieren und so als Grundlage zur Entwicklung von Handlungsstrategien dienen, um Kreditportfolioverluste, besonders in Bezug auf den deutschen Mittelstand, realistischer einschätzen und bewerten zu können.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Literatur

Adenäuer, C./*Haunschild,* L. (2008): Anmerkungen zur Eigenkapitalquote im deutschen Mittelstand. Working Paper. – *Albrecht,* P. (2005): Kreditrisiken – Modellierung und Management: Ein Überblick. In: German Risk and Insurance Review, Vol. 1, S. 22–152. – *Altman,* E. I. (1968): Financial ratios, discriminant analysis and prediction of corporate bankruptcy. In: Journal of Finance, Vol. 23, No. 4, S. 589—609. – *Altman,* E. I./*Saunders,* A. (1997): Credit risk measurement: Developments over the last 20 years. In: Journal of Banking & Finance, Vol. 21, No. 11–12, S. 1721–1742. – *Baltagi,* B. H. (2005): Econometric Analysis of Panel Data. 3rd edt, Wiley & Sons Ltd. – *Beaver,* W. H. (1966): Financial ratios as predictors of failure. In: Journal of Accounting Research, Vol. 4, Suppl. S, S. 71–111. – *Beaver,* W. H. (1968a): Alternative accounting measures as predictors of failure. In: Accounting Review, Vol. 43, No. 1, S. 113–122. – *Beaver,* W. H. (1968b): Market prices, financial ratios, and prediction of failure. In: Journal of Accounting Research, Vol. 6, No. 2, S. 179–192. – *Black,* F./*Scholes,* M. (1973): Pricing of options and corporate liabilities. In: Journal of Political Economy, Vol. 81, No. 3, S. 637–654. – *Blossfeld,* H.-P./*Hamerle,* A./*Mayer,* K. U. (1986): Ereignisanalyse: Statistische Theorie und Anwendung in den Wirtschafts- und Sozialwissenschaften. Vol. 569 of Campus Studium. Campus-Verl., Frankfurt/Main. – *Bluhm,* C./*Overbeck,* L./*Wagner,* C. (2003): An introduction to credit risk modeling. Chapman & Hall/CRC financial mathematics series. Chapman & Hall/CRC, Boca Raton. – *Cleves,* M./*Gould,* W. W./*Gutierrez,* R. G. (2004): An introduction to survival analysis using stata. Stata Press, College Station, Texas. – *Das,* S. R./*Duffie,* D./*Kapadia,* N./*Saita,* L. (2007): Common failings: How corporate defaults are correlated. In: The Journal of Finance, Vol. 62, No. 1, S. 93–117. – *Deutsche Bundesbank* (2006): Zur wirtschaftlichen Situation kleiner und mittlerer Unternehmen in Deutschland seit 1997. Monatsbericht Dezember 2006. – *Deutsche Bundesbank* (2009): Hochgerechnete Angaben aus Jahresabschlüssen deutscher Unternehmen von 1997 bis 2007. In: Statistische Sonderveröffentlichung 5. – *Duffie,* D./*Eckner,* A./*Horel,* G./*Saita,* L. (2009): Frailty correlated default. In: The Journal of Finance, Vol. 64, No. 5, S. 2089–2123. – *Duffie,* D./*Lando,* D. (2001): Term structures of credit spreads with incomplete accounting information. In: Econometrica, Vol. 69, No. 3, S. 633–664. – *Duffie,* D./*Saita,* L./*Wang,* K. (2007): Multi-period corporate default prediction with stochastic covariates. In: Journal of Financial Economics, Vol. 83, No. 3, S. 635–665. – *Hamerle,* A./*Jobst,* R./*Liebig,* T./*Rösch,* D. (2007): Multiyear risk of credit losses in sme portfolios. In: Journal of Financial Forecasting, Vol. 1, No. 2, S. 25–54. – *Hamerle,* A./*Rösch,* D. (2003): Risikofaktoren und Korrelationen für Bonitätsveränderungen. In: zfbf – Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Vol. 55, S. 199–223. – *Hillegeist,* S. A./*Keating,* E. K./*Cram,* D. P./*Lundstedt,* K. G. (2004): Assessing the probability of bankruptcy. In: Review of Accounting Studies, Vol. 9, No. 1, S. 5–34. – *Jarrow,* R. A./*Lando,* D./*Turnbull,* S. M. (1997): A markov model for the term structure of credit risk spreads. In: Review of Financial Studies, Vol. 10, No. 2, S. 481–523. – *Jarrow,* R. A./*Turnbull,* S. M. (1995): Pricing derivatives on financial securities subject to credit risk. In: Journal of Finance, Vol. 50, No. 1, S. 53–85. – *Jarrow,* R. A./*Turnbull,* S. M. (2000): The intersection of market and credit risk. In: Journal of Banking & Finance, Vol. 24, No. 1–2, S. 271–299. – *Jung,* S. (2010):

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Ausgewählte Ergebnisse für kleine und mittelständische Unternehmen in Deutschland 2007. In: Statistisches Bundesamt – Wirtschaft und Statistik, Vol. 1, S. 41–51. – *Kaiser,* U./*Szczesny,* A. (2003): Ökonometrische Verfahren zur Modellierung von Kreditausfallwahrscheinlichkeiten: Logit- und Probitmodelle. In: zfbf – Schmalenbachs Zeitschrift für betriebswirtschaftliche Forschung, Vol. 55, S. 790–822. – *Koopman,* S. J./*Lucas,* A./*Schwaab,* B. (2011): Modeling frailty-correlated defaults using many macroeconomic covariates. In: Journal of Econometrics, Vol. 162, S. 312–325. – *Lando,* D. (1998): On cox processes and credit risk securities. In: Review of Derivatives Research, Vol. 2, No. 2, S. 99–120. – *Madan,* D./*Unal,* H. (2000): A two-factor hazard rate model for pricing risky debt and the term structure of credit spreads. In: Journal of Financial & Quantitative Analysis, Vol. 35, No. 1, S. 43–65. – *Merton,* R. C. (1974): Pricing of corporate debt – risk structure of interest rates. In: Journal of Finance, Vol. 29, No. 2, S. 449–470. – *Merton,* R. C. (1977): Pricing of contingent claims and Modigliani-Miller theorem. In: Journal of Financial Economics, Vol. 5, No. 2, S. 241–249. – *Miller,* R. G. (1981): Survival analysis. Wiley series in probability and mathematical statistics: Applied probability and statistics. Wiley, New York. – *Ohlson,* J. A. (1980): Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. In: Journal of Accounting Research, Vol. 18, No. 1, S. 109–131. – *Yamaguchi,* T./*Ohashi,* Y./*Matsuyama,* Y. (2002): Proportional hazards models with random effects to examine centre effects in multicentre cancer clinical trials. In: Statistical Methods in Medical Research, Vol. 11, No. 3, S. 221–236.

Zusammenfassung

Mehrperiodenausfallprognose eines Bankportfolios aus deutschen mittelständischen Unternehmen

Dieser Artikel analysiert einen umfangreichen Datensatz mit Jahresabschluss und Ausfallinformationen deutscher, mittelständischer Unternehmen. Diese Daten, welche als typisch für ein Firmenkreditportfolio einer Großbank zu sehen sind, werden als Basis genutzt, um ein firmenspezifisches Verlustprognosemodell zu entwickeln. Unter Verwendung dieses Modells können signifikante firmenspezifische und makroökonomische Risikotreiber identifiziert und Ausfallrisiken über einen Mehrjahreshorizont prognostiziert werden. Über das zeitspezifische Verhalten der ermittelten Ausfallwahrscheinlichkeiten werden mehrperiodige Portfolioverlustverteilungen für bankspezifische Kreditportfolien geschätzt. Die Analysen basieren auf einem Datensatz aus 5.930 deutschen, mittelständischen Unternehmen. Zu diesen Unternehmen werden über einen Zeitraum von 2002 bis 2007 insgesamt über 23.000 Jahresabschlüsse analysiert. Die Ergebnisse können als Grundlage zur Entwicklung von Handlungsstrategien dienen, um Kreditportfolioverluste über mehrere Perioden realistischer bewerten zu können. (JEL G17, G32)

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/

Summary

Multi-Period Loss Forecasting for a Bank Portfolio Composed of German Mid-Sized Enterprise Stocks

This article analyses a comprehensive set of data including annual financial statements and default probability information relating to German small and medium-sized enterprises. This data set, which must be deemed typical of a business-customer credit portfolio of a large bank, is used as basis for developing an enterprise-specific default probability forecasting model. This model permits to identify significant company-specific and macroeconomic risk drivers and to forecast default probability risks over a multi-annual horizon. On the basis of the time-specific modes of behaviour of the default probabilities so ascertained, multi-period portfolio loss distributions have been estimated for bank-specific credit portfolios. The analyses are based on a data set relating to 5,930 German small and medium-sized enterprises. For these enterprises, a total of over 23,000 annual financial statements relating to the period 2002/2007 have been analysed. The results may be used as a basis on which to develop action strategies allowing credit portfolio losses to be more realistically estimated for several periods.

DOI https://doi.org/10.3790/kuk.45.2.189 | Generated on 2025-07-26 14:42:29
OPEN ACCESS | Licensed under CC BY 4.0 | https://creativecommons.org/about/cclicenses/