

# Ein makroökonomisches Kreditrisikomodell zur Durchführung von Krisentests für das österreichische Kreditportfolio

Michael Boss

## I Einleitung

Die dynamische Entwicklung der Finanzmärkte in den letzten Jahren hat dazu geführt, dass die Banken heute in einer wesentlich volatileren Umgebung agieren, als dies noch vor ein oder zwei Jahrzehnten der Fall war, sodass die Frage nach der Stabilität des Finanzsystems zunehmend an Bedeutung gewinnt. Dieser Entwicklung Rechnung tragend werden vermehrt quantitative Methoden angewandt, um die Stabilität eines Finanzsystems zu beurteilen. Im Finanzmarktstabilitätsbericht 3 der Oesterreichischen Nationalbank (OeNB) stellten Elsinger, Lehar und Summer (2002) eine neue Methode für die Beurteilung des Risikos von Interbankenkrediten und des damit verbundenen systemischen Risikos vor. Kalirai und Scheicher (2002) präsentierten erste Ergebnisse eines makroökonomischen Krisentestmodells für den österreichischen Bankensektor.

Krisentests haben ihren Ursprung im Risikomanagement von Banken, die damit überprüfen wollen, wie sich das plötzliche Eintreten von Krisenszenarien auf den Wert ihres Portfolios auswirken würde. Darüber hinaus ist die Fragestellung von Krisentests nicht nur für einzelne Banken von Interesse. Aus der Sicht von Institutionen, die den Auftrag haben, die Stabilität des gesamten Finanzmarktes zu gewährleisten, stellt sich in diesem Zusammenhang die Frage, wie sich das plötzliche Eintreten eines bestimmten Krisenszenarios auf den Finanzmarkt bzw. das Bankensystem als Ganzes auswirken würde. Insbesondere ist dabei die Frage von Interesse, welche Auswirkungen auf das Finanzsystem sich aus gesamtwirtschaftlichen Krisenszenarien, z. B. einer Rezession oder einem Erdölpreisschock, ergeben. Eine derartige Fragestellung wird von makroökonomischen Krisentests beantwortet.

Im Folgenden wird ein Krisentestmodell für den österreichischen Bankensektor präsentiert, das auf Einzelkreditdaten beruht und somit eine Abschätzung des Kreditrisikos im österreichischen Finanzsektor mit Methoden des Kreditrisikomanagements von Banken erlaubt. Das zu Grunde liegende Modell beschreibt das Kreditrisiko in Abhängigkeit von makroökonomischen Variablen, wie z. B. dem BIP-Wachstum, der Inflationsrate oder dem Zinsniveau. Durch eine dynamische Modellkomponente, die die Entwicklung der makroökonomischen Variablen beschreibt, können mittels Simulationen die mit zukünftigen Kreditausfällen verbundenen Verluste und somit das Kreditrisiko des österreichischen Kreditportfolios abgeschätzt werden. Gegenseitige Abhängigkeiten der makroökonomischen Variablen (z. B. wird ein rückläufiges BIP-Wachstum in der Regel mit einer steigenden Arbeitslosigkeit einhergehen) werden dabei durch die entsprechenden Korrelationen berücksichtigt. Auf Basis dieses Modells können makroökonomische Krisentests durchgeführt werden, die es erlauben, die Risikotragfähigkeit des österreichischen Bankensektors in Bezug auf die betrachteten Krisenszenarien abzuschätzen.

Die Studie gliedert sich wie folgt: Abschnitt 2 enthält eine kurze Einführung in die Konzepte des Kreditrisikomanagements auf Basis des österreichischen Kreditportfolios. Das den Krisentests zu Grunde liegende Modell wird in Abschnitt 3 vorgestellt. In Abschnitt 4 werden die für das Kreditrisiko im österreichischen Bankensektor wesentlichen Risikofaktoren bzw. makroökonomischen Faktoren identifiziert und die Ergebnisse der Modellschätzung präsentiert. In Abschnitt 5 werden die Modellsimulation und die Durchführung der

Krisentests beschrieben, deren Ergebnisse in Abschnitt 6 dargestellt werden. Abschnitt 7 enthält zusammenfassende Bemerkungen.

## **2 Kreditrisiko im österreichischen Finanzsektor**

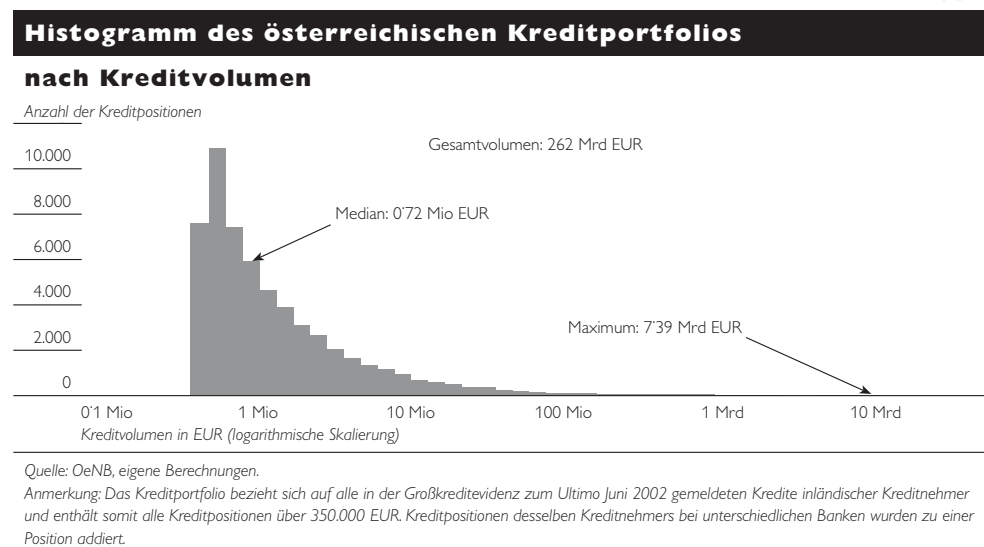
Das Kreditrisiko, also das Risiko, dass ein Kreditnehmer seine eingegangenen Verpflichtungen nicht oder nicht vollständig erfüllen kann, stellt nach wie vor die wesentliche Risikoquelle im österreichischen Bankensektor dar. Dies wird deutlich, wenn man sich vor Augen hält, dass 95% des gesamten Eigenmittelerfordernisses der österreichischen Banken auf dem Kreditgeschäft beruhen. Aus diesem Grund ist es sinnvoll, sich zunächst bei der Entwicklung eines Modells zur Durchführung von Krisentests für das österreichische Finanzsystem auf diese Risikokategorie zu konzentrieren.

Eine einführende Darstellung des Kreditrisikos im österreichischen Bankensektor auf der Grundlage aggregierter Daten zum Kreditvolumen und zu den Wertberichtigungen findet sich in Kalirai und Scheicher (2002). Im Folgenden wird das Kreditrisiko auf der Basis von Einzelkreditdaten betrachtet. Als Datenquelle hierfür dient die österreichische Großkreditevidenz (GKE) der OeNB, in der alle von österreichischen Banken, Versicherungen und anderen Finanzintermediären vergebenen Kredite mit einem Volumen über 350.000 EUR monatlich gemeldet werden. In den Meldungen sind auch titrierte Kredite, wie Schuldverschreibungen und andere festverzinsliche Wertpapiere, enthalten, wobei allerdings Kredite an den Bund und die Länder grundsätzlich von der Meldeverpflichtung ausgenommen sind, weshalb Bundesanleihen nicht in der GKE enthalten sind. In der Risikobetrachtung spielt dies allerdings keine Rolle, wenn man davon ausgeht, dass Kredite an den Bund und die Länder mit keinem Ausfallrisiko behaftet sind. Schwerer wiegt in dieser Hinsicht, dass auch alle Kredite, die in Zusammenhang mit dem kurzfristigen Interbankengeschäft in Verbindung stehen, von der Meldeverpflichtung ausgenommen sind. Außerdem werden nur Kredite an inländische Kreditnehmer berücksichtigt, da man nicht davon ausgehen kann, dass die auf Basis der jährlich in Österreich beobachteten Insolvenzen berechneten Ausfallraten, die im Folgenden zur Abschätzung des Kreditrisikos verwendet werden, auch für ausländische Kreditnehmer gültig sind. Die Meldungen werden zu einem Kreditportfolio einer hypothetischen „Bank Österreich“ zusammengefasst, wobei Kreditpositionen eines Kreditnehmers bei mehreren Banken zu einer Position addiert werden.

Das Portfolio besteht aus insgesamt etwa 60.000 Positionen mit einem Gesamtvolumen von 262 Mrd EUR. Dieses Gesamtvolumen bezieht sich auf die Meldungen der Kreditrahmen gemäß GKE, denen zum Ultimo Juni 2002 eine tatsächliche Ausnutzung von insgesamt 220 Mrd EUR gegenüberstand. Den folgenden Berechnungen liegen grundsätzlich die Meldungen der Kreditrahmen zu Grunde, um das Kreditrisiko des österreichischen Kreditportfolios nach oben hin abschätzen zu können. Dabei muss allerdings klargestellt werden, dass im Folgenden nur Kredite an inländische Kreditnehmer betrachtet werden, wodurch rund ein Viertel des gesamten österreichischen Kreditportfolios unberücksichtigt bleibt. Bezogen auf die inländischen Kreditnehmer deckt die Kreditausnutzung gemäß GKE in etwa drei Viertel des gesamten Volumens an Kundenkrediten sowie rund 55% der Kredite an inländische Banken gemäß Monatsausweis ab, wobei die Differenz bei den Kundenkrediten

durch die Meldegrenze von 350.000 EUR zustande kommt, während sie im Fall der Kredite an Banken primär auf das nicht zu meldende kurzfristige Interbankengeschäft zurückzuführen ist. Da hier allerdings die Meldungen des Kreditrahmens gemäß GKE zu Grunde gelegt werden, decken die genannten 262 Mrd EUR Gesamtvolumen fast 85% des Kreditvolumens an inländische Kunden und Kreditinstitute laut Monatsausweis ab. Innerhalb dieses Kreditvolumens führt die Nicht-Berücksichtigung von Krediten unter 350.000 EUR sowie von kurzfristigen Interbankenkrediten, die mit einem unterdurchschnittlichen Ausfallrisiko behaftet sind, tendenziell zu einer Überschätzung des Kreditrisikos.

Grafik 1



Grafik 1 zeigt die Verteilung des österreichischen Kreditportfolios bezüglich des Volumens zum Meldestichtag Ultimo Juni 2002. Der Median der Volumina beträgt 0,72 Mio EUR. Die höchste Kreditposition weist dagegen ein Volumen von über 7 Mrd EUR auf. Diese höchst ungleiche Verteilung der Volumina hat für das Risiko des Portfolios große Bedeutung: Fällt ein Kreditnehmer aus, so macht es in Bezug auf den Verlust einen gravierenden Unterschied, ob dies eine durchschnittliche oder eine sehr große Kreditposition betrifft. Um das Risiko eines Kreditportfolios zu erfassen, müssen deshalb die Volumina der Kreditpositionen berücksichtigt werden.

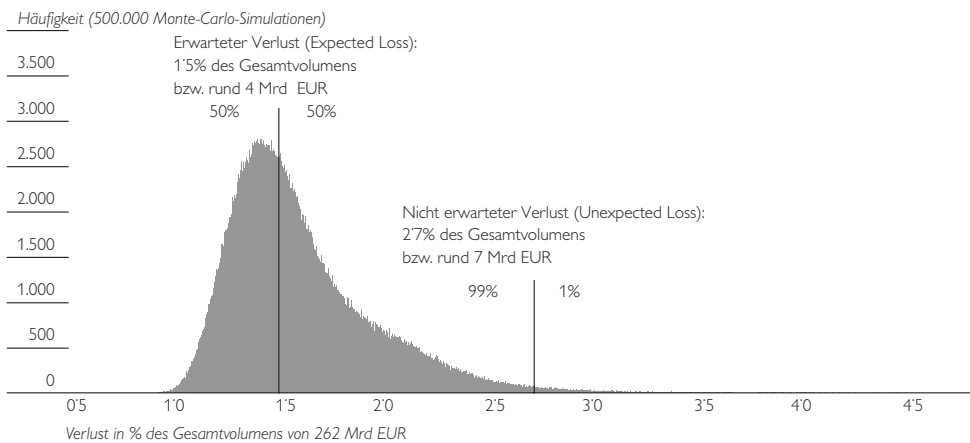
Da man heute nicht weiß, wie viele und welche Kreditnehmer in Zukunft ausfallen werden, kann der durch Ausfälle verursachte zukünftige Verlust eines Kreditportfolios nicht mit Sicherheit bestimmt werden. Man kann lediglich die Verlustverteilung über einen bestimmten Zeithorizont ermitteln, aus der hervorgeht, welches der maximale Verlust innerhalb dieses Zeithorizonts ist, der mit einer bestimmten Wahrscheinlichkeit eintritt. Als den erwarteten Verlust (Expected Loss) bezeichnet man dabei den maximalen Verlust über den betrachteten Zeitraum, der mit einer Wahrscheinlichkeit von 50% eintritt. Der nicht erwartete Verlust (Unexpected Loss) ist der maximale Verlust, der mit einer Wahrscheinlichkeit von 99% auftreten kann. Die grundlegende Idee des Kreditrisikomanagements besagt, dass das Eigenkapital einer Bank ausreichen sollte, um den nicht erwarteten Verlust im Fall des Falles abzudecken,

wobei sich der nicht erwartete Verlust auf jenen Zeitraum bezieht, der zur Liquidierung des Portfolios, also zur Auflösung der entsprechenden Positionen notwendig wäre.<sup>1)</sup>

Die Verlustverteilung eines bestimmten Portfolios über einen bestimmten Zeithorizont  $H$  kann mittels einer Monte-Carlo-Simulation ermittelt werden, wobei in jedem Simulationsschritt und zu jedem Zeitpunkt  $t + h$  ein bestimmter Kreditnehmer mit einer Wahrscheinlichkeit  $p_{t+h}$  ausfällt und mit der Wahrscheinlichkeit  $1 - p_{t+h}$  nicht ausfällt. Fällt ein bestimmter Kreditnehmer aus, so berechnet sich der Verlust aus dem entsprechenden Volumen mal eins minus der Rückzahlungsquote, die hier der Einfachheit halber fix mit 70% angenommen wird, wobei stets der mit dem entsprechenden Zinssatz abgezinste Barwert des Verlusts betrachtet wird.

Grafik 2

**Verlustverteilung des österreichischen Kreditportfolios im Juni 2002**



Quelle: OeNB, eigene Berechnungen

Anmerkung: Die Grafik zeigt die über einen Zeithorizont bzw. einen Liquidierungszeitraum von drei Jahren kumulierte Verlustverteilung des österreichischen Kreditportfolios gemäß den Anmerkungen zu Grafik 1. Es wurde eine fixe Rückzahlungsquote von 70% angenommen. Die jährliche Ausfallwahrscheinlichkeit beträgt konstant 2,04%.

Grafik 2 zeigt die über drei Jahre kumulierte Verlustverteilung des österreichischen Kreditportfolios auf Basis der im Jahr 2001 beobachteten jährlichen Ausfallrate von  $p_t = 2,04\%$ . Die dreijährige Liquidierungsperiode wurde gewählt, da die Mehrzahl der in der GKE enthaltenen Kreditpositionen nicht handelbare Kundenkredite sind, die nicht oder nur schwer aufgelöst werden können. Das Gesamtvolumen des österreichischen Kreditportfolios zum Ultimo Juni 2002 beläuft sich auf 262 Mrd EUR. Der nicht erwartete Verlust über drei Jahre beträgt knapp über 7 Mrd EUR. Setzt man dies in Beziehung zur Gesamtsumme der Eigenmittel der österreichischen Kreditinstitute, die Ende Juni 2002 bei 42,3 Mrd EUR lag, so ergibt sich ein Wert von 16,5%. Der nicht erwartete Verlust ist also ausreichend durch Eigenmittel abgedeckt, zumal die bereits gebildeten Wertberichtigungen hier gänzlich unberücksichtigt bleiben.

Allerdings beruht dieser Wert auf der Annahme, dass die Ausfallwahrscheinlichkeit im Zeitverlauf konstant bleibt. In der Regel wird dies aber nicht der Fall sein, da man annehmen muss, dass die Anzahl der Kreditausfälle in Zeiten der

<sup>1</sup> Dies entspricht dem aus dem Marktrisikomanagement bekannten Value-at-Risk-Konzept.

Rezession höher ist als während einer Hochkonjunkturphase. Im nächsten Abschnitt wird ein Modell vorgestellt, das die Veränderung der Ausfallwahrscheinlichkeit in Abhängigkeit von makroökonomischen Variablen beschreibt.

### 3 Ein makroökonomisches Modell für das Kreditrisiko

Das den Makrokrisentests zu Grunde liegende Modell beruht auf dem von McKinsey & Co entwickelten Kreditrisikomodell CreditPortfolioView®. Im Folgenden wird dieses Modell kurz vorgestellt, eine detaillierte Beschreibung findet sich in Wilson (1997a und 1997b). CreditPortfolioView® wurde von McKinsey & Co ursprünglich entwickelt, um das Risiko von Kreditportfolios von Banken zu erfassen. Im Gegensatz zu vergleichbaren Kreditrisikomodel-<sup>1)</sup> eignet sich CreditPortfolioView® in besonderem Maße zur Durchführung von makroökonomischen Krisentests, da das Kreditrisiko explizit in Abhängigkeit von makroökonomischen Variablen modelliert wird. Diesem Ansatz liegt die empirische Beobachtung zu Grunde, dass die Ausfallwahrscheinlichkeit während einer Rezession im Durchschnitt höher ist als in Zeiten des konjunkturellen Aufschwungs. Die zweite empirische Beobachtung, auf die sich CreditPortfolioView® stützt, bezieht sich auf den Umstand, dass unterschiedliche Industrie- bzw. Wirtschaftssektoren unterschiedlich stark auf makroökonomische Schocks und Konjunkturzyklen reagieren. Zum Beispiel kann man davon ausgehen, dass der Bausektor stärker auf konjunkturelle Schwankungen reagiert als der Agrarsektor. Konkret modelliert CreditPortfolioView® die Ausfallwahrscheinlichkeit eines bestimmten Industriesektors als logistische Funktion eines sektorspezifischen Index, der wiederum von den aktuellen Werten der betrachteten makroökonomischen Variablen abhängt:

$$p_{s,t} = \frac{1}{1 + e^{-y_{s,t}}} \quad (1)$$

wobei  $p_{s,t}$  die Ausfallwahrscheinlichkeit für einen Kreditnehmer und  $y_{s,t}$  den sektorspezifischen Index aus dem Industriesektor  $s$  zum Zeitpunkt  $t$  bezeichnet. Dieser Index kann als Indikator für die Gesamtverfassung einer Ökonomie aufgefasst werden und bestimmt sich aus den betrachteten makroökonomischen Faktoren. Im Speziellen nimmt der Index die folgende Form an:

$$y_{s,t} = \beta_{s,0} + \beta_{s,1}x_{s,1,t} + \beta_{s,2}x_{s,2,t} + \dots + \beta_{s,K}x_{s,K,t} + \varepsilon_{s,t} \quad (2)$$

wobei  $x_{s,t} = (x_{s,1,t}, x_{s,2,t}, \dots, x_{s,K,t})$  die Menge makroökonomischer Variablen für den Industriesektor  $s$  und den Zeitpunkt  $t$  bezeichnet und  $\beta = (\beta_{s,0}, \beta_{s,1}, \beta_{s,2}, \dots, \beta_{s,K})$  die Parameter, die Richtung und Stärke des Einflusses der Faktoren auf den Index bzw. letztlich die sektorspezifische Ausfallwahrscheinlichkeit bestimmen. Diese werden mittels linearer Regression geschätzt, wobei der Störterm der Regression  $\varepsilon_{s,t}$  als zufällige Innovation oder Schock des Index im Industriesektor  $s$  zum Zeitpunkt  $t$  aufgefasst werden kann. Dieser wird als unabhängige und normalverteilte Zufallsvariable angenommen:

$$\varepsilon_{s,t} \sim N(0, \sigma_{s,\varepsilon}) \text{ bzw. } \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma_\varepsilon) \quad (3)$$

wobei  $\varepsilon_t$  den Vektor der Indexinnovationen in allen Sektoren und  $\Sigma_\varepsilon$  deren

<sup>1</sup> Für einen Überblick der gängigen Kreditrisikomodelle siehe z. B. Crouhy, Galai und Mark (2000).

Kovarianzmatrix bezeichnet. Um dem Modell zusätzlich eine dynamische Komponente zu verleihen, nimmt CreditPortfolioView® an, dass jede der makroökonomischen Variablen einem univariaten autoregressiven Prozess zweiter Ordnung (AR(2)-Prozess) folgt:

$$x_{s,k,t} = \gamma_{k,0} + \gamma_{k,1}x_{s,k,t-1} + \gamma_{k,2}x_{s,k,t-2} + \nu_{s,k,t} \quad (4)$$

wobei  $x_{s,k,t}$  die  $k$ -te makroökonomische Variable im Industriesektor  $s$  zum Zeitpunkt  $t$ ,  $\gamma_k = (\gamma_{k,0}, \gamma_{k,1}, \gamma_{k,2})$  die zu schätzenden Parameter und  $\nu_{s,k,t}$  den Störterm des autoregressiven Prozesses bezeichnen, der wiederum als eine normalverteilte und unabhängige Zufallsvariable mit

$$\nu_{s,k,t} \sim N(0, \sigma_{k,\nu}) \text{ bzw. } \nu_t \sim N(0, \Sigma_\nu) \quad (5)$$

angenommen wird.

Auf Grund der verfügbaren Daten war es für die vorliegende Studie nicht möglich, die Ausfallwahrscheinlichkeiten in den unterschiedlichen Industriesektoren individuell zu modellieren. Dafür wäre eine hinreichend lange Zeitreihe von historischen Ausfallraten in verschiedenen Industriesektoren notwendig. Auf Basis der vorhandenen Daten konnte allerdings keine Unterscheidung bezüglich des Industriesektors vorgenommen werden. Aus diesem Grund wird hier die bezüglich aller Wirtschaftssektoren aggregierte Ausfallwahrscheinlichkeit  $p_t$  als logistische Funktion der makroökonomischen Variablen modelliert, weshalb das Subscript  $s$  im Folgenden nicht mehr angegeben wird. Darüber hinaus musste die in Wilson (1997a) angeführte Modellierung dahin gehend abgeändert werden, dass nicht der makroökonomische Index  $y_t$  auf die erklärenden makroökonomischen Variablen regressiert wird, sondern dessen jährliche Änderung  $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$ . Da der makroökonomische Index selbst eine Unit Root enthält bzw. nicht stationär ist, wäre eine konsistente Schätzung des Parametervektors  $\beta$  bei dessen Verwendung nicht möglich.

Zusammengefasst ergibt sich aus den genannten Modifikationen des ursprünglichen Modells von McKinsey & Co das folgende Gleichungssystem, das im Folgenden zur Durchführung der Makrokrisentests verwendet wird:

$$p_t = \frac{1}{1 + e^{-(y_{t-1} + \Delta y_t)}} \quad (6.1)$$

$$\Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1,t} + \beta_2 x_{2,t} + \dots + \beta_K x_{K,t} + \varepsilon_t \quad (6.2)$$

$$x_{k,t} = \gamma_{k,0} + \gamma_{k,1}x_{k-1} + \gamma_{k,2}x_{k-2} + \nu_{k,t} \quad (6.3)$$

$$E_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \nu_t \end{bmatrix} \sim N(0, \Sigma) \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \Sigma_\varepsilon & \Sigma_{\varepsilon,\nu} \\ \Sigma_{\nu,\varepsilon} & \Sigma_\nu \end{bmatrix} \quad (6.4)$$

wobei  $E_t$  den  $(K + 1)$ -Vektor der Innovationen oder Schocks im Gleichungssystem bezeichnet, der sich aus den Störtermen in den Gleichungen (6.2) und (6.3) zusammensetzt und  $\Sigma$  die  $(K + 1) \times (K + 1)$ -Kovarianzmatrix dieser Schocks. Durch die Kovarianzmatrix werden die gegenseitige Abhängigkeit der Schocks in den makroökonomischen Variablen und deren Einfluss auf die Änderung des makroökonomischen Index modelliert. Dem liegt die Idee zu Grunde, dass z. B. ein Erdölpreisschock auch negative Auswirkungen auf die Industrieproduktion und andere makroökonomische Variablen hat.

#### 4 Schätzung des Modells

Bevor das Modell, das durch das Gleichungssystem (6.1 bis 6.4) beschrieben wird, zur Durchführung von Krisentests eingesetzt werden kann, müssen die Parametervektoren  $\beta$  und  $\gamma$ , sowie die Kovarianzmatrix  $\Sigma$  geschätzt werden. Dabei stellt sich die Frage, welche makroökonomischen Variablen konkret zur Erklärung der jährlichen Indexveränderungen  $\Delta y_t$  und letztlich der Ausfallwahrscheinlichkeit  $p_t$  verwendet werden sollen. Um diese Frage zu klären, werden zunächst univariate Regressionen durchgeführt, bei denen die jährlichen Indexveränderungen auf jeweils eine makroökonomische Variable regressiert werden. Auf Basis dieser univariaten Regressionen sollen jene Faktoren identifiziert werden, die grundsätzlich einen Einfluss auf die Ausfallwahrscheinlichkeit haben, die dann als Ausgangsbasis für eine multivariate Modellierung gemäß Gleichung (6.2) dienen.

Ein den univariaten Regressionen ähnlicher Ansatz zur Erklärung des Kreditrisikos im österreichischen Bankensektor wurde in der schon erwähnten Studie von Kalirai und Scheicher (2002) gewählt. Dieser Ansatz beruht ebenso wie der hier vorgestellte auf der Hypothese, dass das Kreditrisiko in einem Zusammenhang zum allgemeinen wirtschaftlichen Umfeld steht. Während Kalirai und Scheicher zur Bemessung des Kreditrisikos die von den Banken im Zuge des Monatsausweises gemeldeten Wertberichtigungen von Krediten heranziehen, wird das Kreditrisiko hier auf Basis der Ausfallwahrscheinlichkeit gemessen. Konkret führen die Autoren eine Reihe von Regressionen durch, bei denen die jährlichen Änderungen der Wertberichtigungen durch jeweils eine makroökonomische Variable erklärt werden. Im Folgenden werden wir einen analogen Ansatz wählen, wobei allerdings nicht die Änderung der aggregierten Wertberichtigungen, sondern die jährliche Änderung des makroökonomischen Index als abhängige Variable in der Regressionsgleichung verwendet wird.

Dazu benötigt man eine hinreichend lange Zeitreihe mit historischen Beobachtungen für die Ausfallwahrscheinlichkeiten. Hierfür werden die in Österreich beobachteten jährlichen Ausfallraten verwendet, wobei die jährliche Ausfallrate die Anzahl der Insolvenzen pro Jahr laut Kreditschutzverband von 1870 (KSV) in Relation zur Gesamtzahl der Betriebe setzt.<sup>1)</sup> Die Beobachtungen der jährlichen Indexänderungen  $\Delta y_t$  in der Regressionsgleichung (6.2) berechnen sich nun aus den beobachteten Ausfallraten  $p_t$ , indem zunächst die jährlichen Indexwerte  $y_t$  als Inverse der Logit-Funktion aus Gleichung (6.1) berechnet und in der Folge die jährlichen Differenzen  $\Delta y_t$  gebildet werden. Anstatt des makroökonomischen Index selbst werden dessen jährliche Differenzen verwendet, da die Indexwerte eine Unit Root besitzen bzw. nicht stationär sind. Die Nullhypothese, dass in den Indexwerten eine Unit Root vorliegt, konnte jedenfalls weder auf Basis des Augmented-Dickey-Fuller-Tests noch auf Grund des Phillip-Perron-Tests und zu keinem gängigen Signifikanzniveau verworfen werden. Das Sample enthält Beobachtungen der Änderung der jährlichen Ausfallraten von 1965 bis 2001 und erstreckt sich somit über mehrere Konjunkturzyklen.

<sup>1</sup> Insolvenzen beziehen sich auf Eröffnung von Ausgleichs- und Konkursverfahren sowie auf die Abweisung von Konkursanträgen mangels Vermögens. Die jährliche Anzahl der Betriebe wurde aus Daten des Hauptverbandes der Sozialversicherung sowie der Statistik Austria hochgerechnet.

#### 4.1 Makroökonomische Indikatoren für das Kreditrisiko

Die in der Studie von Kalirai und Scheicher (2002) verwendeten Faktoren bilden die Grundlage für die Auswahl der Variablen, um die Vergleichbarkeit der Ergebnisse sicherzustellen. Ebenso wurde die Einteilung der Faktoren in die folgenden Kategorien übernommen: Konjunkturindikatoren, Preisstabilitätsindikatoren, Indikatoren zur Lage der privaten Haushalte, Indikatoren zur Lage der Unternehmen, Finanzmarktindikatoren und externe Indikatoren, wobei die Kategorie Finanzmarktindikatoren noch zusätzlich in Aktienmarkt- und Zinsindikatoren unterteilt wurde. Tabelle 1 zeigt das verwendete Variablen-Set mit den entsprechenden deskriptiven Statistiken.

Tabelle 1

#### Deskriptive Statistik der makroökonomischen Variablen

	Erwartetes Vorzeichen	Beobachtungen (Jahr/Anzahl)	Mittelwert	Standardabweichung	Maximum (Jahr)	Minimum (Jahr)
<b>Konjunkturindikatoren</b>						
Bruttoinlandsprodukt	-	1965/37	2'962	1'605	6'229 (1970)	- 0'399 (1975)
Industrieproduktion, insgesamt	-	1965/37	3'477	3'518	11'136 (1969)	- 6'493 (1975)
Industrieproduktion, ohne Energie	-	1965/37	3'531	3'879	10'682 (1969)	- 7'841 (1975)
<b>Preisstabilitätsindikatoren</b>						
Inflationsrate	-	1965/37	- 0'032	1'349	2'650 (1980)	- 2'650 (1966)
Geldmenge M1	-	1981/21	3'549	5'749	12'489 (1999)	- 11'030 (1981)
Geldmenge M3	-	1981/21	5'568	2'347	9'361 (1983)	- 1'117 (1998)
<b>Haushaltsindikatoren</b>						
Konsum der privaten Haushalte	-	1965/37	3'014	1'384	6'505 (1971)	0'748 (1985)
Verfügbares Einkommen	-	1965/37	2'846	1'678	6'230 (1970)	- 0'394 (1975)
Arbeitslosenrate	+	1965/37	0'092	0'413	1'250 (1982)	- 0'825 (2000)
Kfz-Neuzulassungen	-	1965/37	3'024	18'053	42'672 (1971)	- 62'578 (1978)
<b>Unternehmensindikatoren</b>						
Bruttoanlageinvestitionen, insgesamt	-	1965/37	2'963	4'070	13'030 (1971)	- 5'538 (1982)
Bruttoanlageinvestitionen, Ausrüstungen	-	1965/37	3'464	5'931	13'174 (1971)	- 9'012 (1975)
Bruttoanlageinvestitionen, Nichtwohnbau	-	1965/37	2'558	5'169	15'024 (1990)	- 9'088 (1995)
Bruttoanlageinvestitionen, Wohnbau	-	1965/37	2'461	5'134	13'081 (1971)	- 8'569 (1990)
Produktionserwartungen Industrie	-	1968/34	0'015	15'122	35'216 (1976)	- 26'488 (1975)
Geschäftsklima-Index (Ifo)	-	1965/37	- 0'916	17'794	44'895 (1994)	- 25'509 (1993)
<b>Aktienmarktindikatoren</b>						
ATX	-	1965/37	3'759	19'498	60'842 (1985)	- 27'515 (1991)
DAX 30	-	1965/37	5'762	16'278	38'544 (1986)	- 23'227 (1974)
Euro STOXX	-	1965/37	6'424	14'922	34'510 (1986)	- 29'544 (1974)
DJIA	-	1965/37	6'768	12'387	29'432 (1983)	- 20'225 (1974)
Volatilität des DAX	+	1971/31	0'051	2'195	8'140 (1987)	- 7'434 (1988)
Volatilität des DJIA	+	1971/31	0'126	1'502	3'470 (1987)	- 4'002 (1988)
<b>Zinsindikatoren</b>						
Nominaler kurzfristiger Zinssatz	+	1965/37	- 0'015	1'420	3'700 (1980)	- 2'925 (1982)
Nominaler langfristiger Zinssatz	+	1965/37	- 0'035	0'749	1'575 (1990)	- 1'750 (1983)
Realer kurzfristiger Zinssatz	+	1965/37	0'017	1'290	4'125 (1977)	- 2'075 (1993)
Realer langfristiger Zinssatz	+	1965/37	- 0'003	1'178	3'050 (1966)	- 2'450 (1984)
Steigung der Zinsstrukturkurve	+/-	1965/37	- 0'020	1'074	2'250 (1982)	- 2'425 (1980)
<b>Externe Indikatoren</b>						
Exporte	-	1965/37	8'925	6'315	26'826 (1974)	- 4'271 (1993)
Wechselkursindex	+/-	1965/37	0'270	2'141	4'014 (1986)	- 4'653 (1997)
Erdölpreis (Arab Light) in ATS	+	1965/37	5'585	32'285	121'293 (1974)	- 93'335 (1986)
Erdölpreis (Brent-Rohöl) in ATS	+	1965/37	5'273	31'064	121'186 (1974)	- 54'749 (1986)
<b>Abhängige Variable</b>						
Änderung des makroökonomischen Index		1965/37	2'629	13'013	32'394 (1993)	- 23'282 (1984)
Änderung der jährlichen Ausfallrate		1965/37	0'034	0'177	0'566 (1993)	- 0'277 (1997)
Jährliche Ausfallrate absolut		1965/37	1'303	0'592	2'300 (1999)	0'565 (1990)

Quelle: OeNB, Wifo, KSV, Statistik Austria, Datastream, US Energy Information Administration, eigene Berechnungen.

Anmerkung: Alle Werte in % bzw. logarithmierte Differenzen mal hundert.



Bei den in der Regressionsgleichung (6.2) verwendeten Faktoren  $x_{k,t}$  handelt es sich grundsätzlich um jährliche Änderungen der entsprechenden zu Grunde liegenden Werte. Für die Arbeitslosen- und die Inflationsrate sowie alle Zinssätze und die Steigung der Zinsstrukturkurve wurden dabei absolute Differenzen der entsprechenden Jahresdurchschnitte berechnet. Für alle anderen Faktoren wurden die Differenzen der logarithmierten Werte gebildet, wobei – mit Ausnahme der Variablen, die auf der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) basieren,<sup>1)</sup> und der Exporte – Jahresdurchschnittswerte zu Grunde gelegt wurden. Die in den Regressionen verwendeten Änderungen der makroökonomischen Variablen wurden auf das Vorliegen einer Unit Root getestet. Die Nullhypothese, dass eine Unit Root vorliegt, konnte für alle Variablen zu allen gängigen Signifikanzniveaus verworfen werden.

In Tabelle 1 sind die erwarteten Vorzeichen für die Regressionskoeffizienten der einzelnen erklärenden Variablen angegeben. Ein positives (negatives) Vorzeichen bedeutet dabei, dass auf Grund theoretischer Überlegungen zu erwarten ist, dass der entsprechende Faktor  $x_{k,t}$  einen positiven (negativen) Einfluss auf die Änderung des makroökonomischen Index  $\Delta y_t$  bzw. letztlich auf die Ausfallwahrscheinlichkeit  $p_t$  hat, was wiederum einem Regressionskoeffizienten  $\beta_k$  mit positivem (negativem) Vorzeichen entspricht. Zum Beispiel kann man davon ausgehen, dass die Ausfallwahrscheinlichkeit steigt, wenn sich die Konjunktur verlangsamt, was wiederum in einer rückläufigen Industrieproduktion oder einem sinkenden BIP-Wachstum zum Ausdruck kommen sollte. Eine detaillierte Beschreibung der verwendeten Indikatoren sowie eine ausführliche Argumentation der in Tabelle 1 angegebenen erwarteten Vorzeichen für die Regressionskoeffizienten finden sich in Kalirai und Scheicher (2002).

#### 4.2 Univariate Regressionsergebnisse

Im Folgenden werden die Ergebnisse der univariaten Schätzungen diskutiert. Es wurden Regressionen der Änderung des makroökonomischen Index  $\Delta y_t$  sowohl auf jeweils einen Faktor  $x_{k,t}$  zum Zeitpunkt  $t$  als auch auf den entsprechenden Faktor  $x_{k,t-1}$  des Vorjahres durchgeführt. Dadurch soll sichergestellt werden, dass gegebenenfalls auch ein verzögerter Effekt einer bestimmten Variablen auf die Ausfallwahrscheinlichkeit erfasst wird. Die Ergebnisse der univariaten Schätzungen werden in Tabelle 2 dargestellt. Da die in Tabelle 1 dargestellten Faktoren autokorreliert sind – was in der Modellierung durch die Gleichung (6.3) berücksichtigt wird, wurden die t-Statistiken und die entsprechenden p-Werte auf Basis des Newey-West-Schätzers<sup>2)</sup> berechnet.

Alle Indikatoren, die die aktuelle Konjunkturlage widerspiegeln, zeigen einen hochsignifikanten Einfluss auf die Änderung des makroökonomischen Index und damit die Ausfallwahrscheinlichkeit, wobei die Vorzeichen der Parameterschätzungen alle den Erwartungen entsprechen. Insbesondere ergibt die Regression bezüglich der Änderung der Industrieproduktion ohne Energie den höchsten Wert für die t-Statistik und mit einem  $R^2 = 0.44$  auch die beste

1 Es sind dies das Bruttoinlandsprodukt, der Konsum privater Haushalte, das verfügbare Einkommen und die Bruttoanlageinvestitionen. Die Exporte wurden der österreichischen Handelstatistik entnommen.

2 Der Newey-West-Schätzer erlaubt eine konsistente Schätzung der Kovarianzmatrix der Parameter, wenn in den Residuen Heteroskedastizität und/oder Autokorrelation unbekannter Ordnung vorliegt.

Datenanpassung unter allen univariaten Regressionen. Die Hypothese, dass eine Verschlechterung der aktuellen Konjunkturlage zu einer Erhöhung der Ausfallwahrscheinlichkeit führt, wird also eindeutig bestätigt. Ein verzögerter Effekt der Konjunkturlage auf die Ausfallwahrscheinlichkeit kann hingegen nicht festgestellt werden. Alle entsprechenden Parameterschätzungen sind insignifikant.

Bei den Indikatoren zur Preisstabilität ist das Ergebnis weit weniger eindeutig: lediglich die Änderungen der Inflationsrate in der aktuellen Periode und des Geldmengenaggregats M1 in der Vorperiode zeigen statistisch signifikante Parameterschätzungen mit dem erwarteten Vorzeichen. Die Änderung von M3 weist zwar eine signifikante Parameterschätzung auf, das positive Vorzeichen entspricht aber nicht der Erwartung, dass die Ausfallwahrscheinlichkeit und die Inflation negativ korreliert sind. Allerdings müssen die Ergebnisse für die

Tabelle 2

### Ergebnisse der univariaten Regressionen

	Regression auf aktuellen Faktor $x_{K,t}$				Regression auf verzögerten Faktor $x_{K,t-1}$			
	Koeffizient	t-Statistik	p-Wert	R <sup>2</sup>	Koeffizient	t-Statistik	p-Wert	R <sup>2</sup>
<b>Konjunkturindikatoren</b>								
Bruttoinlandsprodukt	<b>-3'932</b>	-3'800	0'001	0'24	0'292	0'179	0'859	0'00
Industrieproduktion, insgesamt	<b>-2'273</b>	-5'597	0'000	0'38	-0'349	-0'554	0'584	0'01
Industrieproduktion, ohne Energie	<b>-2'230</b>	-6'720	0'000	0'44	-0'303	-0'558	0'580	0'01
<b>Preisstabilitätsindikatoren</b>								
Inflationsrate	<b>-0'021</b>	-2'024	0'051	0'05	0'018	1'536	0'134	0'03
Geldmenge M1	-2'273	-1'379	0'184	0'04	<b>-1'091</b>	-2'888	0'010	0'24
Geldmenge M3	<b>2'220</b>	2'688	0'015	0'15	-0'797	-1'156	0'263	0'02
<b>Haushaltsindikatoren</b>								
Konsum der privaten Haushalte	<b>-3'292</b>	-1'860	0'071	0'12	-0'523	-0'374	0'711	0'00
Verfügbares Einkommen	<b>-4'037</b>	-4'163	0'000	0'27	0'253	0'160	0'874	0'00
Arbeitslosenrate	<b>0'150</b>	2'823	0'008	0'23	0'026	0'588	0'561	0'01
Kfz-Neuzulassungen	<b>-0'163</b>	-1'856	0'072	0'05	-0'171	-1'297	0'203	0'06
<b>Unternehmensindikatoren</b>								
Bruttoanlageinvestitionen, insgesamt	<b>-1'685</b>	-5'081	0'000	0'28	-0'505	-0'814	0'422	0'02
Bruttoanlageinvestitionen, Ausrüstungen	<b>-1'229</b>	-5'754	0'000	0'31	-0'435	-1'079	0'288	0'04
Bruttoanlageinvestitionen, Nichtwohnbau	<b>-0'999</b>	-3'071	0'004	0'16	-0'213	-0'465	0'645	0'01
Bruttoanlageinvestitionen, Wohnbau	-0'168	-0'288	0'775	0'00	0'116	0'239	0'813	0'00
Produktionserwartungen Industrie	<b>-0'366</b>	-2'465	0'019	0'17	-0'073	-0'569	0'574	0'01
Geschäftsklima-Index (Ifo)	<b>-0'222</b>	-1'751	0'089	0'09	-0'197	-1'652	0'108	0'07
<b>Aktienmarktindikatoren</b>								
ATX	<b>-0'252</b>	-3'165	0'003	0'14	-0'096	-1'108	0'276	0'02
DAX 30	<b>-0'190</b>	-2'718	0'010	0'06	-0'159	-1'111	0'274	0'04
Euro STOXX	<b>-0'268</b>	-3'421	0'002	0'09	<b>-0'200</b>	-1'702	0'098	0'05
DJIA	-0'118	-0'853	0'400	0'01	<b>-0'289</b>	-1'745	0'090	0'07
Volatilität des DAX	0'021	0'034	0'973	0'00	1'160	1'259	0'218	0'04
Volatilität des DJIA	-2'327	-1'416	0'168	0'06	0'352	0'317	0'753	0'00
<b>Zinsindikatoren</b>								
Nominaler kurzfristiger Zinssatz	<b>-0'027</b>	-2'176	0'036	0'09	<b>0'030</b>	2'775	0'009	0'11
Nominaler langfristiger Zinssatz	-0'009	-0'270	0'789	0'00	<b>0'062</b>	3'425	0'002	0'13
Realer kurzfristiger Zinssatz	-0'010	-0'667	0'509	0'01	0'016	1'269	0'213	0'02
Realer langfristiger Zinssatz	0'023	1'201	0'238	0'05	0'000	-0'028	0'978	0'00
Steigung der Zinsstrukturkurve	<b>0'042</b>	2'871	0'007	0'12	-0'023	-1'513	0'139	0'04
<b>Externe Indikatoren</b>								
Exporte	<b>-0'683</b>	-1'782	0'084	0'11	0'120	0'310	0'759	0'00
Wechselkursindex	0'236	0'282	0'780	0'00	<b>2'603</b>	4'565	0'000	0'18
Erdölpreis (Arab Light) in ATS	<b>0'073</b>	2'468	0'019	0'03	0'010	0'121	0'905	0'00
Erdölpreis (Brent-Rohöl) in ATS	<b>0'062</b>	1'857	0'072	0'02	0'023	0'261	0'795	0'00

Quelle: OeNB, Wifo, KSV, Statistik Austria, Datastream, US Energy Information Administration, eigene Berechnungen.

Anmerkungen: Die fett gedruckten Parameterschätzungen sind zu einem Konfidenzniveau von 90% signifikant. Parameterschätzungen, bei denen das Vorzeichen nicht den Erwartungen gemäß Tabelle 1 entspricht, sind kursiv gedruckt. In allen Regressionsgleichungen ist eine Konstante enthalten, wobei die entsprechende Parameterschätzung in allen Fällen hochsignifikant ist. Die t-Statistiken bzw. die p-Werte beruhen auf dem Newey-West-Schätzer für die Parameter-Kovarianzmatrix.

Geldmengenaggregate auf Grund des kleinen Samples von nur 21 Beobachtungen mit Vorsicht interpretiert werden.

Die Variablen für die aktuelle Lage des Haushaltssektors zeigen ebenso wie jene für die allgemeine Konjunktorentwicklung durchwegs signifikante Parameterschätzungen mit dem erwarteten negativen Vorzeichen, wenngleich die Ergebnisse – insbesondere hinsichtlich des nur zum Teil konjunkturabhängigen – Konsums der privaten Haushalte nicht so eindeutig sind. Mit Ausnahme der Investitionen für Wohnbauten, für die der Regressionskoeffizient klar nicht signifikant ist, gilt dies auch für den Unternehmenssektor. Insbesondere sind die Parameterschätzungen für die aktuelle Änderung der gesamten Investitionen und jener für Ausrüstungen hochsignifikant, wobei das  $R^2$  knapp unter bzw. über 0,3 liegt. Weniger eindeutig ist das Ergebnis bezüglich der Produktionserwartung und des Geschäftsklima-Index (Ifo): Sowohl die t-Statistik als auch das  $R^2$  sind deutlich niedriger. Hinsichtlich der jeweiligen Änderungen des Vorjahres gilt für den Unternehmenssektor ebenso wie für den Sektor der privaten Haushalte, dass kein Faktor einen signifikanten Einfluss auf die Änderung der Ausfallrate in der aktuellen Periode aufweist. Insgesamt bestätigen die Ergebnisse für die beiden Sektoren die Annahme, dass deren Situation eng mit der allgemeinen Konjunkturlage verbunden ist.

Unter den Indikatoren für die Entwicklung der Aktienmärkte haben – ausgenommen die nicht signifikante Volatilität des DJIA – alle Parameter das erwartete Vorzeichen. Die Parameterschätzungen sind aber in Bezug auf die aktuelle Periode nur für den ATX, den DAX und den Euro STOXX, bezogen auf die Vorperiode für den DJIA und den Euro STOXX statistisch signifikant. Allerdings ist die Datenanpassung im Vergleich zu den konjunkturabhängigen Indikatoren relativ gering. Die Volatilitäten zeigen generell keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Änderung der Ausfallwahrscheinlichkeit.

Für die Zinsindikatoren der aktuellen Periode ergibt sich nur in Bezug auf die Steigung der Zinskurve und den nominalen Drei-Monats-Zinssatz eine signifikante Parameterschätzung, wobei in letzterem Fall aber deren negatives Vorzeichen nicht der Erwartung entspricht, dass die Ausfallwahrscheinlichkeit – auf Grund erhöhter Finanzierungskosten – mit den Zinsen steigt. Die Parameterschätzungen sind sowohl für die kurz- als auch die langfristigen nominalen Zinsen des Vorjahres hoch signifikant. Offenbar haben die Nominalzinsen also einen verzögerten Einfluss auf die Änderung der Ausfallwahrscheinlichkeit. Bezüglich der realen Zinsen konnte in keinem einzigen Fall ein statistisch signifikanter Zusammenhang gefunden werden.

Unter den externen Indikatoren weisen die Exporte und die Erdölpreise der aktuellen Periode sowie der Wechselkursindex der Vorperiode signifikante Parameterschätzungen auf, wobei die Vorzeichen jeweils den Erwartungen entsprechen. Der Wechselkurs des Schilling bzw. Euro scheint also ebenso wie die nominalen Zinsen einen verzögerten Effekt auf die Kreditausfälle zu haben.

Vergleicht man die Ergebnisse mit jenen von Kalirai und Scheicher (2002), die das Kreditrisiko auf Basis der Wertberichtigungen messen, so zeigen sich trotz des unterschiedlichen Samples<sup>1)</sup> übereinstimmende Ergebnisse: In beiden

<sup>1</sup> Das Sample bei Kalirai und Scheicher (2002) beruht auf Quartalsdaten von 1990 bis 2001 und erstreckt sich folglich nicht über mehrere Konjunkturzyklen.

Fällen konnten die auf Basis der Industrieproduktion gemessene Konjunkturlage, verschiedene Aktienindizes und kurzfristige Zinssätze als wesentliche Einflussfaktoren für das Kreditrisiko identifiziert werden. Auf Basis des hier verwendeten Samples, das sich über mehrere Konjunkturzyklen erstreckt, zeigt die Mehrzahl der untersuchten Faktoren einen signifikanten Einfluss auf die Kreditausfälle. Bezüglich der Haushalte ist dies insbesondere das verfügbare Einkommen, hinsichtlich des Unternehmenssektors die Ausrüstungsinvestitionen sowie in Bezug auf die externen Faktoren der Wechselkursindex in der Vorperiode und der Erdölpreis.

### 4.3 Multifaktormodelle für das Kreditrisiko

Auf Grundlage der univariaten Regressionen des letzten Abschnitts könnte man nun Krisentests durchführen, indem man die erklärende Variable in der Regressionsgleichung entsprechend dem Krisenszenario schockt und dann auf Basis der sich ergebenden Ausfallwahrscheinlichkeit den erwarteten und/oder nicht erwarteten Portfolioverlust ermittelt. Die in Kalirai und Scheicher (2002) durchgeführten Krisentests entsprechen diesem Ansatz, wobei – gemäß der abhängigen Variablen in der Regressionsgleichung – die Auswirkung eines Schocks in einer makroökonomischen Variable auf die Änderung der Wertberichtigung untersucht wurde. Wie die Autoren selbst anmerken, vernachlässigt dieser Ansatz allerdings einen wesentlichen Aspekt, nämlich die Abhängigkeit der makroökonomischen Variablen untereinander. Zum Beispiel ist es wahrscheinlich, dass ein Erdölpreisschock sich auch negativ auf die Industrieproduktion auswirkt. In diesem Abschnitt werden Modelle vorgestellt, in denen entsprechend Gleichung (6.2) mehrere Variablen gleichzeitig auf das Kreditrisiko wirken. Die gegenseitige Abhängigkeit der Schocks in den makroökonomischen Variablen wird dabei durch die Kovarianzmatrix in Gleichung (6.4) modelliert. Darüber hinaus muss man davon ausgehen, dass ein einmaliger Schock – z. B. ein negatives BIP-Wachstum – Auswirkungen über mehrere Jahre haben wird. Dieser dynamische Aspekt wird durch Gleichung (6.3) berücksichtigt.

Im Folgenden sollen nun multivariate Modelle für die Änderung der Ausfallwahrscheinlichkeit vorgestellt werden, also Modelle, bei denen die abhängige Variable gleichzeitig durch mehrere makroökonomische Faktoren erklärt wird. Als Ausgangsbasis für die Modellierung dienen die univariaten Regressionen, die im letzten Abschnitt vorgestellt wurden. Grundsätzlich ist es dabei nicht möglich, alle Variablen gleichzeitig in ein Modell aufzunehmen, da zwischen manchen Faktoren Abhängigkeiten bestehen. Dieses als Kollinearität<sup>1)</sup> bekannte Problem führt dazu, dass die Varianz der Parameterschätzung zunimmt, wodurch letztlich eine konsistente Schätzung der Regressionskoeffizienten unmöglich wird.

Andererseits ist es Ziel der Studie, Krisentests durchzuführen, wobei nach Möglichkeit ein Krisenszenario in Bezug auf jede der sieben Kategorien von Variablen betrachtet werden soll. Wir wählen daher folgende Modellselektions-

1 Kollinearität liegt vor, wenn (nahezu) lineare Beziehungen in den erklärenden Variablen vorliegen, wenn also eine oder mehrere Variablen als Linearkombination einer oder mehrerer anderer Variablen dargestellt werden können. Die erklärenden Variablen wurden auf Grundlage der Variance-Decomposition-Proportions-Matrix von Belsley, Kuh und Welsch auf Kollinearität untersucht.

strategie: Als Kandidaten für ein multivariates Modell kommen alle Variablen in Betracht, für die die univariate Regression eine statistisch signifikante Parameterschätzung mit dem in Tabelle 1 angegebenen erwarteten Vorzeichen ergeben hat. Es werden nun alle Modelle geschätzt die eine Kombination dieser Variablen enthalten, wobei nur Modelle berücksichtigt werden, die aus jeder der sieben Kategorien höchstens eine Variable enthalten. Unter jenen Modellen, für die alle Parameter eine zum Konfidenzniveau von 90% signifikante Schätzung aufweisen und für die in den erklärenden Variablen keine Kollinearität gefunden werden konnte, wurden schließlich die in Tabelle 3 dargestellten Modelle ausgewählt.

Tabelle 3

<b>Ergebnisse der multivariaten Regressionen</b>								
	Allgemeines Konjunkturmodell		Unternehmenssektormodell		Haushaltssektormodell		Exportsektormodell	
$R^2$	0'65		0'59		0'57		0'52	
$\bar{R}^2$	0'60		0'52		0'50		0'44	
Variable	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert
Konstante	0'092	0'000	0'062	0'000	0'123	0'001	0'113	0'003
Industrieproduktion, ohne Energie	-1'977	0'000						
Investitionen, Ausrüstungen			-1'036	0'000				
Verfügbares Einkommen					-3'365	0'000		
Exporte							-1'031	0'002
Inflationsrate	-0'025	0'008	-0'027	0'066	-0'029	0'017	-0'025	0'072
ATX	-0'137	0'006	-0'211	0'002	-0'218	0'000	-0'203	0'001
Nominaler kurzfristiger Zinssatz, Vorjahr	0'016	0'051	0'024	0'000	0'027	0'006	0'027	0'003
Erdölpreis (Arab Light) in ATS	0'153	0'000	0'131	0'000	0'123	0'000	0'215	0'000

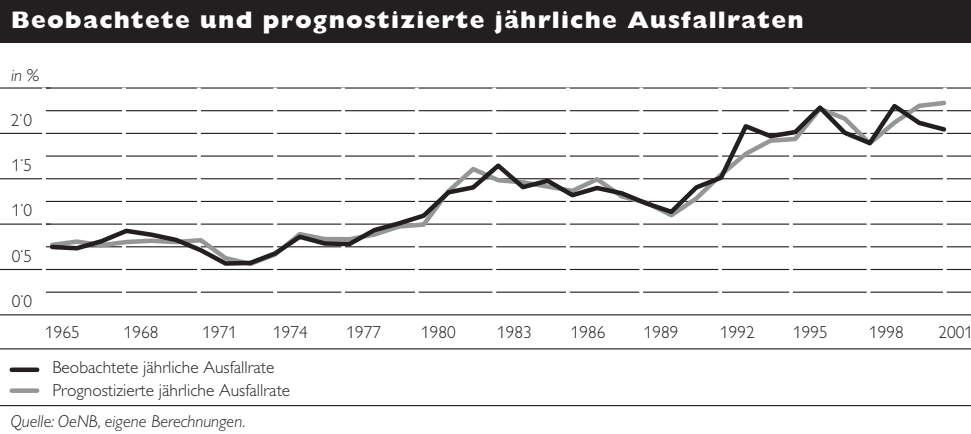
Quelle: OeNB, Wifo, KSV, Statistik Austria, Datastream, US Energy Information Administration, eigene Berechnungen.  
Anmerkung: Die t-Statistiken bzw. die p-Werte beruhen auf dem Newey-West-Schätzer für die Parameter-Kovarianzmatrix

Mit dem allgemeinen Konjunkturmodell können Krisentests für die allgemeine Konjunkturentwicklung durchgeführt werden, wobei diese durch die Industrieproduktion ohne Energie abgebildet wird. Zudem deckt dieses Modell die Preisstabilität, die Entwicklung auf den Aktien- und Zinsmärkten sowie den externen Faktor der Erdölpreisentwicklung ab. Die Parameterschätzungen sind – mit Ausnahme der Zinsänderung des Vorjahres, die einen p-Wert von knapp über 5% aufweist – alle hochsignifikant. Auch die Datenanpassung ist mit einem  $R^2 = 0'65$  bzw.  $\bar{R}^2 = 0'60$  zufrieden stellend.

Grafik 3 zeigt die beobachteten Ausfallraten von 1965 bis 2001 und die entsprechende Prognose für die Ausfallwahrscheinlichkeit, die sich auf Basis des allgemeinen Konjunkturmodells ergibt. Auffallend ist, dass die Prognosen für die Ausfallwahrscheinlichkeit in den Jahren 2000 und 2001 weit weniger gut sind, als in den meisten anderen Jahren. Offenbar wäre auf Grund der in diesen Jahren beobachteten Werte der makroökonomischen Variablen eine höhere Ausfallwahrscheinlichkeit zu erwarten gewesen, als dann tatsächlich eingetreten ist. Dies ist möglicherweise darauf zurückzuführen, dass die Banken in der Hoffnung auf einen wiederholt prognostizierten, aber letztlich noch immer nicht eingetretenen Wirtschaftsaufschwung in den letzten Jahren tendenziell weniger Kredite fällig gestellt haben.

Um auch Krisentests für den Haushalts- und den Unternehmenssektor sowie andere als durch den Erdölpreis bedingte externe Schocks durchführen zu können, wird die Industrieproduktion im Basismodell jeweils durch das verfügbare Einkommen, die Ausrüstungsinvestitionen und die Exporte ersetzt. Die

Grafik 3



entsprechenden Ergebnisse der Schätzungen sind ebenfalls in Tabelle 3 dargestellt. Natürlich ist auch ein allgemeiner Konjunkturschock in aller Regel auf einen Schock in einem dieser Sektoren zurückzuführen. In den Krisentests werden dennoch alle in Tabelle 3 angeführten Modelle berücksichtigt, um einerseits auf Basis des allgemeinen Konjunkturmodells die Auswirkungen eines Konjunkturschocks zu untersuchen, ohne den betroffenen Sektor explizit zu spezifizieren. Andererseits sollen auf Basis der anderen Modelle eben auch die Auswirkungen sektorspezifischer Konjunkturschocks untersucht werden.

## 5 Modellsimulation und Durchführung der Krisentests

### 5.1 Simulation des Modells

Nachdem alle relevanten makroökonomischen Faktoren ausgewählt und die Parameter des Gleichungssystems (6.1 bis 6.4) geschätzt wurden,<sup>1)</sup> kann das Modell verwendet werden, um die Verlustverteilung des österreichischen Kreditportfolios über einen bestimmten Zeithorizont  $H$  zu ermitteln, wobei die zukünftige Entwicklung der Ausfallwahrscheinlichkeit nun nicht mehr wie in Abschnitt 2 als konstant angenommen wird, sondern durch die Dynamik des Modells bestimmt wird. Ausgehend von den aktuellen Werten  $x_t = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots, x_{K,t})$  der makroökonomischen Variablen wird dazu eine Monte-Carlo-Simulation durchgeführt, wobei in jedem Schritt eine Prognose für die Ausfallwahrscheinlichkeit für den Zeitpunkt  $t + 1$  wie folgt erstellt wird:

1. Ziehe einen  $(K + 1)$ -Vektor  $Z_{t+1}$  von  $N(0, 1)$ -verteilten Zufallszahlen.
2. Berechne den  $(K + 1)$ -Vektor  $E_{t+1}$  der Schocks bzw. Störterme in Gleichung (6.2) und (6.3) gemäß  $E_{t+1} = AZ_{t+1}$ , wobei  $A$  die  $(K + 1) \times (K + 1)$ -Matrix der Cholesky-Dekomposition der Kovarianzmatrix  $\Sigma$  in Gleichung (6.4) ist, also jene Matrix, für die gilt:  $\Sigma = AA'$ .
3. Berechne gemäß Gleichung (6.3) die Prognosen für den Zeitpunkt  $t + 1$  der makroökonomischen Variablen  $x_{t+1} = (x_{1,t+1}, x_{2,t+1}, \dots, x_{K,t+1})$ .
4. Berechne gemäß Gleichungen (6.2) und (6.1) die Prognose für den Zeitpunkt  $t + 1$  der Ausfallwahrscheinlichkeit  $p_{t+1}$ .

<sup>1</sup> Die Ergebnisse für die Schätzung der AR(2)-Prozesse (Gleichung 6.3) sowie der Kovarianzmatrix  $\Sigma$  (Gleichung 6.4), die aus den Residuen der entsprechenden Regressionen geschätzt wird, können hier aus Platzgründen nicht dargestellt werden.

Ersetzt man nach einem Zeitschritt die aktuellen Variablen für den Zeitpunkt  $t$  durch die entsprechenden Prognosen für den Zeitpunkt  $t + 1$  und wiederholt man die Schritte 1 bis 4, so erhält man eine Prognose der Ausfallwahrscheinlichkeit  $p_{t+2}$  für den Zeitpunkt  $t + 2$ . Dies kann fortgesetzt werden, bis der gewünschte Zeithorizont  $H$  erreicht ist. Schließlich erhält man einen Pfad von zukünftigen Ausfallwahrscheinlichkeiten  $(p_{t+1}, p_{t+2}, \dots, p_{t+H})$ , für den, wie im zweiten Abschnitt beschrieben, die Verlustverteilung ermittelt wird. Die gesamte Verlustverteilung – und damit der erwartete und der nicht erwartete Verlust – ergeben sich schließlich aus der Verteilung der Verluste über alle simulierten Pfade von Ausfallwahrscheinlichkeiten.

Tabelle 4

<b>Ergebnisse der Modellsimulation auf Basis der Daten für 2001</b>				
	Allgemeines Konjunktur- modell	Unternehmens- sektormodell	Haushalts- sektormodell	Exportsektor- modell
Durchschnittliche jährliche Ausfallwahrscheinlichkeit in %	2'17	2'17	2'25	2'14
<b>Erwarteter Verlust</b>				
in Mrd EUR	4'32	4'32	4'47	4'26
in % des Gesamtvolumens	1'65	1'65	1'70	1'62
in % des Eigenkapitals	10'19	10'19	10'54	10'05
<b>Nicht erwarteter Verlust</b>				
in Mrd EUR	8'05	8'03	8'34	7'94
in % des Gesamtvolumens	3'07	3'06	3'18	3'03
in % des Eigenkapitals	18'99	18'95	19'67	18'73
Volumen des österreichischen Kreditportfolios auf Basis der GKE:				262'14 Mrd EUR
Gesamtsumme des Eigenkapitals (Tier 1-Kapital plus Tier 2-Kapital minus Abzugsposten):				42'38 Mrd EUR
Quelle: OeNB, eigene Berechnungen.				
Anmerkung: Es wurden eine fixe Rückzahlungsquote von 70% und ein Zeithorizont von drei Jahren gewählt.				

Für das in Abschnitt 2 vorgestellte österreichische Kreditportfolio ergibt eine Monte-Carlo-Simulation mit 50.000 Simulationsschritten die in Tabelle 4 dargestellten Ergebnisse. Der erwartete und der nicht erwartete Verlust werden in Beziehung zum gesamten Eigenkapital<sup>1)</sup> der österreichischen Banken gesetzt, wobei genügend Eigenkapital vorhanden sein muss, um den nicht erwarteten Verlust abzudecken.<sup>2)</sup> Wie aus Tabelle 4 ersichtlich ist, ergibt sich hinsichtlich der Risikotragfähigkeit der österreichischen Banken auf Basis aller vier Modelle ein positives Bild: Das Verhältnis von nicht erwartetem Verlust zum gesamten Eigenkapital beträgt je nach Modell zwischen 18'7 und 19'7% und liegt damit um 1 bis 2 Prozentpunkte über dem Wert von 16'5%, der in Abschnitt 2 auf Basis der konstanten Ausfallrate aus dem Jahr 2001 ermittelt wurde. Zu beachten ist dabei wiederum, dass die Wertberichtigungen, die die Banken für erwartete Verluste vornehmen, hier noch gar nicht berücksichtigt sind. Somit sind sowohl der für den Zeitraum 2002 bis 2005 erwartete als auch der entsprechende nicht erwartete Verlust aus dem österreichischen Kreditportfolio ausreichend durch die Eigenmittel der Banken abgesichert. Dies gilt auf Basis der Modellsimulationen, denen die Werte der makroökonomischen Variablen im Jahr 2001 zu Grunde gelegt wurden. In den folgenden Krisentests

- <sup>1</sup> Unter Eigenkapital werden im Folgenden die anrechenbaren Eigenmittel gemäß § 23 BWG 1993 verstanden (Tier 1-Kapital plus Tier 2-Kapital minus Abzugsposten).
- <sup>2</sup> Der nicht erwartete Verlust ist der maximale Verlust, der mit einer Wahrscheinlichkeit von 99% auftreten kann, und inkludiert somit auch den erwarteten Verlust.

wird überprüft, ob dies auch dann der Fall ist, wenn bis Ende 2002 plötzlich ein bestimmtes Krisenszenario eintritt.

## 5.2 Simulation von Krisenszenarien

Ein makroökonomischer Krisentest soll die Frage beantworten, mit welchen Verlusten man rechnen muss, wenn plötzlich eine gesamtwirtschaftliche Krisensituation eintritt, die durch einen entsprechenden Schock in einer makroökonomischen Variablen beschrieben wird. Konkret stellt sich die Frage, wie hoch der erwartete und der nicht erwartete Verlust sind und ob diese ausreichend durch Eigenmittel abgesichert sind, wenn zum Zeitpunkt  $t + 1$  eine bestimmte Variable den Wert  $x_{k,t+1}^s$  annimmt. Es sollen also die zukünftigen Verluste aus dem österreichischen Kreditportfolio abgeschätzt werden, wenn im Laufe des Jahres 2002 z. B. die Industrieproduktion um 5% sinkt oder sich der Erdölpreis verdoppelt.

Um einen Krisentest durchzuführen gehen wir wie folgt vor: Das Krisenszenario  $x_{k,t+1}^s$  für den Zeitpunkt  $t + 1$  wird in einen „normalen“ Teil, der sich aus dem autoregressiven Prozess ergibt, und in einen „überraschenden“ Teil zerlegt:

$$x_{k,t+1}^s = \gamma_{k,0} + \gamma_{k,1}x_{k,t} + \gamma_{k,2}x_{k,t-1} + \nu_{k,t+1}^s \quad (7)$$

Der Überraschungsanteil  $\nu_{k,t+1}^s$  beschreibt den (künstlichen) Schock, den das Krisenszenario  $x_{k,t+1}^s$  impliziert. In der Monte-Carlo-Simulation wird nun im ersten Schritt des obigen Algorithmus das entsprechende Element  $z_{k+1,t+1}$  im Vektor  $Z_{t+1}$  der  $N(0, 1)$ -verteilten Zufallszahlen durch den künstlichen Schock  $z_{k+1,t+1}^s$  ersetzt, wobei  $\nu_{k,t+1}^s$  noch mit der entsprechenden Standardabweichung normalisiert werden muss:

$$z_{k+1,t+1}^s = \nu_{k,t+1}^s / \sigma_{k,\nu}$$

Dadurch wird sichergestellt, dass im zweiten Simulationsschritt die Auswirkung des Krisenszenarios auf die anderen makroökonomischen Variablen durch die Kovarianzmatrix berücksichtigt wird.

## 6 Ergebnisse der makroökonomischen Krisentests

Ein wesentlicher Aspekt von Krisentests bezieht sich auf die Frage, welche Szenarien den Krisentests zu Grunde gelegt werden sollen. Zwar zielen Krisentests darauf ab, die Auswirkung von extremen Ereignissen zu untersuchen. Werden diese Ereignisse allerdings allgemein als äußerst unwahrscheinlich bzw. unplausibel angesehen, so wird man den entsprechenden Ergebnissen wenig Gewicht beimessen. Eine gute Einführung in die Problematik der Auswahl von Krisenszenarien findet sich in Breuer und Krenn (1999).

Eine Möglichkeit für die Auswahl von Krisenszenarien besteht darin, die Auswirkung einer historisch beobachteten maximalen Bewegung eines bestimmten Risikofaktors – hier der makroökonomischen Variablen – zu untersuchen. Ein derartiger Krisentest wird allgemein als plausibel empfunden, weil das entsprechende Ereignis in der Vergangenheit schon stattgefunden hat. Aus diesem Grund wurde im Folgenden diese Strategie zur Auswahl der Szenarien gewählt. Zu beachten ist dabei, dass die gewählten Szenarien dennoch hypothetische sind und nicht versucht wird, die historischen Ereignisse exakt wieder-

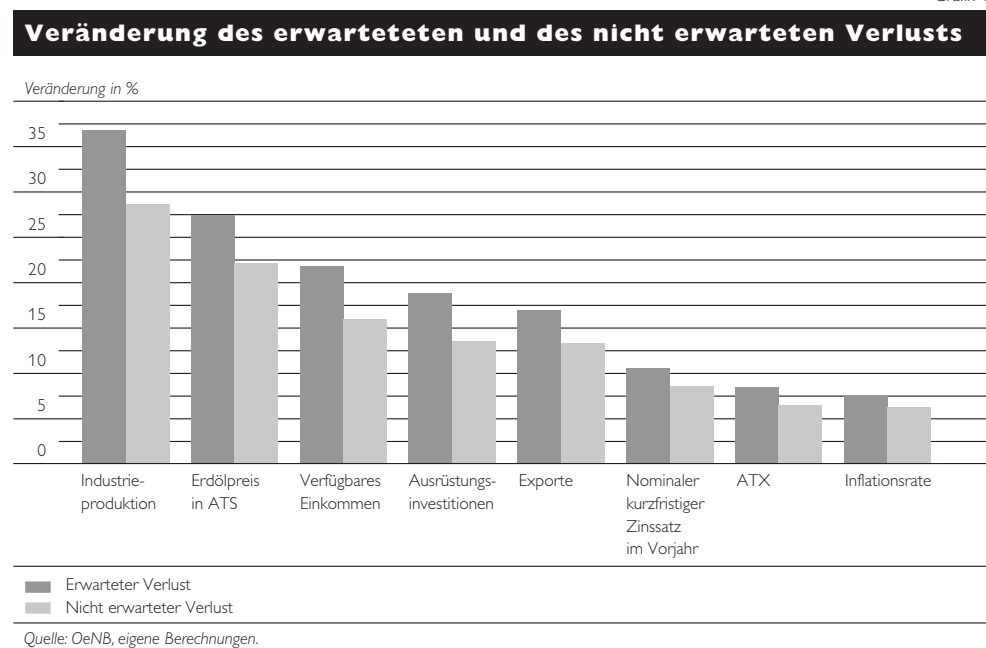


zugeben. Zum Beispiel ist der im Folgenden so genannte allgemeine Konjunkturschock als ein Konjunkturschock zu verstehen, dessen Ursache nicht näher spezifiziert wird. Lediglich das Ausmaß des Rückgangs der Industrieproduktion wird auf Basis der historischen Beobachtung festgesetzt, wobei die Ursache im historischen Fall der Erdölpreisschock war. Ein ähnlicher Rückgang wäre aber natürlich auch auf Grund anderer Ereignisse denkbar. Im Einzelnen werden Krisentests auf Basis der folgenden historischen Szenarien durchgeführt:

- Allgemeiner Konjunkturschock: Rückgang der Industrieproduktion um 6,3%, eingetreten im Jahr 1975 in Folge des Erdölpreisschocks;
- Schock des Haushaltssektors: Verminderung des verfügbaren Einkommens um 0,4%, ebenfalls beobachtet im Jahr 1975;
- Schock des Unternehmenssektors: Rückgang der Bruttoanlageinvestitionen für Ausrüstungen um 7,3%, eingetreten im Jahr 1982;
- Exportschock: Exportrückgang um 4,2%, eingetreten während der Rezession 1993;
- Inflationsschock: Rückgang der Inflationsrate um 2,7 Prozentpunkte, beobachtet im Jahr 1966;
- Aktiencrash: Einbruch des ATX um 24%, geschehen im Jahr 1991;
- Zinsschock: Anstieg der kurzfristigen Nominalzinsen um 3,7 Prozentpunkte, eingetreten im Jahr 1980;
- Erdölpreisschock: Anstieg des Erdölpreise um 263%, geschehen im Jahr 1974.

Für jedes Krisenszenario wurde eine Monte-Carlo-Simulation des entsprechenden Modells mit 50.000 Simulationsschritten durchgeführt, wobei in Bezug auf den Inflationsschock, den Zinsschock, den Aktiencrash und den Erdölpreisschock das allgemeine Konjunkturmodell zu Grunde gelegt wurde. Grafik 4 zeigt die Veränderung des erwarteten und des nicht erwarteten Verlusts für die historischen Krisenszenarien gegenüber den entsprechenden

Grafik 4



Werten, die auf Basis des Ende 2001 gegebenen Szenarios ermittelt wurden, wobei für die Ermittlung der Verlustverteilung wieder ein Zeithorizont von drei Jahren zu Grunde gelegt wurde. Die größte Auswirkung auf die Verlustverteilung hat das Krisenszenario des allgemeinen Konjunkturschocks, das durch den Rückgang der Industrieproduktion beschrieben wird. Der erwartete Verlust nimmt bei Eintreten des Krisenszenarios um über 35%, der nicht erwartete Verlust um knapp 30% gegenüber den Werten, die auf Basis des Ende 2001 gegebenen Szenarios ermittelt wurden, zu.<sup>1)</sup>

Die zweitstärkste Auswirkung zeigt der Erdölpreisschock, gefolgt von den Schocks des Haushalts-, des Unternehmens und des Exportsektors. Offensichtlich sind es – abgesehen vom Erdölpreis – die konjunkturbedingten Indikatoren, die die größte Wirkung auf die Ausfallwahrscheinlichkeit bzw. das Kreditrisiko haben. Der Zinsschock von immerhin plus 3,7 Prozentpunkten, erhöht den erwarteten Verlust nur noch um 10%, die entsprechende Wirkung des Aktien-crashes und des Inflationsschocks liegen sogar noch darunter.

Tabelle 5 fasst die Ergebnisse der Krisentests in absoluten und relativen Zahlen zusammen: Der für den Zeitraum 2002 bis 2005 erwartete und der entsprechende nicht erwartete Verlust erhöhen sich je nach Krisenszenario auf Werte zwischen 4,7 Mrd bzw. 8,6 Mrd EUR (Inflationsschock) und 6,8 Mrd bzw. 11,3 Mrd EUR (allgemeiner Konjunkturschock). In Prozent des Gesamtvolumens des österreichischen Kreditportfolios entspricht dies einem maximalen nicht erwarteten Verlust von 4,3%. Der Eigenkapitalbedarf für den nicht erwarteten Verlust erhöht sich je nach Krisenszenario um 1,2 bis knapp 6 Prozentpunkte auf 20,2 bis 26%, wie ein Vergleich von Tabelle 4 und Tabelle 5 zeigt. Das den österreichischen Banken insgesamt zur Verfügung stehende Eigenkapital deckt den nicht erwarteten Verlust also in allen historischen Krisenszenarien ausreichend ab. Dies umso mehr, als die durch die Banken bereits getätigten Wertberichtigungen für zu erwartende Kreditausfälle in den genannten Zahlen noch gar nicht berücksichtigt wurden.

Verglichen mit den Ergebnissen von Kalirai und Scheicher (2002) erhöht sich der Eigenkapitalbedarf im Krisenszenario allerdings recht deutlich. Während z. B. ein Schock der Industrieproduktion auf Basis des dort verwendeten Modells die Wertberichtigungen in Relation zum Eigenkapital nur um 1 Prozentpunkt erhöht, steigt der – im Durchschnitt den Wertberichtigungen entsprechende – erwartete Verlust in Relation zum Eigenkapital hier um knapp 6 Prozentpunkte. Dieser recht deutliche Unterschied dürfte sich in erster Linie dadurch erklären, dass in der hier vorgestellten Modellierung mehrere makroökonomische Variablen gleichzeitig auf das Kreditrisiko wirken und dabei die gegenseitige Abhängigkeit der Variablen durch die Korrelation der Schocks berücksichtigt wird, während die in Kalirai und Scheicher (2002) vorgestellten Krisentests lediglich auf der Basis univariater Regressionen durchgeführt wurden.

1 Die unterschiedlichen Zuwächse im erwarteten und im nicht erwarteten Verlust erklären sich dadurch, dass die Schiefe der Verlustverteilung mit zunehmender Ausfallwahrscheinlichkeit abnimmt.

Tabelle 5

	<b>Zusammengefasste Ergebnisse der Krisentests</b>							
	Mittlere Ausfall- wahrschein- lichkeit	Erwarteter Verlust				Nicht erwarteter Verlust		
		in %	in Mrd EUR	in % des Gesamt- volumens	in % des Eigenkapitals	in Mrd EUR	in % des Gesamt- volumens	in % des Eigenkapitals
<b>Historische Krisenszenarien</b>								
Industrieproduktion, ohne Energie	3'45	6'84	2'61	16'14	11'28	4'30	26'62	
Anlageinvestitionen	2'68	5'31	2'03	12'54	9'28	3'54	21'90	
Verfügbares Einkommen	2'86	5'71	2'18	13'47	9'92	3'78	23'40	
Exporte	2'58	5'13	1'96	12'09	9'15	3'49	21'60	
Inflationsrate	2'35	4'67	1'78	11'02	8'57	3'27	20'22	
ATX	2'59	5'16	1'97	12'17	9'26	3'53	21'85	
Nominaler kurzfristiger Zinssatz, Vorjahr	2'55	5'07	1'94	11'97	9'09	3'47	21'45	
Erdölpreis in ATS	2'99	5'95	2'27	14'05	10'33	3'94	24'37	
<b>Dreijährige Rezession</b>								
Industrieproduktion, ohne Energie	5'30	10'4	3'97	24'53	15'89	6'06	37'49	
Volumen des österreichischen Kreditportfolios auf Basis der GKE:						262'14 Mrd EUR		
Gesamtsumme des Eigenkapitals (Tier 1-Kapital plus Tier 2-Kapital minus Abzugsposten):						42'38 Mrd EUR		
<i>Quelle: OeNB, eigene Berechnungen.</i>								
<i>Anmerkung: Es wurden eine fixe Rückzahlungsquote von 70% und ein Zeithorizont von drei Jahren gewählt.</i>								

Abschließend wurde ein Krisentest durchgeführt, der die Risikotragfähigkeit des österreichischen Bankensektors in Bezug auf eine wirklich extreme Belastung, eine drei Jahre anhaltende, schwere Rezession, überprüfen soll.<sup>1)</sup> Der Krisentest wurde auf Basis einer Simulation des allgemeinen Konjunkturmodells durchgeführt, wobei die Änderung der Industrieproduktion drei Jahre hintereinander mit dem maximalen Rückgang von 6'3% aus dem Jahr 1975 geschockt wurde. Dieser Rückgang der Industrieproduktion entsprach im Jahr 1975 einem negativen BIP-Wachstum von 0'4%. Das Ergebnis des Krisentests bestätigt das positive Bild der Risikotragfähigkeit der österreichischen Banken, das aus den historischen Szenarien gewonnen wurde. Zwar steigt die durchschnittliche jährliche Ausfallwahrscheinlichkeit auf 5'3% und somit der erwartete Verlust auf 10'4 Mrd EUR. Das würde bedeuten, dass in einem derartigen Krisenszenario über einen Zeitraum von drei Jahren Verluste in der Höhe von knapp 25% des gesamten Eigenkapitals der österreichischen Banken zu erwarten wären, was sicherlich eine schwere – aber verkraftbare – Belastung für das österreichische Bankensystem darstellen würde. Andererseits ist der nicht erwartete Verlust – also der maximale Verlust, der mit einer Wahrscheinlichkeit von 99% auftritt – von 15'9 Mrd EUR bzw. 37'5% in Relation zu den Eigenmitteln auch in diesem dramatischen Krisenszenario fast dreifach durch Eigenmittel abgedeckt, sodass man die Risikotragfähigkeit des österreichischen Bankensystems auf Basis der hier vorgestellten Krisentests als durchaus zufrieden stellend bezeichnen kann. Darüber hinaus betragen die Wertberichtigun-

<sup>1</sup> Ein ähnliches Szenario mit dreijährigem Nullwachstum wurde für die Krisentests im Zuge des finnischen Financial System Stability Assessment Program des Internationalen Währungsfonds (IWF) ausgewählt (IWF, 2001).

gen, die die Banken zum Ultimo Juni 2002 in Bezug auf Forderungen gegenüber inländischen Kunden und Kreditinstituten bereits vorgenommen haben, etwa 20% des gesamten Eigenkapitals, sodass ein Großteil der oben genannten Verluste, die in diesem dramatischen Krisenszenario zu erwarten wären, bereits durch entsprechende Wertberichtigungen abgedeckt sind.

## **7 Zusammenfassung**

In dieser Studie wurde ein Kreditrisikomodell für das österreichische Kreditportfolio auf der Basis von Einzelkreditdaten vorgestellt, das das Kreditrisiko in Abhängigkeit von makroökonomischen Indikatoren modelliert und dabei die Wechselwirkungen zwischen den makroökonomischen Variablen durch die entsprechenden Korrelationen berücksichtigt. Auf der Basis univariater Regressionen werden zunächst eine Reihe von Indikatoren für das Kreditrisiko identifiziert, auf deren Grundlage in der Folge ein multivariates Modell selektiert wird, das das Kreditrisiko durch die Industrieproduktion, die Inflationsrate, den ATX, den kurzfristigen Nominalzinssatz des Vorjahres sowie den Erdölpreis erklärt. Um sektorspezifische Krisentests durchführen zu können, wird in alternativen Modellen die Industrieproduktion jeweils durch die Investitionen für Ausrüstungen, das verfügbare Einkommen sowie die Exporte ersetzt. Durch eine dynamische Modellkomponente kann auf der Basis dieser Modelle der zukünftige Verlust aus dem österreichischen Kreditportfolio in Abhängigkeit der makroökonomischen Variablen mittels Simulationen abgeschätzt werden. Insbesondere wird das Modell verwendet, um Krisentests in Bezug auf historisch beobachtete, maximale Änderungen der genannten Indikatoren durchzuführen. Der innerhalb von drei Jahren zu erwartende Verlust in Relation zum gesamten Eigenkapital erhöht sich auf Basis dieser Krisenszenarien um bis zu 6 Prozentpunkte gegenüber dem entsprechenden Wert, der auf Basis des Ende 2001 gegebenen Szenarios ermittelt wurde. Der maximale Verlust, der mit einer Wahrscheinlichkeit von 99% auftritt, beträgt allerdings höchstens 26,6% der Eigenmittel, woraus sich ein positives Bild hinsichtlich der Risikotragfähigkeit der österreichischen Banken ergibt, zumal dabei die bereits getätigten Wertberichtigungen nicht berücksichtigt wurden. Dieses Bild wird auch in einem Krisenszenario einer drei Jahre andauernden, schweren Rezession bestätigt, die zwar beträchtliche – aber noch immer ausreichend abgesicherte – Verluste aus dem österreichischen Kreditportfolio erwarten ließe.

Die vorgestellten Ergebnisse sind grundsätzlich als ein weiterer Schritt in der Entwicklung eines makroökonomischen Krisentestmodells für den österreichischen Bankensektor zu verstehen und müssen mit großer Vorsicht und unter Bedacht der getroffenen Annahmen interpretiert werden. Zwar wurde gegenüber den ersten Ergebnissen von Kalirai und Scheicher (2002) eine Reihe von Verbesserungen in der Modellierung, wie die Berücksichtigung der Portfoliostruktur oder der gegenseitigen Abhängigkeit der makroökonomischen Variablen, erreicht. Andererseits blieb das Risiko aus Krediten an ausländische Kreditnehmer hier gänzlich unberücksichtigt, und auch das Volumen der Kredite an inländische Kreditnehmer konnte auf Grund der verfügbaren Daten nicht vollständig erfasst werden. In weiteren Forschungsarbeiten sollte daher versucht werden, das österreichische Kreditportfolio durch Zusammenführung der Meldungen aus Großkreditevidenz und Monatsausweis vollständig zu er-

fassen. Darüber hinaus sollte in einem verbesserten Modell das unterschiedliche Ausfallrisiko in den verschiedenen Industriesektoren berücksichtigt werden. Weiters wurde in der vorliegenden Studie eine konstante Rückzahlungsquote von 70% unterstellt. Durch die Berücksichtigung von Sicherheiten, die ab Jänner 2003 in der GKE gemeldet werden, wird zukünftig auch in Bezug auf den tatsächlichen Verlust im Falle eines Kreditausfalls eine verbesserte Modellierung möglich sein. Letztlich wäre es auch wünschenswert, den hier gewählten Ansatz einer hypothetischen „Bank Österreich“ aufzugeben und das Kreditrisiko in Bezug auf die einzelnen Banken getrennt zu betrachten, wodurch der systemische Aspekt des Kreditrisikos besser identifiziert werden könnte. In Verbindung mit dem von Elsinger, Lehar und Summer (2002) vorgestellten Ansatz, der das systemische Risiko, das sich aus den wechselseitigen Verpflichtungen der Banken ergibt, explizit modelliert, ergäbe dies ein umfassendes makroökonomisches Krisentestmodell für den österreichischen Bankensektor.

### Literaturverzeichnis

- Breuer, T. und Krenn, G. (1999).** Durchführung von Krisentests. In: Leitfadensreihe zum Marktrisiko, Band 5, OeNB.
- Elsinger, H., Lehar, A und Summer, M. (2002).** Eine neue Methode zur Risikoeinschätzung von Interbankenkrediten. In: Finanzmarktstabilitätsbericht 3 der OeNB, 83–96.
- Crouhy, M., Galai, D. und Mark, R. (2000).** A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models. In: Journal of Banking and Finance 24, 59–117.
- IWF (2001).** Finland: Financial System Stability Assessment. Country Report No. 01/214.
- Kalirai, H. und Scheicher, M. (2002):** Makroökonomische Krisentests: Erste Ergebnisse für Österreich. In: Finanzmarktstabilitätsbericht 3 der OeNB, 64–82.
- Wilson, T. (1997a).** Portfolio Credit Risk (I). In: Risk, Vol. 10, Nr. 9.
- Wilson, T. (1997b).** Portfolio Credit Risk (II). In: Risk, Vol. 10, Nr. 10.