

# Makroökonomische Krisentests: Erste Ergebnisse für Österreich

Harvir Kalirai,  
Martin Scheicher

## I Einleitung

Angesichts der fortschreitenden Globalisierung gewinnt die Wahrung der Finanzmarktstabilität durch die Notenbanken und Aufsichtsbehörden zunehmend an Bedeutung. Die Entwicklungen der letzten Jahrzehnte – der Abbau von Handelsschranken, Maßnahmen zur Kapitalverkehrsliberalisierung, die Beschleunigung des Informationsflusses, Finanzinnovationen, Deregulierungsmaßnahmen und der technische Fortschritt – haben zu einer stärkeren Verflechtung der internationalen Finanzmärkte geführt. Während die Weltwirtschaft insgesamt von dieser Entwicklung profitiert hat, birgt das Zusammenwachsen der Märkte auch ein gewisses Risiko. Finanzkrisen können sich so nämlich leichter über nationale Grenzen hinweg ausbreiten und die Weltwirtschaft stärker in Mitleidenschaft ziehen. In Anbetracht des Dominoeffekts müssen die Notenbanken potenziellen Schwachstellen, die eine Gefahrenquelle für die nationale und internationale Finanzmarktstabilität darstellen könnten, mehr Beachtung schenken.

Ereignisse wie der Beinahe-Bankrott des Hedgefonds LTCM (Long-Term Capital Management), die Asienkrise, die skandinavische Bankenkrise und jüngst die Schuldenkrise Argentiniens haben nur allzu deutlich gezeigt, dass seitens der zuständigen Organisationen Handlungsbedarf besteht, um die Stabilität der Finanzmärkte zu sichern. Im Fall der Asienkrise griffen etwa die Finanzschwierigkeiten eines einzigen Landes (Thailands) auf Grund seiner internationalen Handels- und Finanzverflechtungen bald auf weitere aufstrebende Volkswirtschaften Asiens über (Indonesien, Malaysia und Südkorea) und erschütterten schließlich weltweit die Finanzmärkte. Die Turbulenzen auf den asiatischen Finanzmärkten brachten Schwächen in den nationalen Bankensystemen zu Tage, auf die der Internationale Währungsfonds (IWF) mit einer Reihe von Rettungsaktionen reagierte, um einen völligen Zusammenbruch der Wirtschaft in den betroffenen Ländern zu verhindern. In Skandinavien wiederum löste in der ersten Hälfte der Neunzigerjahre ein Preissturz bei Immobilienpreisen eine Bankenkrise aus. Als nämlich die überhöhten Immobilienpreise einbrachen, mussten stark exponierte Banken – mehr und mehr Kredite waren mit Immobilien besichert worden – große Verluste hinnehmen. Die Kosten der skandinavischen Bankenkrise werden auf 5 bis 7% des BIP geschätzt.

Die Notenbanken spielen bei der Sicherung der Finanzmarktstabilität und der Minimierung von Schwächen im Finanzsystem eine wichtige Rolle und sind in einer Reihe von Ländern auch in die Finanzmarktaufsicht eingebunden. Ganz allgemein ist die Funktion des „Lender of Last Resort“ eine zentrale Notenbankaufgabe. In diesem Zusammenhang stellt sich die Frage, wie Schwachstellen im Finanzsystem identifiziert werden können. Damit die Notenbanken entsprechende Präventivmaßnahmen treffen bzw. im Krisenfall aktiv werden können, müssen sie nämlich potenzielle Anzeichen für erhöhte Risiken im Finanzsystem rechtzeitig erkennen können. Wertvolle Unterstützung bei der Erfüllung der Aufgabe, Finanzmarktstabilität zu gewährleisten, liefern den Entscheidungsträgern so genannte Makro-Krisentests: mit dieser Methode lassen sich Schwächen im Finanzsystem quantitativ analysieren.

Im Rahmen dieser Studie sollen für das österreichische Bankensystem Makro-Krisentests unter besonderer Berücksichtigung des Kreditrisikos durch-

geführt werden. Das Kreditrisiko war zuletzt aus einer Reihe von Gründen Gegenstand umfassender Analysen. Erstens ist es für die Banken im Euroraum nach wie vor der wichtigste Risikofaktor. Zweitens ist die Modellierung ausfallgefährdeter Aktiva durch die Änderungen bei den aufsichtlichen Regelungen und die Entwicklung neuer Produkte generell wichtiger geworden. Die quantitative Analyse des Kreditrisikos wurde zuletzt auf Grund des Basel-II-Prozesses und der rasanten Ausweitung der Geschäfte mit Kreditderivaten forciert. In der vorliegenden Studie schätzen wir mittels einer Szenarioanalyse die Auswirkungen eines gestiegenen Ausfallrisikos auf die Risikotragfähigkeit der österreichischen Banken. Zu diesem Zweck stellen wir die Ergebnisse einer Reihe von Szenarien, die auf Veränderungen bei makroökonomischen Indikatoren beruhen, der Eigenkapitalausstattung der österreichischen Banken gegenüber. Dabei zeigt sich, dass eine Reihe von Variablen, darunter die Industrieproduktion sowie die realen und nominellen kurzfristigen Zinsen, einen statistisch signifikanten Einfluss auf den Wertberichtigungsbedarf für Kreditausfälle haben. Im Hinblick auf die wirtschaftlichen Konsequenzen sind unsere Szenarien nur bedingt aussagekräftig, weil wir die Effekte von Änderungen einzelner Faktoren testen, und nicht von Veränderungen eines Szenarios, das die Wechselwirkung zwischen den Variablen berücksichtigt. Für eine Multifaktorenanalyse müsste ein umfassendes makroökonomisches Modell gebaut werden, was den Rahmen dieser Studie sprengen würde.

Diese Studie ist wie folgt gegliedert: Abschnitt 2 bietet einen knappen Überblick über Krisentests. In Abschnitt 3 werden einige Aussagen zum Kreditrisiko im österreichischen Finanzsystem gemacht. Abschnitt 4 enthält eine Beschreibung der Methodik und eine Darstellung der empirischen Ergebnisse. Eine Zusammenfassung und abschließende Bemerkungen in Abschnitt 5 runden die Studie ab.

## 2 Krisentestverfahren

Das Konzept der Krisentests basiert auf den Methoden, welche die Banken zur Kontrolle des Marktrisikos im Handelsbuch verwenden; am wichtigsten ist dabei die tägliche Bewertung des Value at Risk (VaR). VaR-Kennzahlen lassen sich mit Krisentests gut ergänzen. Im Gegensatz zur VaR-Analyse, mit der das Risiko bei normalen Marktbedingungen ermittelt wird, messen Krisentests nämlich das Risiko, das sich aus extremen Marktereignissen ergibt. Mittels VaR-Analyse wird der maximale potenzielle Verlust für ein Portefeuille quantifiziert, der bei einer vorgegebenen Haltedauer und einem bestimmten Konfidenzniveau eintreten kann. Angenommen, der VaR des Portefeuilles einer Finanzinstitution wird bei einer Haltedauer von 90 Tagen und einem Konfidenzniveau von 95% mit 100 Mio USD ermittelt, dann sollten potenzielle Verluste in den nächsten 90 Tagen mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% den Betrag von 100 Mio USD nicht überschreiten. Die am Rand der Verteilungsfunktion abgebildete Restwahrscheinlichkeit von 5%, dass der tatsächliche Verlust den VaR-Wert von 100 Mio USD übersteigt, bleibt bei der VaR-Analyse unberücksichtigt. Derartige extreme Verlustpotenziale können mit Krisentests geschätzt werden.

Für die Durchführung von Krisentests spricht ferner die Tatsache, dass einige Annahmen, die bei der VaR-Analyse getroffen werden, fraglich sind

(detaillierter ausgeführt in Oesterreichische Nationalbank, 1999, oder Krenn, 2001). Zum einen wird bei der VaR-Analyse von der zeitlichen Konstanz des Verhaltens der Märkte ausgegangen, obwohl in der Praxis immer wieder Brüche im Marktverhalten auftreten. Perioden, in denen es zum Bruch der Marktkonstanz kommt, stehen oft im Zeichen erhöhter Fragilität, und mit Krisentests kann das damit zusammenhängende Verlustpotenzial geschätzt werden. Zum anderen wird bei der VaR-Analyse für gewöhnlich davon ausgegangen, dass Änderungen in den Finanzzeitreihen (bei den Risikofaktoren) normalverteilt sind. Diesen Zeitreihen liegen allerdings Verteilungen mit dicken Rändern („fat tails“) zu Grunde. Da die Wahrscheinlichkeit extremer Änderungen bei den Risikofaktoren höher ist, als bei der Normalverteilungsannahme unterstellt wird, kann sich diese Annahme somit als äußerst problematisch erweisen. (CGFS, 2000/2001)

Mit Hilfe von Krisentests wird das Risiko extremer Marktbedingungen gemessen, ohne dass quantitative Aussagen zur Eintrittswahrscheinlichkeit dieser Szenarien gemacht werden. Vielmehr werden die Konsequenzen des Restrisikos, das bei der VaR-Analyse unberücksichtigt bleibt, quantifiziert. Die Vergangenheit hat wiederholt gezeigt, dass es sehr wohl zu extremen Marktereignissen kommt und dass diese oft dramatische Auswirkungen auf die Finanzmärkte haben. Derartige Extremfälle bei der Abschätzung des Risikos zu ignorieren, kann also hohe Kosten nach sich ziehen.

Beispiele für extreme Ereignisse sind etwa der Ölschock der Siebzigerjahre, der Börsenkrach im Oktober 1987, die Krise im Europäischen Währungssystem von 1992, der Kursverfall des mexikanischen Peso 1994, die Asienkrise 1997 sowie die Russlandkrise 1998. Im Nachhinein lässt sich oft relativ einfach nachvollziehen, wieso und wie es zu einer Krise kam. Wichtig ist allerdings, dass die Finanzmarktaufsicht mögliche Risiken für das Finanzsystem ausmacht, bevor es überhaupt zu einer Krise kommt. Deswegen üben sie auch verstärkt Druck auf die Finanzinstitute aus, geeignete Verfahren oder Methoden zur Risikoabschätzung einzuführen. Die Tendenz geht in Richtung Ergänzung der VaR-Analyse durch Krisentests.

Anders als den Risikomanagern in einer Bank, deren Augenmerk auf bankweiten Krisentests oder Krisentests für ein Portefeuille liegt, geht es den Zentralbankern darum, Krisentests auf der aggregierten Ebene durchzuführen, um das Finanzsystem insgesamt auf potenzielle Risiken auszuloten und auf seine Stabilität zu testen. Bei der Analyse der Finanzmarktstabilität werden Krisentests von der Einzelinstitutsebene auf die Systemebene verlagert. Mit Hilfe solcher Makro-Krisentests wird die Risikotragfähigkeit des Finanzsektors für ein bestimmtes Krisenszenario getestet. Der Ansatz beim Krisentest auf Systemebene muss ein anderer sein als bei Krisentests für einzelne Portefeuilles, weil auch die Zielsetzung eine andere ist. Mit Portefeuille-Krisentests wollen Risikomanager oder Händler feststellen, ob das Risiko, das sie mit einem Portefeuille eingehen, im Verhältnis zum erwarteten Ertrag angemessen ist. Hauptzweck eines Portefeuille-Krisentests ist also zu ermitteln, welches Verlustpotenzial bei welchem Ertragspotenzial tragbar ist. Hingegen werden makroökonomische Krisentests verwendet, um strukturelle Schwachstellen und die Risikosituation im gesamten Finanzsystem abzuschätzen. Strukturschwächen sind für die Finanzmarktaufsicht von Bedeutung, weil sie zu massiven

Finanzkrisen führen können. Makro-Krisentests müssen also die Auswirkungen potenzieller ungünstiger Ereignisse auf das gesamte Finanzsystem aufzeigen können und den Entscheidungsträgern die Möglichkeit geben, Gegenmaßnahmen zu ergreifen, bevor die Krise voll ausbricht.

Federführend bei der Entwicklung von Krisentests auf der Makroebene waren der IWF und die Weltbank. Sie gründeten im Mai 1999 ein Programm zur Bewertung der Finanzmarktstabilität („Financial Stability Assessment Program – FSAP“). Mit Hilfe dieses Programms soll die Effektivität der Anstrengungen zur Stärkung des Finanzsystems in den Mitgliedstaaten gesteigert werden. Im Rahmen des FSAP-Pilotprojekts wurden für zwölf Länder verschiedenste Risikotests angestellt, wobei unter anderem das Zinsänderungsrisiko, das Kreditrisiko, das Wechselkursrisiko und das Aktienmarktrisiko berücksichtigt wurden (Blaschke et al., 2001). Durch die Aufdeckung von Schwachstellen im Finanzsektor einzelner Länder und die Abgabe von Maßnahmenempfehlungen sollte das FSAP-Programm dazu beitragen, dass mit der Zeit weniger oft Krisen schlagend werden.

Im Prinzip gibt es zwei mögliche Ansätze für die Durchführung von Makro-Krisentests, wobei jede Methode ihre Vor- und Nachteile hat. Ein Ansatz besteht darin, die auf Einzelinstitutsebene durchgeführten Krisentests heranzuziehen und die Ergebnisse aufzuaddieren. Beim anderen Ansatz muss die Finanzmarktaufsichtsbehörde in einem ersten Schritt die Portfeuille- und Bilanzdaten der einzelnen Finanzinstitute aggregieren und dann die Aggregate Krisentests unterziehen.

Der erste Ansatz bedingt eine gewisse Konsistenz in der Methodik, die die einzelnen Institute beim Krisentestverfahren anwenden. Man muss aber davon ausgehen, dass es für die Firmen nicht kosteneffizient ist, Verfahrensänderungen vorzunehmen, um für die notwendige Modellkonsistenz zu sorgen. Außerdem müssen bei diesem Ansatz alle Institute das gleiche Krisentestszenario anwenden. Die Entwicklung eines einheitlichen Risikoszenarios kann aber problematisch sein, weil die einzelnen Institute je nach Zusammenstellung ihrer Portfeuille unterschiedlich gelagerte Risiken eingehen. So hat eine Bank vielleicht ein hohes Kreditobligo in Lateinamerika, während sich eine andere Bank verstärkt im Inlandsgeschäft oder relativ stark im Hypothekarkreditgeschäft engagiert. Krisentests, die nicht auf ein bestimmtes Risikoprofil zugeschnitten sind, mögen zwar für die Aufsichtsbehörde nützlicher sein, bringen aber dem Portfeuillemanager oder dem Händler auf der Mikroebene unter Umständen nicht die Information, die er braucht. Die Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (BIZ) verweist in ihrem Bericht über die Krisentestpraktiken der Finanzinstitute (CGFS, 2001) auf eine derartige Risikoasymmetrie. Die befragten Risikomanager gaben an, dass sie in gewissen Situationen, wenn die VaR-Analyse möglicherweise Fehleinschätzungen ergibt, auf Krisentests zurückgreifen. Mit Fehleinschätzungen ist zum Beispiel zu rechnen, wenn die Datenlage unzureichend ist, ein Markt nicht liquide ist oder eine nicht lineare Risikoposition im Zusammenhang mit dem Optionshandel zu berechnen ist. Der Vorteil dieses Aggregationsansatzes liegt darin, dass er mit einem geringeren Aufwand für den zentralen Koordinator verbunden ist, weil dieser auf schon vorliegende Krisentestergebnisse zurückgreifen kann. Dementsprechend lautet auch das Resümee des BIZ-Berichts zu diesem Ansatz: wenig Aufwand, aber unscharfe Ergebnisse.

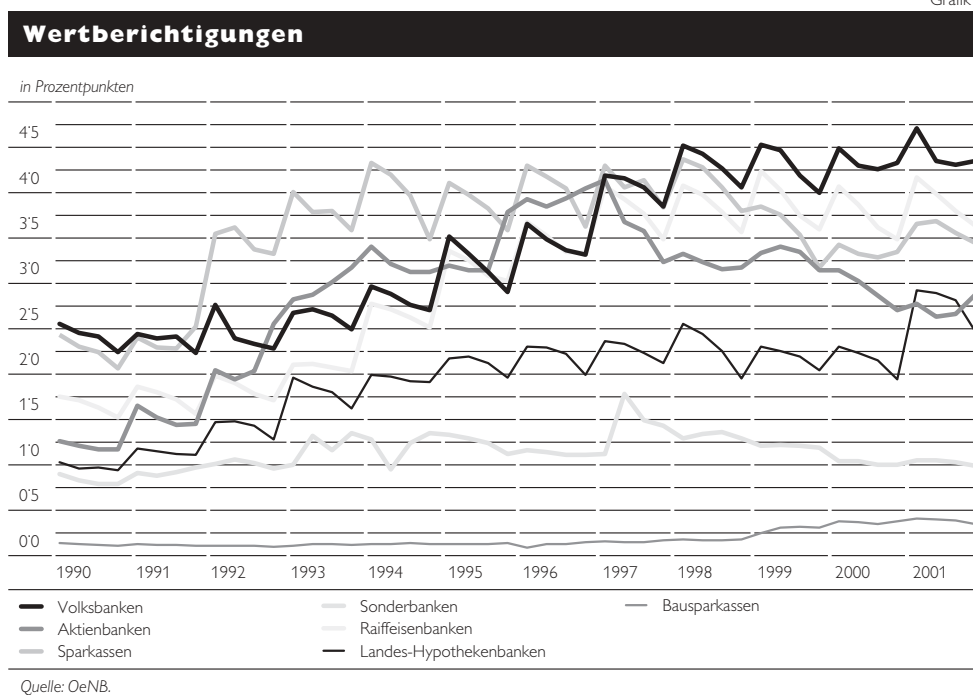
Die Alternative, also die Durchführung von Krisentests auf Makroebene, stellt die zuständigen Stellen vor die Aufgabe, die relevanten Rohdaten von den Einzelinstituten einzuholen. Damit die Daten aggregiert und verglichen werden können, müssen die Institute einheitliche Bilanzierungs- und Meldevorschriften beachten. Für die Wahl des Krisentestszenarios, das auf die Aggregate angewendet wird, wird die Stabilität des Finanzsystems insgesamt ausschlaggebend sein, und nicht so sehr die Risikotragfähigkeit der einzelnen Institute. In der vorliegenden Studie wurde ausschließlich der zweite Ansatz verwendet.

### 3 Das Kreditrisiko im österreichischen Finanzsystem

Trotz des eingetretenen Strukturwandels engagieren sich die österreichischen Banken weiterhin stark im Kreditgeschäft. Daraus folgt, dass das Kreditrisiko – also das Risiko, das durch den Ausfall eines Schuldners oder Kontrahenten entsteht – einen zentralen Risikofaktor darstellt. Welch große Rolle das Ausfallrisiko nach wie vor spielt, zeigt sich beim Vergleich der Eigenmittelanforderungen. Laut Monatsausweis unterlegen die Banken ihr Marktrisiko im Handelsbuch – das heißt ihre Aktien-, Zinsänderungs- und Wechselkursrisiken – mit insgesamt 1 Mrd EUR. Ihre gesamte Eigenmittelausstattung gemäß Solvabilitäts-Richtlinie beläuft sich hingegen auf 22 Mrd EUR. Somit kann eine etwaige Verschlechterung der Kreditqualität als einer der Hauptfaktoren für eine potenzielle Instabilität des österreichischen Finanzsystems gesehen werden.

Die Berechnung des Kreditrisikos, auf denen die hier getroffenen Feststellungen basieren, beruht derzeit auf der Basler Eigenkapitalvereinbarung aus dem Jahr 1988, da die neuen Richtlinien (Basel II) erst finalisiert und umgesetzt werden müssen (siehe BCBS, 2001). Im Zuge dieser tief greifenden Veränderungen der Kapitaladäquanzregelungen wird die Berechnung des Kreditrisikos

Grafik 1



auf eine völlig neue Basis gestellt. So soll der Abstand zwischen ökonomischem und regulatorischem Kapital verkleinert und eine verbesserte Abbildung der Risiken erzielt werden. Im Zentrum der derzeitigen Diskussion stehen neben Fragen der Implementierung vor allem die möglichen Auswirkungen durch die Prozyklizität der Eigenmittelerfordernisse (siehe EZB, 2001).

Wird die Kreditvergabe nach volkswirtschaftlichen Sektoren betrachtet, dann liegt der Anteil der Unternehmen derzeit bei 56%. Mehr als ein Viertel der Kundenforderungen der Banken besteht gegenüber privaten Haushalten. Der Anteil der Ausleihungen an den Staat ist schon seit längerem rückläufig und liegt nun bei 12%. Weniger als 10% der Forderungen sind an inländische Nichtbanken und Finanzintermediäre gerichtet, vor allem an Versicherungen.

Ein zentraler Indikator für die Darstellung der Kreditqualität ist das Ausmaß der Wertberichtigungen (siehe Grafik 1). Wertberichtigungen sind zu bilden, wenn Zweifel an der Zahlungsfähigkeit eines Schuldners aufkommen und im Rahmen des Monatsausweises als Risikovorsorgen auszuweisen. Der Wertberichtigungsbedarf bezogen auf die Kundenforderungen liegt seit Jahren auf einem niedrigen Niveau und war im Dezember 2001 mit 3,1% nur um 0,2 Prozentpunkte über dem vergleichbaren Vorjahreswert. Im Dezember 2001 lagen der Volksbankensektor (4,4%), der Raiffeisensektor (3,6%) und der Sparkassensektor (3,5%) über dem Durchschnitt, während der Bausparkassensektor einen deutlich unterdurchschnittlichen Wertberichtigungsbedarf aufwies (0,4%). Insgesamt betrachtet ist die Kreditqualität der Portefeuilles der heimischen Kreditinstitute gut. Bei Redaktionsschluss lassen sich auf Grund der vorliegenden Daten keine übermäßigen Belastungen durch erhöhte Ausfälle feststellen. Im Rahmen der empirischen Studie, die im nächsten Abschnitt beschrieben wird, verwenden wir das Verhältnis der Wertberichtigungen zum Gesamtbestand der Kundenforderungen als die abhängige Variable.

Eine detailliertere Betrachtung der Qualität der Kreditportefeuilles der österreichischen Banken erlaubt der bankaufsichtliche Prüfbericht. Darin sind – wie vom Bankwesengesetz vorgeschrieben – Beobachtungen der Bankprüfer zur Gesamtsituation der Kreditinstitute enthalten.<sup>1)</sup> Für die heimischen Banken insgesamt ist festzustellen, dass sich die zins- und ertraglosen Forderungen (gemessen als Anteil an den Krediten) in den vergangenen Jahren auf einem niedrigen Niveau gehalten haben. So liegt der globale Mittelwert der zins- und ertraglosen Forderungen zu Jahresende 2000 bei 1,15%. Eine Aufschlüsselung des Risikolumens nach Risikokategorien zeigt, dass das Volumen der Problemkredite (notleidender bzw. uneinbringlicher Kredite) gemessen an den gesamten Kundenforderungen in den letzten Jahren gesunken ist. Im Jahr 2000 wurden insgesamt rund 2,2% der Kredite als notleidend eingestuft. Da in diesem Zusammenhang Kreditsicherheiten nicht berücksichtigt werden, kann keine Aussage über die Rückzahlungsrate gemacht werden. Damit bilden die Werte aus dem bankaufsichtlichen Prüfbericht konservative Beurteilungen der Kreditqualität.

1 *Im bankaufsichtlichen Prüfungsbericht werden nach Kreditqualität die folgenden Kategorien unterschieden: ohne Ausfallrisiko, anmerkungsbedürftig (Kredite, die in Zukunft gefährdet sein könnten), notleidend (es sind Ausfälle zu erwarten, uneinbringlich (bereits realisierter Ausfall), zins- und ertraglose Aktiva (in dieser Risikokategorie werden jene Forderungen verbucht, bei denen derzeit und auch in nächster Zeit keine Zahlungen zu erwarten sind).*

## 4 Makro-Krisentests für Österreich

Der empirische Teil dieser Studie gliedert sich in drei Abschnitte: Schätzungen zur Ermittlung der signifikanten Faktoren, eine Szenarioanalyse und Überlegungen zur Risikotragfähigkeit. In Anbetracht der zuvor dargelegten Wichtigkeit des Kreditrisikos wurde schwerpunktmäßig diese Risikokategorie behandelt. In der Fachliteratur findet sich eine große Bandbreite von Schätzmethoden für die Ermittlung des Kreditrisikos (Details siehe Saunders, 1999, oder Nandi, 1998). Wir definieren Kreditrisiko in erster Linie als Adressatenausfallrisiko, das heißt, es geht uns vorrangig um die Belastung durch eine mögliche Zahlungsunfähigkeit von Kreditnehmern. Wir vernachlässigen also Marktwertverluste im Bankbuch, die sich aus der Herabstufung der Bonität von Schuldnern ergeben. Unser Ansatz basiert auf der Hypothese, dass Kreditausfälle in einem Zusammenhang mit der Entwicklung des wirtschaftlichen Umfelds stehen. Deshalb setzen wir in unserem Modell die systematische Komponente des Kreditrisikos in Bezug zum Konjunkturverlauf, zur Inflation oder zu externen Faktoren, während wir die idiosynkratische, das heißt firmenspezifische, Komponente des Kreditrisikos vernachlässigen. Unter den in der Literatur beschriebenen Modellen ist unser Konzept mit dem CreditPortfolioView-Modell vergleichbar, weil dieses Verfahren einen Zusammenhang zwischen der bedingten Übergangsmatrix und den makroökonomischen Variablen spezifiziert (ein Überblick findet sich bei Crouhy et al., 2000).

Ausgangspunkt für unsere Analyse ist die vom IWF vorgeschlagene Methode zur Bemessung des Kreditrisikos (Blaschke et al., 2001). Unerwartete Kreditausfälle als Folge eines externen Schocks können mit Hilfe einer linearen Regression modelliert werden. Das Verhältnis notleidender Kredite zu den gesamten Kundenforderungen, das ein Indikator für die Ausfälle ist, wird gegen eine Reihe makroökonomischer Variablen (nomineller Zinssatz, Inflationsrate, reales BIP-Wachstum, prozentuelle Veränderung der Terms of Trade) regressiert. Die Regressionskoeffizienten zeigen, wie konjunkturreegibel die Kreditqualität ist.

Wie auch vom IWF angedeutet, wird die Konstruktion von Krisentestmodellen durch eine unzureichende Datenlage nicht unwesentlich erschwert. Das gilt derzeit auch für die Daten zum österreichischen Bankensystem. Allerdings sind im Rahmen des Basel-II-Prozesses bereits Änderungen des Erhebungs- und Überwachungsmodus im Gang, sodass in Zukunft umfangreichere Daten für die Einschätzung der Finanzmarktstabilität vorliegen werden.

### 4.1 Schätzung der Faktorregressionen

In einem ersten Schritt modellieren wir das Verhältnis zwischen dem Kreditrisiko und den gewählten makroökonomischen Faktoren. Dafür schätzen wir auf Basis eines umfangreichen Datensatzes Ordinary-Least-Squares (OLS)-Regressionen (eine vergleichbare Studie im Rahmen der makroprudenziellen Analyse wurde von Arpa et al., 2000, durchgeführt). Da Daten zu notleidenden Krediten nur auf Jahresbasis verfügbar sind, analysieren wir die Änderungen bei den Wertberichtigungen für Kredite insgesamt. Dies ist aber für die Analyse nicht weiter von Belang, weil der gesamte Wertberichtigungsbedarf und die Höhe der notleidenden Kredite stark korreliert sein dürften. Wir gehen nämlich davon aus, dass die Banken ihre Wertberichtigungen an der Entwicklung

der notleidenden Kredite ausrichten. Ein weiterer Einflussfaktor auf den Wertberichtigungsbedarf sind neben dem Kreditrisiko auch Maßnahmen, die die Banken zur Bilanzgestaltung setzen.

Wir unterstellen grundsätzlich, dass die Zeitreihen unserer Variablen keine Einheitswurzeln enthalten. Ob die Jahresdifferenzen der Wertberichtigungen stationär sind, lässt sich nicht ganz eindeutig sagen. Im erweiterten Dickey-Fuller-Test erweisen sie sich als nicht stationär, bei der Prüfung mit der Philips-Peron-Methode hingegen als stationär.<sup>1)</sup> Die Einheitswurzeltests könnten auf Grund des kleinen Samples problematisch sein. Für unsere weiteren Schätzungen unterstellen wir Stationarität. Formal lässt sich unser Schätzmodell wie folgt zusammenfassen:

$$\Delta LLP_t = \alpha_0 + \alpha_1 x_{1t} + \dots + \alpha_i x_{it} + u_t$$

wobei:

$LLP$	Wertberichtigungen insgesamt / Kundenforderungen insgesamt
$x_{it}$	Veränderung im Faktor $i$ zum Zeitpunkt $t$
$u_t$	Residuum mit $u_t \sim N(0, \sigma^2)$

Unser Sample besteht aus Quartalsdaten für den Zeitraum 1990 bis 2001. Zu Darstellungszwecken unterteilen wir die in die obige Formel eingehenden makroökonomischen Variablen in die folgenden sechs Kategorien: Konjunkturindikatoren, Preisstabilitätsindikatoren, Indikatoren zu den privaten Haushalten, Unternehmensindikatoren, Finanzmarktindikatoren und externe Variablen. Andere Kategorisierungen sind durchaus denkbar – so könnte die Industrieproduktion zum Beispiel auch unter den Unternehmensindikatoren erfasst werden; uns ging es allerdings in erster Linie um eine anschauliche Zusammenfassung des Variablensets. Bis auf die Daten zum Zinsniveau sowie zur Inflationsrate, Arbeitslosenrate und Zinsstrukturkurve sind alle Variablen Realwerte und logarithmierte Werte in Jahresdifferenzen,<sup>2)</sup> wobei wir jeweils absolute Veränderungen verwenden. Einschränkend muss zu unserer Studie angemerkt werden, dass das untersuchte Sample sehr klein ist, das heißt, wir untersuchen keinen vollständigen Konjunkturzyklus. Das ist allerdings generell ein Problem bei der Modellierung des Ausfallrisikos. Im Folgenden wird das Faktorensatz detaillierter skizziert. Die beschreibenden Statistiken der Variablen sind Tabelle 1 zu entnehmen. Tabelle 2 bietet einen Überblick über die Variablen und Angaben zum erwarteten Vorzeichen.

### 1. Konjunkturindikatoren

Diese Kategorie umfasst Kennzahlen zur konjunkturellen Entwicklung, anhand derer unsere Annahme, dass die Kreditqualität konjunktur reagibel ist, geprüft werden soll. Eine Konjunkturabschwächung schlägt sich in Einkommenseinbußen sowie im verstärkten Auftreten von Zahlungsschwierigkeiten und Unternehmenszusammenbrüchen nieder. Damit steigt das Ausfallrisiko, was wiederum zu einer Verschlechterung der Kreditqualität führt. Als Konjunktur-

1 Die Ergebnisse der Einheitswurzeltests werden hier aus Platzgründen nicht angeführt, können aber von den Autoren erfragt werden.

2 Die österreichische Industrieproduktion wurde ohne Logarithmus/Differenzen als  $[IP/IP(-4)]-1$  berechnet.



Tabelle 1

<b>Beschreibende Statistik der Variablen</b>						
	Mittelwert	Standard- abweichung	Maximum	Minimum	Schiefe	Kurtosis
BIP	2'43	1'39	5'03	- 0'06	-0'02	1'99
Industrieproduktion	3'80	4'36	10'63	- 5'45	-0'25	2'03
Output-Gap	0'02	0'99	1'91	- 2'56	-0'62	3'59
Inflation	0'01	0'73	1'70	- 1'37	0'43	2'60
M1	4'19	5'79	16'17	- 6'07	0'20	2'27
Private Konsumausgaben	2'50	1'45	5'13	- 1'16	-0'31	2'69
Arbeitslosenrate	0'09	0'51	1'03	- 0'90	-0'13	2'46
Erwerbseinkommen	4'22	2'21	8'74	0'44	0'51	2'64
Kfz-Neuzulassungen	0'47	9'60	22'30	-28'21	-0'64	4'63
Investitionsausgaben	2'60	4'50	11'82	- 5'70	0'29	2'28
Bruttoanlageinvestitionen, insgesamt	2'77	3'49	9'81	- 5'71	-0'11	2'68
Bruttoanlageinvestitionen, Wohnbauten	2'41	8'42	19'56	-22'31	-0'33	4'03
Bruttoanlageinvestitionen, Nichtwohnbauten	1'85	7'70	17'83	-13'32	0'03	2'32
Bruttoanlageinvestitionen, Ausrüstungen	3'23	7'56	17'96	-14'47	-0'08	2'46
Reale Produktivität	2'01	1'07	4'13	0'07	0'10	1'96
Ifo-Geschäftsklimaindex	- 1'19	8'91	16'73	-17'12	0'17	1'99
Konkurse	9'97	21'14	63'62	-38'99	0'22	3'17
Nomineller Drei-Monats-Zinssatz	- 0'25	1'23	2'25	- 3'03	-0'26	2'74
Nominelle Rendite für Zehn-Jahres-Anleihen	- 0'16	0'96	1'72	- 1'72	0'70	2'41
Realer Drei-Monats-Zinssatz	- 0'27	1'06	1'42	- 2'77	-0'47	2'29
Reale Rendite für Zehn-Jahres-Anleihen	- 0'18	0'93	2'37	- 1'77	0'71	3'11
ATX	- 1'31	18'06	39'58	-33'92	0'30	2'41
DJIA	12'65	9'94	33'78	- 8'33	0'07	2'24
DAX	9'83	19'21	46'55	-32'69	-0'10	2'26
EURO STOXX	13'96	17'32	41'79	-31'74	-0'58	2'82
Zinsstrukturkurve	0'09	1'08	2'54	- 1'80	0'48	2'44
Exporte	5'83	4'90	16'81	- 4'88	-0'12	2'72
ATS/USD-Wechselkurs	1'34	10'40	18'85	-19'01	-0'40	2'16
ATS/GBP-Wechselkurs	0'18	9'22	23'29	-17'19	0'29	2'95
ATS/ITL-Wechselkurs	- 2'54	7'90	15'63	-22'73	-0'76	4'15
ATS/CHF-Wechselkurs	1'00	3'48	8'89	- 7'36	-0'37	2'89
ATS/JPY-Wechselkurs	2'32	13'93	30'21	-25'93	0'07	2'31
Erdölpreis (Nordsee)	3'34	29'91	87'13	-52'32	0'69	3'54
Erdölpreis (Arab Light)	3'44	32'91	95'95	-59'42	0'64	3'67
Erdölpreis (Brent-Rohöl, Terminkontrakt 1 Monat)	3'64	28'18	82'80	-47'94	0'67	3'42
Veränderung bei den Wertberichtigungen in % der gesamten Kundenforderungen	0'15	0'24	0'63	- 0'28	0'29	2'36

Quelle: OeNB, Datastream.

kennzahlen werden hier BIP-Wachstum, Output-Gap<sup>1)</sup>) und Industrieproduktion verwendet.

Das BIP ist die wichtigste Messgröße für die wirtschaftliche Leistungsfähigkeit eines Landes. Es ist zu erwarten, dass das BIP-Wachstum und der Output-Gap mit den Wertberichtigungen für Kredite negativ korreliert sind. In Zeiten eines Wirtschaftsabschwungs ist nämlich verstärkt damit zu rechnen, dass die Kreditnehmer ihre Schulden eventuell nicht in voller Höhe zurück-

<sup>1)</sup> Der Output-Gap („Produktionslücke“) ist definiert als die Abweichung des tatsächlichen BIP vom Produktionspotenzial. Eine positive Produktionslücke signalisiert, dass die Wirtschaftsleistung über dem möglichen Produktionsniveau liegt.

zahlen können. Anders ausgedrückt, es ist eine erhöhte Wahrscheinlichkeit von teilweisen oder kompletten Ausfällen bei Bankkrediten gegeben. Der Zuwachs bei der Industrieproduktion gehört zu den Vorlaufindikatoren für die Entwicklung des Konjunkturzyklus. Nachdem höhere Wachstumsraten beim Industriebeschäftigungswachstum eine Wachstumsphase signalisieren, müssten Wertberichtigungen in solchen Phasen aufgelöst werden.

## 2. Preisstabilitätsindikatoren

Ein Indikator für die Preisstabilität ist der Verbraucherpreisindex. Ein Inflationsschub kann signalisieren, dass die Wirtschaftsleistung über dem potenziellen Wachstumsniveau liegt, kann also ein Indiz für eine Überhitzung der Wirtschaft sein. Kreditnehmer profitieren bei der Rückzahlung von einer höheren Inflationsrate, weil dadurch die Rückzahlungsverpflichtung letztlich unter dem ursprünglich entlehnten Betrag liegt. Umgekehrt ist ein Inflationsrückgang oft ein Indiz für eine Konjunkturabkühlung. Wenn die Inflationsrate nachgibt, steigen außerdem die Realzinsen. Damit steigen die realen Kreditkosten und die Wahrscheinlichkeit von Kreditausfällen nimmt zu. Die zweite Variable in dieser Kategorie ist das Geldmengenwachstum, weil es potenziell mit der Inflation korreliert ist.

## 3. Indikatoren zu den privaten Haushalten

In dieser Kategorie sind Kennzahlen zusammengefasst, die die Lage der privaten Haushalte beschreiben, auf die im Jahr 2001 schließlich mehr als 25% der Direktkredite entfielen. Die privaten Konsumausgaben, die Arbeitslosenrate, das Erwerbseinkommen und die Kfz-Neuzulassungen sind ein Barometer für die Entwicklung des Einkommens der privaten Haushalte.

Wenn die privaten Haushalte mehr Einkommen zur Verfügung haben, ist die Wirtschaftslage im Allgemeinen günstig, und die Kreditausfälle halten sich in Grenzen. Das heißt, die Konsumausgaben und die Kfz-Neuzulassungen müssten mit den Kreditausfällen negativ korreliert sein. Auch die Arbeitslosenstatistik bietet gewisse Anhaltspunkte für die Lage der privaten Haushalte. Bei höherer Arbeitslosigkeit dürften die Haushalte größere Schwierigkeiten haben, ihre Schulden zurückzuzahlen. Hingegen bedeuten höhere Erwerbseinkommen, z. B. Löhne und Gehälter, dass unselbstständig Beschäftigte einen größeren Ausgabenspielraum haben und somit weniger Probleme bei der Schuldenrückzahlung haben sollten. Daher sollte das Erwerbseinkommen mit den Kreditausfällen negativ korreliert sein.

## 4. Unternehmensindikatoren

Unternehmenskennzahlen geben einen Einblick in die Finanzkraft von Firmen. Der Unternehmenssektor ist deswegen so wichtig, weil auf ihn Ende 2001 56% der gesamten Kundenforderungen entfielen. Hier werden insbesondere die Investitionsausgaben – speziell die Bruttoanlageinvestitionen – untersucht, wobei für Letztere auch die Ausgaben für Wohnbauten, Nichtwohnbauten und Ausrüstungen aufgeschlüsselt werden. Außerdem werden Vertrauensindikatoren wie der viel beachtete deutsche Ifo-Geschäftsklimaindex untersucht. Abgerundet wird das Bild durch die reale Produktivität pro Beschäftigtem und die Zuwachsraten bei den Insolvenzfällen.

Sind die Konjunkturaussichten erfreulich, dann investieren die Unternehmer mehr. Somit müssten die Investitionsausgaben (hier die Bruttoanlageinvestitionen sowie die Ausgaben für Wohnbauten, Nichtwohnbauten und Ausrüstungen) mit den Kreditausfällen negativ korreliert sein. Bei Unternehmenszusammenbrüchen ist ein positiver Zusammenhang mit Kreditausfällen anzunehmen. Durch Produktivitätsgewinne – die hauptsächlich in Hochkonjunkturphasen erzielt werden – können die Unternehmen ihre Gewinnspanne erhöhen. Vertrauensindikatoren, die den Konjunkturzyklus nachbilden und für gewöhnlich Änderungen bei realwirtschaftlichen Eckdaten wie Industrieproduktion und das BIP vorwegnehmen, dürften mit Kreditausfällen negativ korreliert sein. Eine optimistischere Stimmung in der Industrie wirkt sich positiv auf die Wirtschaftsleistung und auf die Ausfallwahrscheinlichkeit aus, weil die Kreditnehmer einen größeren Spielraum haben.

#### 5. Finanzmarktindikatoren

In dieser Studie werden folgende Finanzmarktvariablen untersucht: nominelle und reale Zinssätze (Drei-Monats- und Zehn-Jahres-Zinssätze), die Zinsstrukturkurve sowie Aktienmarktindizes (ATX, DAX, Dow Jones Industrial Average [DJIA], EURO STOXX).

Zinssätze sind ein wichtiger Indikator, weil sie die direkten Finanzierungskosten abbilden. Je höher das Zinsniveau, desto höher sind die Finanzierungskosten, und desto höher ist zugleich die Ausfallwahrscheinlichkeit, weil Unternehmen oder private Haushalte ihre Kredite nicht mehr so einfach bedienen können. Von der Steigung der Zinsstrukturkurve – gemessen als Differenz zwischen der Rendite für Anleihen mit 10-jähriger Laufzeit und dem Drei-Monats-Zinssatz – lassen sich Rückschlüsse auf die geldpolitischen und konjunkturellen Einflüsse ziehen. So kann man zum Beispiel aus einer relativ steilen Zinskurve auf ein dynamisches Wirtschaftswachstum und auf künftige Zinserhöhungen zwecks Eindämmung des Inflationsdrucks schließen. In diesem Fall ist zu erwarten, dass die Zinsstrukturkurve mit Kreditausfällen negativ korreliert ist. Allerdings werden mit den Zinsen auch die Finanzierungskosten steigen, was – wie schon zuvor angedeutet – dafür spricht, dass auch die Wahrscheinlichkeit von Kreditausfällen zunehmen wird. Steigen die kurzfristigen Zinsen, so kommt es zu einer Verflachung der Zinsstrukturkurve und möglicherweise sogar zu einer Drehung der Zinskurve, sodass die langfristigen Zinsen unter den kurzfristigen zu liegen kommen. Eine derartige Konstellation ist oft typisch für eine Rezession. Auf Grund der Dynamik der Zinskurve ist ihr Verhältnis zu potenziellen Kreditausfällen nicht eindeutig.

Aktienmarktindizes bilden Konjunkturtrends in der Regel nach oder nehmen sie vorweg. An den meisten Aktienmärkten der großen Industriestaaten ist ein gewisser Gleichklang festzustellen; speziell die Entwicklungen auf dem US-amerikanischen Aktienmarkt haben oft eine Vorreiterrolle für die internationalen Märkte. Steigen die Aktienkurse, dann gewinnen die Anleger, was wiederum bedeutet, dass Kreditausfälle weniger wahrscheinlich werden. Auf der Ebene der Einzelunternehmen wird dieser Zusammenhang im Modell von Merton (1974) abgebildet.

## 6. Externe Indikatoren

In dieser Kategorie sind externe Faktoren zusammengefasst, die Auswirkungen auf das heimische Finanzsystem haben können, insbesondere im Zusammenhang mit den internationalen Handelsverflechtungen. Wir untersuchen hier Wechselkurse (des Schilling gegenüber dem US-Dollar, Schweizer Franken, japanischen Yen, Pfund Sterling sowie der italienischen Lira) sowie die Export- und die Erdölpreisentwicklung.

Ein Exporteinbruch kann sich negativ auf eine kleine, offene Volkswirtschaft auswirken und auch zu einer größeren Ausfallwahrscheinlichkeit bei Krediten führen. So ist eine exportorientierte Firma bei einem Rückschlag im Exportgeschäft infolge eines negativen Cash-Flow eventuell nicht in der Lage, ihren Kreditverpflichtungen voll nachzukommen. In Bezug auf die nominellen Wechselkurse bedeutet ein Kursverlust der heimischen Währung, dass der Kreditnehmer weniger zurückzahlen muss, als er ursprünglich entlehnt hat; seine Nettoalposition hat sich damit eigentlich verbessert. Darüber hinaus belebt ein niedriger Wechselkurs das Exportgeschäft. Somit kann man sagen, dass bei einem niedrigeren nominellen Wechselkurs Kreditausfälle weniger wahrscheinlich werden. Kreditnehmer können umgekehrt auch von einer Aufwertung der heimischen Währung profitieren, wenn sie nämlich einen Fremdwährungskredit aufgenommen haben. Der Zusammenhang zwischen der Wechselkursentwicklung und Kreditausfällen ist grundsätzlich nicht eindeutig, außer im Fall der Fremdwährungskredite. Letztere werden in Österreich am meisten in Schweizer Franken und japanischen Yen nachgefragt. Sollte der Euro gegenüber diesen Währungen abwerten, kann man davon ausgehen, dass die Kreditausfälle parallel zu den Rückzahlungsverpflichtungen steigen. Außerdem kann eine sprunghafte Rohölverteuerung einen negativen Nachfrageschock auslösen, indem die Energiekosten der Haushalte und Unternehmen steigen. Damit dürfte ein Erdölpreisanstieg Hand in Hand mit einer Eintrübung der Konjunktur und infolgedessen höheren Kreditausfällen gehen.

Tabelle 1 bietet einen Überblick über die statistischen Eigenschaften der oben beschriebenen erklärenden Variablen und der Veränderung der Wertberichtigungen. Dabei zeigt sich, dass der Mittelwert der Veränderung der Wertberichtigungen im Verhältnis zu den gesamten Kundenforderungen 0,15% bei einer Standardabweichung von 0,24 beträgt. Die größten Veränderungen bei den Wertberichtigungen waren ein Anstieg um 0,24% bzw. eine Verringerung um 0,63%.

### 4.2 Ergebnisse der bivariaten Regression

Die bivariaten Regressionen werden jeweils für einzelne makroökonomische Risikofaktoren geschätzt. Die Schätzmodelle beinhalten eine verzögerte abhängige Variable, eine Dummyvariable (zum Ausgleich für Änderungen bei den Risikovorsorgebestimmungen im Zeitraum erstes bis viertes Quartal 1995) und einen bestimmten makroökonomischen Risikofaktor. Mit dieser systematischen Methodik können geeignete Regressoren für die Anwendung auf einen umfangreichen Datensatz ermittelt werden; einen Überblick über die Regressoren bietet Tabelle 2. Zu Vergleichszwecken geben wir auch das erwartete Vorzeichen der unabhängigen Variable an.

Wie die Ergebnisse zeigen, gibt es mit Ausnahme des Haushaltssektors in jeder Kategorie zumindest eine makroökonomische Variable, die als signifikant

Tabelle 2

**Überblick über die Variablen und die Ergebnisse der bivariaten Regression<sup>1)</sup>**

Faktor $X_i$	Erwartetes Vorzeichen	Regression von $\Delta LLP$ gegen $\Delta LLP(-1)$ , Dummy: $X_i(-1)$		
		Koeffizient	T-Statistik	$R^2$
<b>1 Konjunkturindikatoren</b>				
BIP	-	-0'0047	-0'346	0'860
Industrieproduktion	-	-0'0128	-3'518 <sup>2)</sup>	0'875
Output-Gap	-	0'0352	1'692	0'870
<b>2 Preisstabilitätsindikatoren</b>				
Inflationsrate	-	0'0047	0'239	0'860
Geldmengenwachstum	-	-0'0078	-3'341 <sup>2)</sup>	0'889
<b>3 Haushaltsindikatoren</b>				
Konsumausgaben	-	-0'0073	-0'747	0'862
Arbeitslosenrate	+	0'0250	0'678	0'861
Erwerbseinkommen	-	0'0152	1'834	0'875
Kfz-Neuzulassungen	-	0'0006	0'472	0'860
<b>4 Unternehmensindikatoren</b>				
Investitionsausgaben	-	-0'0022	-0'978	0'861
Bruttoanlageinvestitionen, insgesamt	-	0'0006	0'123	0'860
Bruttoanlageinvestitionen, Wohnbauten	-	0'0000	0'001	0'860
Bruttoanlageinvestitionen, Nichtwohnbauten	-	0'0031	0'599	0'862
Bruttoanlageinvestitionen, Ausrüstungen	-	-0'0017	-1'246	0'862
Produktivität pro Beschäftigtem	-	-0'0078	-0'694	0'861
Industrie-/Unternehmervertrauen	-	-0'0048	-3'694 <sup>2)</sup>	0'886
Insolvenzen	+	0'0008	1'017	0'863
<b>5 Finanzmarktindikatoren</b>				
Nomineller Drei-Monats-Zinssatz	+	0'0372	2'728 <sup>2)</sup>	0'884
Nomineller langfristiger Zinssatz	+	-0'0132	-0'654	0'861
Realer kurzfristiger Zinssatz	+	0'0414	2'177 <sup>2)</sup>	0'885
Realer langfristiger Zinssatz	+	-0'0210	-0'705	0'863
ATX	-	-0'0016	-2'747 <sup>2)</sup>	0'874
DJIA	-	-0'0017	-1'176	0'865
DAX	-	-0'0012	-2'844 <sup>2)</sup>	0'868
EURO STOXX	-	-0'0013	-3'085 <sup>2)</sup>	0'866
Zinsstrukturkurve	+/-	-0'0429	-3'760 <sup>2)</sup>	0'892
<b>6 Externe Indikatoren</b>				
Exporte	-	-0'0061	-2'452 <sup>2)</sup>	0'870
ATS/USD-Wechselkurs	+/-	0'0004	0'191	0'860
ATS/GBP-Wechselkurs	+/-	-0'0020	-1'654	0'864
ATS/ITL-Wechselkurs	+/-	0'0001	0'098	0'860
ATS/CHF-Wechselkurs	+/-	-0'0051	-0'969	0'865
ATS/JPY-Wechselkurs	+/-	-0'0005	-0'503	0'860
Erdölpreis (Nordsee)	+	-0'0006	-1'050	0'865
Erdölpreis (Arab Light)	+	-0'0007	-1'281	0'867
Erdölpreis (Brent-Rohöl, Terminkontrakt 1 Monat)	+	-0'0006	-1'019	0'864

Quelle: OeNB, Datastream.

<sup>1)</sup> Dabei gilt:  $LLP = \text{Wertberichtigungen/Kundenforderungen}(t) - \text{Wertberichtigungen/Kundenforderungen}(t-4)$ ; und Dummy = 1 für den Zeitraum erstes Quartal bis viertes Quartal 1995 und ansonsten 0.

<sup>2)</sup> Die Variable ist bei einem Konfidenzniveau von 90% signifikant.

(und in der erwarteten Richtung) in die Regression eingeht. Die Konjunkturvariable Industrieproduktion hat die höchste Prognosegüte, das BIP-Wachstum hingegen erweist sich als nicht signifikant. Von den Preisstabilitätsindikatoren ist das Geldmengenwachstum signifikant. Als einzig signifikante Unternehmensvariable geht der deutsche Ifo-Geschäftsklimaindex hervor. Der Ifo-Index ist zwar nicht für den Euroraum repräsentativ, hat aber erwiesenermaßen eine gewisse Prognosegüte für das euroraumweite Wachstum. Zu den signifikanten Finanzmarktvariablen zählen die nominellen und realen kurzfristigen Zinsen, der ATX, der DAX und der EURO STOXX sowie die Zinsstrukturkurve. Bei den externen Faktoren schließlich geht nur die Exportentwicklung als

signifikant hervor, während die Prognosequalität der bilateralen Wechselkurse insignifikant ist.

Um die Robustheit der Spezifikation zu testen, werden die Modelle mit einer Zeitverzögerung von 1 bzw. 4 in Bezug auf die Risikofaktoren geschätzt. Weder bezüglich der Anzahl der Variablen, die als signifikant aus der Regression hervorgingen, noch bezüglich des Signifikanzgrades lassen sich bei einer Zeitverzögerung von 4 Unterschiede feststellen. Basierend auf einer Signifikanzprüfung der Regressoren (sowie der Dummyvariable) werden die folgenden Variablen (mit einer Zeitverzögerung von 1) aus den einzelnen Kategorien ausgewählt (Tabelle 3 enthält die kompletten Schätzergebnisse):

- Konjunkturvariable: *Industrieproduktion*
- Preisstabilitätsvariable: *Geldmengenwachstum (M1)*
- Haushaltsvariable: keine
- Unternehmensvariable: *Ifo-Geschäftsklimaindex*
- Finanzmarktvariable: *reale und nominelle kurzfristige Zinsen, ATX-Index, DAX-Index, EURO-STOXX-Index*
- Externe Variable: *Exporte*

Table 3

### Vollständige Schätzergebnisse für Faktoren

		Makrofaktor $X_i$								
		Industrie- produktion	Exporte	Realer Drei-Monats- Zinssatz	Geldmenge (M1)	Ifo-Geschäfts- klimaindex	Nomineller Drei-Monats- Zinssatz	ATX	DAX	EURO STOXX
Konstante	Koeffizient	0'0767	0'0529	0'0103	0'0508	0'0076	0'0040	0'0059	0'0234	0'0200
	t-Statistik	2'5817	2'3791	0'4988	2'2699	0'3944	0'2890	0'3046	1'1916	1'0322
	p-Wert	0'0137	0'0223	0'6207	0'0288	0'6955	0'7741	0'7623	0'2406	0'3097
$\Delta LLP(-1)$	Koeffizient	0'0767	0'8525	1'0083	0'8698	0'8603	1'0251	0'9234	0'9048	0'8269
	t-Statistik	2'5817	10'0473	18'4219	19'9062	13'1096	16'6921	14'8373	14'1985	13'4172
	p-Wert	0'0137	0'0000	0'0000	0'0000	0'0000	0'0000	0'0000	0'0000	0'0000
Dummy	Koeffizient	0'0713	0'0352	0'0225	0'0562	0'0723	0'0620	0'0305	0'0232	0'0307
	t-Statistik	1'9937	1'1963	0'6700	1'8240	3'5529	2'2312	0'8240	0'6198	0'8671
	p-Wert	0'0532	0'2388	0'5068	0'0758	0'0010	0'0315	0'4149	0'5390	0'3924
$X_i(-1)$	Koeffizient	-0'0128	-0'0061	0'0414	-0'0078	-0'0048	0'0372	-0'0016	-0'0012	-0'0013
	t-Statistik	-3'5179	-2'4518	2'1768	-3'3412	-3'6936	2'7280	-2'7471	-2'8436	-3'0845
	p-Wert	0'0011	0'0188	0'0356	0'0018	0'0007	0'0095	0'0091	0'0071	0'0042
$R^2$		0'8753	0'8698	0'8847	0'8888	0'8862	0'8836	0'8740	0'8679	0'8660
DW-Statistik		1'4931	1'4254	1'7424	1'8394	1'7626	1'9068	1'6239	1'6432	1'8634

Quelle: OeNB, Datastream.

Unter den Finanzmarktvariablen sind die realen und die nominellen kurzfristigen Zinssätze und die Aktienmarktindizes nicht stark korreliert. Mit anderen Worten, sie wirken sich nicht immer eindeutig auf die Entwicklung der Kreditausfälle aus. Die Zinsstrukturkurve bleibt unberücksichtigt, obwohl sie signifikant ist. Dies ergibt sich daraus, dass der Zusammenhang zwischen der Zinskurve und dem Kreditrisiko nicht eindeutig in eine bestimmte Richtung geht. Die Zinsstrukturkurve kann nämlich die Wirtschaft und den Finanzsektor über unterschiedliche Kanäle beeinflussen, weshalb die Regressionsergebnisse schwer zu interpretieren sind. Bei den Finanzmarktvariablen hat insbesondere die nominelle und reale Rendite für Anleihen mit 10-jähriger Laufzeit nicht das erwartete Vorzeichen. Überhaupt unberücksichtigt bleiben die privaten Haushalte, aber ihre Lage hängt sehr eng mit der generellen Wirtschaftslage zu-

sammen, und dieser Bereich ist ohnehin durch die Konjunkturvariablen abgedeckt. Die konjunkturbedingten Schwankungen im Haushaltseinkommen sind eigentlich durch die Industrieproduktion und den Ifo-Index vertreten. Betreffend die Datenanpassung der Regressionen ist zu sagen, dass die  $R^2$ -Werte über 80% liegen, was für unser einfaches Modell hinreichend präzise ist. Bei der Zeitreihenanalyse der Residuen zeigt der Durbin-Watson-Test (DW) bei einer Zeitverzögerung von 1 keine Anzeichen für eine Autokorrelation.

### 4.3 Szenarioanalyse

Nach den Schätzungen des bivariaten Modells soll als Nächstes die Wirkung negativer makroökonomischer Schocks gemessen werden. Dabei hängt viel von der Wahl des Szenarios ab. Unser Ausgangspunkt ist ein Vergleich historischer und hypothetischer Schocks. Die Auswahl der Größe des Schocks in den makroökonomischen Variablen basiert somit auf einem Vergleich zwischen zwei Szenarien: zwischen den historischen Extremwerten aus den Zeitreihen der Variablen einerseits und einer Änderung bei den Variablen im Bereich von drei Standardabweichungen als hypothetischem Wert andererseits. Bei der Entscheidung zwischen den zwei Szenarien gibt letztlich die größere Plausibilität den Ausschlag, was dazu führt, dass wir die negativen Schocks durch die historischen Extremwerte der einzelnen exogenen Variablen abbilden. Nachdem es sich dabei um tatsächliche Werte handelt, sind die historischen Szenarien plausibel genug, um von Notenbanken und Aufsichtsbehörden gebührend beachtet zu werden.

Die Entscheidung für die historischen Szenarien sichert die Homogenität und damit Vergleichbarkeit der Testergebnisse. Somit werden die folgenden Sensitivitätstests durchgeführt:

- Rückgang der Industrieproduktion um 10,4% (eingetreten im zweiten Quartal 1975);
- Verringerung von M1 um 13,8% (eingetreten im dritten Quartal 1981);
- Verschlechterung des Unternehmervertrauens um 17,1% (eingetreten im vierten Quartal 1992);
- Anstieg der realen kurzfristigen Zinsen um 1,42 Prozentpunkte (eingetreten im ersten Quartal 1990);
- Anstieg der nominellen kurzfristigen Zinsen um 4,25 Prozentpunkte (eingetreten im zweiten Quartal 1980);
- Einbruch des ATX-Index um 33,9% (geschehen im dritten Quartal 1992), Einbruch des DAX-Index um 32,7% sowie des EURO-STOXX-Index um 31,7% (jeweils im dritten Quartal 2001);
- Exportrückgang um 4,9% (eingetreten im zweiten Quartal 1993).

In Tabelle 4 sind die Ergebnisse der Krisentests unter Annahme der historischen Extremveränderungen bei den einzelnen Makrofaktoren zusammengefasst. Zu den Ereignissen mit den größten Auswirkungen auf die Wertberichtigungen zählt der Anstieg der nominellen kurzfristigen Zinsen. Als Indiz für die Finanzierungskosten dürfte das Zinsniveau einen signifikanten Einfluss auf die Qualität des Kreditportefeuilles einer Bank haben. Ein Zinsanstieg verteuert den Kredit und erhöht die gesamten erwarteten Verluste aus dem Kreditgeschäft. Der Effekt des unterstellten Rückgangs bei der Industrieproduktion, M1, dem Unternehmervertrauen und dem ATX-Aktien-

Tabelle 4

### Einzelfaktoren-Krisentests

Faktor $X_i$	Erwartetes Vorzeichen	Koeffizient	Größe historische Veränderung	Erhöhung der Wertberichtigungen auf Grund der historischen Veränderung
Industrieproduktion	-	-0'0128	-10'4000	+0'1331
Geldmengenwachstum	-	-0'0078	-13'8000	+0'1070
Industrie-/Unternehmervertrauen	-	-0'0048	-17'1200	+0'0825
Nomineller kurzfristiger Zinssatz	+	+0'0372	+ 4'2500	+0'1580
Realer kurzfristiger Zinssatz	+	+0'0414	+ 1'4200	+0'0588
ATX	-	-0'0016	-33'9200	+0'0545
DAX	-	-0'0012	-32'6900	+0'0396
EURO STOXX	-	-0'0013	-31'7400	+0'0407
Exporte	-	-0'0061	- 4'8800	+0'0297

Quelle: OeNB, Datastream.

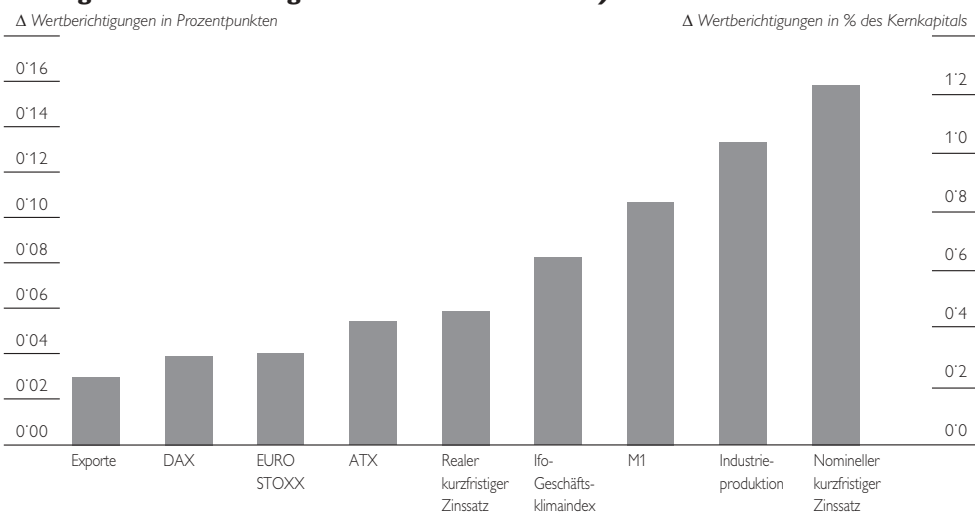
index schlägt sich in einem Anstieg des Verhältnisses der Wertberichtigungen zu den Kundenforderungen um 0'13 bzw. 0'11 bzw. 0'08 bzw. 0'06 Prozentpunkte nieder. Der Exportrückgang hat den geringsten Effekt, etwa ein Fünftel des Effekts des Rückgangs bei den kurzfristigen Nominalzinsen. Die Indikatoren zu den privaten Haushalten haben keinen messbaren Einfluss, weil die Koeffizienten der bivariaten Regressionen nicht signifikant waren. Das gleiche gilt für Veränderungen bei BIP, Investitionsausgaben, Produktivität, Insolvenzfällen, Wechselkursen und Erdölpreisen.

Der Maximaleffekt auf die Wertberichtigungen laut den oben genannten Sensitivitätstests liegt zwischen 0'03 und 0'16 Prozentpunkten. Durchschnittlich ändern sich die Wertberichtigungen um 0'15 Prozentpunkte bei einer Standardabweichung von 0'24. Die auf Basis der einzelnen Faktoren gemess-

Grafik 2

### Veränderungen bei Kernkapital bzw. Wertberichtigungen

#### infolge von Änderungen einzelner Faktoren<sup>1)</sup>



Quelle: OeNB, Datastream.

<sup>1)</sup> Die linke Achse zeigt, wie sich das Verhältnis der Wertberichtigungen zu den gesamten Kundenforderungen ändert, wenn man die maximale historische Veränderung bei den einzelnen Indikatoren (wie im Text definiert) unterstellt. Von der rechten Achse ist abzulesen, wie stark sich der Wertberichtigungsbedarf in Prozent des Kernkapitals infolgedessen ändert.



senen Änderungen bei den Wertberichtigungen liegen nicht signifikant über dem Mittelwert der Veränderungen.

In der Praxis sind isolierte Einzelfaktorenschocks unwahrscheinlich; mit gewissen Wechselwirkungen zwischen den einzelnen makroökonomischen Variablen ist zu rechnen. Zur Durchführung plausibler Multifaktoren-Krisentests bedarf es allerdings eines umfassenden makroökonomischen Modells. Damit ließen sich negative Schocks für die österreichische Gesamtwirtschaft definieren, was allerdings den Rahmen unserer einführenden Arbeit zu den Krisentests sprengen würde und vielmehr ein Fall für künftige Forschungsprojekte ist. Wir führen unsere Untersuchungen also mit dem bivariaten Modell fort. Grafik 2 bietet einen Überblick über die durchgeführten Sensitivitätstests und eine Zusammenfassung der in Tabelle 4 dargestellten und oben dargelegten Ergebnisse.

#### 4.4 Analyse der Risikotragfähigkeit

In einem dritten Schritt werden die bei der Szenarioanalyse zu Tage getretenen Risiken der Risikotragfähigkeit der Banken gegenübergestellt. Ein wichtiger Aufsichtsmechanismus auf Einzelinstitutsebene sind die Eigenmittelbestimmungen, denen zufolge die Banken in der Lage sein müssen, Verluste auf Grund des Ausfalls von Kreditnehmern bzw. gegenläufigen Marktentwicklungen beim Wertpapierhandel mit ihren Eigenmitteln aufzufangen. Der wichtigste Indikator für die Risikotragfähigkeit der österreichischen Banken ist damit ihre Eigenmittelausstattung in Prozent der Bemessungsgrundlage (das heißt der risikogewichteten Aktiva). Laut Bankwesengesetz wird zwischen drei Arten von Kapital unterschieden: Kernkapital (Tier 1), Ergänzungskapital (Tier 2) sowie Tier 3-Kapital zur Unterlegung des Marktrisikos.

Tabelle 5

#### Auswirkungen der Krisentests auf das Kernkapital

X <sub>i</sub> gestesteter Faktor	Veränderungen bei den Wert- berichtigungen im Verhältnis zum Kapital	Veränderungen bei den Wert- berichtigungen	Veränderungen bei den Wert- berichtigungen
	in Prozent- punkten	in Mio EUR	in % des Kernkapitals
Exporte	+0'0297	+ 88'7466	+0'3295
DAX	+0'0297	+ 88'7466	+0'3295
EURO STOXX	+0'0396	+118'4045	+0'4397
ATX	+0'0407	+121'4879	+0'4511
Realer kurzfristiger Zinssatz	+0'0545	+162'9412	+0'6050
Ifo-Geschäftsklimaindex	+0'0588	+175'7011	+0'6524
M1	+0'0825	+246'4670	+0'9152
Industrieproduktion	+0'1070	+319'6586	+1'1870
Nomineller kurzfristiger Zinssatz	+0'1331	+397'7375	+1'4769
	+0'1580	+472'1931	+1'7534

Quelle: OeNB, Datastream.

Zu Jahresende 2001 kamen die Banken auf ein Kernkapital von etwa 27 Mrd EUR. Zu laufenden Preisen wurden im vierten Quartal 2001 Wertberichtigungen in Höhe von 9'26 Mrd EUR vorgenommen, was rund 34'3% des Kernkapitals entspricht. Die maximale Änderung im Verhältnis der Wertberichtigungen zu den Eigenmitteln wird bei den Krisentests im Verhältnis zum Kernkapital berechnet, um die Konsequenzen der einzelnen Krisentests leichter veranschaulichen zu können. Die Ergebnisse sind Tabelle 5 zu

entnehmen. Demnach haben bei diesem Szenario Änderungen beim kurzfristigen nominellen Zinssatz die größten hypothetischen Konsequenzen, nämlich 1,8% oder 472 Mio EUR. Die anderen Tests ergeben 1,5% für die Industrieproduktion, 0,9% für das Unternehmervertrauen sowie 0,6% für den ATX-Index, wobei das Ausmaß insgesamt innerhalb einer Bandbreite von maximal 1,8% und mindestens 0,3% (bei den Exporten) schwankt.

Es zeigt sich also, dass trotz der einfachen Modellstruktur statistisch signifikante Ergebnisse hergeleitet werden können. Eine Beurteilung der wirtschaftlichen Tragweite dieser Größen ist jedoch aus einer Reihe von Gründen eine äußerst komplexe Aufgabe. Erstens ist unser Sample eher klein und vor allem nicht auf einen vollständigen Konjunkturzyklus ausgelegt. Zweitens wirkt die Verwendung eines linearen Modells zur Messung der Konsequenzen schwerer Schocks einschränkend, da die Ereignisse in der Praxis nichtlineare Auswirkungen haben können. Drittens verwenden wir ein bivariates Modell; in der Realität werden Schocks hingegen nicht isoliert auftreten. Viertens schließlich greifen wir zur Messung des Kreditrisikos näherungsweise die Wertberichtigungen heraus, wodurch ein so genanntes Problem der Fehler in den Variablen vorliegen könnte.

## 5 Zusammenfassung

Der Zweck dieser Studie bestand darin, erste Krisentests für den österreichischen Bankensektor durchzuführen. Das Hauptaugenmerk lag auf der Wechselwirkung zwischen dem Kreditrisiko und der Wirtschaftslage, gemessen an makroökonomischen Variablen. Zur Beschreibung des Zusammenhangs zwischen den Wertberichtigungen und potenziellen Erklärungsfaktoren verwendeten wir einen linearen Regressionsansatz. Dabei zeigte sich, dass ein Anstieg der kurzfristigen Zinssätze, eine Verschlechterung des Unternehmervertrauens, ein Kurseinbruch auf den Aktienmärkten und ein Rückgang der Industrieproduktion Auswirkungen auf die Wertberichtigungen haben. Ausgehend von diesen Regressionen untersuchten wir den hypothetischen Effekt historischer Worst-Case-Szenarien auf die makroökonomischen Indikatoren. Die daraus resultierenden Veränderungen bei den Wertberichtigungen wurden sodann der Risikotragfähigkeit des österreichischen Bankensektors, konkret der Eigenmittelausstattung, gegenübergestellt. Die in dieser ersten Runde von Krisentests ermittelten Effekte bewegten sich in einer Größenordnung von bis zu 1,8% des Kernkapitals.

Für weitere Forschungsprojekte erscheinen zwei Erweiterungen wichtig. Wie erwähnt ist die erste Erweiterung die Konstruktion von Multifaktorszenarien. Zu diesem Zweck bedarf es eines umfassenden makroökonomischen Modells. Auch sehr wichtig wäre ein Ausbau der linearen Spezifikation. Insbesondere ein komplexeres Modell zur Abbildung der Wechselwirkung zwischen dem Kreditrisiko und der Wirtschaftslage wäre ein sinnvoller Ansatz für die Analyse der Finanzmarktstabilität. Eine Möglichkeit stellt das aus der Fachliteratur bekannte CreditPortfolioView-Modell dar, das beim Zusammenhang zwischen den Ausfallraten und makroökonomischen Variablen ansetzt.

## Literaturverzeichnis

- Arpa, M., Giuliani, I., Ittner, A. und Pauer, P. (2000).** The Influence of Macroeconomic Developments on Austrian Banks: Implications for Banking Supervision. In: BIS Papers, 1, 91–116.
- BCBS – Basler Ausschuss für Bankenaufsicht (2001).** Überblick über die Neue Basler Eigenkapitalvereinbarung. Übersetzung der Deutschen Bundesbank.
- Blaschke, W., Jones, M. T., Majnoni G. und Peria, S. M. (2001).** Stress Testing of Financial Systems: An Overview of Issues, Methodologies, and FSAP Experiences, IWF Working Paper 01/88, Juni.
- CGFS – Ausschuss für das weltweite Finanzsystem (2000).** Stress Testing by Large Financial Institutions: Current Practice and Aggregation Issues. Bank für Internationalen Zahlungsausgleich.
- CGFS – Ausschuss für das weltweite Finanzsystem (2001).** A Survey of Stress Tests and Current Practice at Major Financial Institutions. Bank für Internationalen Zahlungsausgleich.
- Crouhy, M., Galai, D. und Mark, R. (2000).** A Comparative Analysis of Current Credit Risk Models. In: Journal of Banking & Finance, 24, 59–117.
- EZB (2001).** Die neue Basler Eigenkapitalvereinbarung aus Sicht der EZB. In: EZB-Monatsbericht, Mai, 65–84.
- Krenn, G. (2001).** Stress-Tests bei österreichischen Banken. In: Finanzmarktstabilitätsbericht der OeNB, 1, 20–30.
- Merton, R. (1974).** On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates. In: Journal of Finance, 29, 449–470.
- Nandi, S. (1998).** Valuation Models for Default-Risky Securities: An Overview. In: Federal Reserve Board of Atlanta. Economic Review, Fourth Quarter, 22–35.
- Oesterreichische Nationalbank (1999).** Durchführung von Krisentests. In: Leitfadenreihe zum Marktrisiko, 5, September.
- Saunders, A. (1999).** Credit Risk Measurement: New Approaches to Value at Risk and Other Paradigms. Wiley.