



OESTERREICHISCHE NATIONALBANK

FINANZMARKTSTABILITÄTS -  
BERICHT

3

**Medieninhaber (Verleger), Herausgeber und Hersteller:**

Oesterreichische Nationalbank  
1090 Wien, Otto-Wagner-Platz 3

**Für den Inhalt verantwortlich:**

Wolfdietrich Grau, Sekretariat des Direktoriums/Öffentlichkeitsarbeit

**Inhaltliche Koordination:**

Walter Waschiczek, Abteilung für volkswirtschaftliche Analysen

**Unter Mitarbeit von:**

Markus Arpa, Michael Boss, Luise Breinlinger, Werner Dirschmid, Ulrike Ditlbacher,  
Helmut Elsinger (Universität Wien), Friedrich Fritzer, Evgenia Glogova, Georg Hubmer,  
Harvir Kalirai, Alfred Lehar (Universität Wien), Thomas Reiningger, Franz Schardax,  
Martin Scheicher, Martin Summer, Maria Teresa Valderrama, Walter Waschiczek

**Redaktion:**

Alexander Dallinger, Abteilung für volkswirtschaftliche Analysen  
1090 Wien, Otto-Wagner-Platz 3

**Grafische Gestaltung:**

Peter Buchegger, Sekretariat des Direktoriums/Öffentlichkeitsarbeit

**Layout und Satz:**

Erika Gruber, Hausdruckerei

**Druck und Herstellung:**

Oesterreichische Nationalbank, Hausdruckerei

**Papier:**

Salzer Demeter, 100% chlorfrei gebleichter Zellstoff, säurefrei, ohne optische Aufheller

**Rückfragen:**

Oesterreichische Nationalbank, Sekretariat des Direktoriums/Öffentlichkeitsarbeit  
1090 Wien, Otto-Wagner-Platz 3  
Postanschrift: Postfach 61, 1011 Wien  
Telefon: 01/404 20 DW 6666  
Telefax: 01/404 20 DW 6696

**Nachbestellungen:**

Oesterreichische Nationalbank, Dokumentationsmanagement und Kommunikationsservice  
1090 Wien, Otto-Wagner-Platz 3  
Postanschrift: Postfach 61, 1011 Wien  
Telefon: 01/404 20 DW 2345  
Telefax: 01/404 20 DW 2398

**Internet:**

<http://www.oenb.at>

DVR 0031577

Wien 2002

# Inhalt

Impressum	2
Übersicht	5
<b>BERICHTSTEIL</b>	
<hr/>	
International	10
Internationale Konjunktur	10
Internationale Finanzmärkte	15
Österreichische Finanzintermediäre	28
Rahmenbedingungen	28
Banken	30
Andere Finanzintermediäre	46
Realwirtschaft und Finanzmarktstabilität in Österreich	51
Private Haushalte	51
Unternehmen	54
Aktienmarkt	57
Rentenmarkt	61
<b>SCHWERPUNKTTHEMEN</b>	
<hr/>	
Makroökonomische Krisentests: Erste Ergebnisse für Österreich	64
<i>Im Rahmen dieser Studie werden erste Krisentests für den österreichischen Bankensektor durchgeführt, unter besonderer Berücksichtigung der Wechselwirkung zwischen dem Kreditrisiko und der Wirtschaftslage, gemessen an makroökonomischen Variablen. Zu diesem Zweck wird das Verhältnis zwischen den Wertberichtigungen der Banken in Prozent ihrer Kundenforderungen und potenziellen makroökonomischen Erklärungsfaktoren mit Hilfe eines einfachen Regressionsmodells dargestellt. Dabei zeigt sich, dass ein Anstieg der kurzfristigen Zinssätze, eine Verschlechterung des Unternehmervertrauens, ein Kurseinbruch auf den Aktienmärkten und ein Rückgang der Industrieproduktion signifikante Auswirkungen auf die Wertberichtigungen haben. Ausgehend von diesen Regressionen untersuchen wir den hypothetischen Effekt historischer Worst-Case-Szenarien auf makroökonomische Faktoren. Schließlich werden die geschätzten Veränderungen bei den Wertberichtigungen (in Prozentpunkten) der Risikotragfähigkeit des österreichischen Bankensektors, näherungsweise der Eigenmittelausstattung, gegenübergestellt. Die so ermittelten Effekte liegen in einer Größenordnung von bis zu 1'75% des Kernkapitals.</i>	

- Eine neue Methode zur Risikoeinschätzung von Interbankenkrediten 83  
*In dieser Studie wird eine neue Methode zur Risikoeinschätzung von Interbankenkrediten vorgestellt. Die Innovation besteht darin, dass die Risikobeurteilung auf der Ebene des gesamten Bankensystems, also der Systemebene, anstatt auf der Einzelinstitutsebene vorgenommen wird. Für eine Analyse des systemischen Risikos ist diese Betrachtungsweise Voraussetzung: Angesichts des komplizierten Netzwerks wechselseitiger Kreditverpflichtungen der Banken bleiben nämlich die Expositionen des Systems als Ganzen auf der Ebene des Einzelinstituts verdeckt. Die Modellrechnung wird für einen Querschnitt der österreichischen Kreditinstitute auf der Basis von Daten, wie sie von der Zentralbank erhoben werden, durchgeführt. Grundbestandteil der Methode ist ein Netzwerkmodell des Interbankenmarktes. Mit Hilfe des Modells wird das Ausfallrisiko der Banken in einer Szenarioanalyse gemessen; die Szenarien bilden makroökonomische Schocks wie z. B. Zinsänderungen, Wechselkurs- und Aktienpreisschwankungen und auch konjunkturelle Schocks ab. In der Analyse werden die Wechselwirkungen zwischen den einzelnen Banken berücksichtigt. Das Modell bestimmt endogen die Ausfallhäufigkeit der Interbankenkredite, die Rückzahlungsraten und die Ausfallkorrelationen wie auch eine Messgröße für die Stabilität einzelner Banken gegenüber Ausfällen anderer Banken im System. Die in dieser Studie präsentierte Methode stellt somit einen Versuch dar, das systemische Risiko des Interbankenmarktes einzuschätzen.*
- Einflussfaktoren auf Börseneinführungen: Eine europäische Paneldatenanalyse 97  
*Diese Studie beschäftigt sich mit dem Zusammenhang zwischen Börseneinführungen und ausgewählten makroökonomischen Faktoren. Wir verwenden dabei Paneldatenanalysemethoden zur Untersuchung jährlicher Beobachtungen der Erstemissionsvolumina für sechs kontinentaleuropäische Länder über einen Zeitraum von 18 Jahren (1980 bis 1997). Die wichtigsten Ergebnisse sind: Für die Aktienindexentwicklung ergeben alle Auswertungen der gepoolten Daten durchgehend signifikant positive Parameterschätzungen, während Einzelland-Regressionen auf Basis nicht transformierter Erstemissionsvolumina tendenziell keine signifikanten Parameterschätzungen liefern; nach logarithmischer Transformation der Erstemissionsvolumina führen jedoch sowohl die gepoolten Regressionen als auch die Einzelland-Regressionen zu durchgehend signifikanten Schätzungen. Die Hypothese, dass die Spareinlagenentwicklung und das BIP-Wachstum einen Erklärungswert für das Volumen der Erstemissionen haben, konnte mit keiner der getesteten Spezifikationen empirisch unterstützt werden; für beide Faktoren war kein signifikanter Einfluss feststellbar. Das Gleiche gilt für das Zinsniveau.*
- Zeichenerklärung, Abkürzungsverzeichnis 119
- Redaktionsschluss: 10. Mai 2002

# Übersicht

Der globale Wirtschaftsabschwung im Jahr 2001 setzte sich im bisherigen Verlauf des Jahres 2002 nicht weiter fort. Vor allem in den USA hat die Konjunktur im ersten Quartal 2002 deutlich an Schwung gewonnen. Maßgeblich dafür waren die klaren Zuwächse des privaten Konsums und stark steigende öffentliche Ausgaben. Diese beiden Nachfragekomponenten sind jedoch kein Garant für die Nachhaltigkeit des Wirtschaftsaufschwungs. Auf Grund der anhaltenden Schwäche der Investitionsausgaben und der finanziellen Ungleichgewichte in den USA (niedrige Sparquote und hohes Leistungsbilanzdefizit) muss die weitere Konjunkturentwicklung als mit erhöhter Unsicherheit behaftet angesehen werden. Im Euroraum gestaltet sich der Wirtschaftsaufschwung derzeit noch vergleichsweise verhalten. Seit Jahresanfang 2002 steigende Vertrauensindikatoren signalisieren jedoch, dass auch im Euroraum der Tiefststand der realwirtschaftlichen Entwicklung bereits erreicht worden ist. Mit einer stärkeren Wachstumsbelebung wird aber erst im zweiten Halbjahr 2002 gerechnet.

Auf den internationalen Aktienmärkten war in den ersten Monaten des Jahres 2002 kein eindeutiger Trend feststellbar. Die guten Konjunkturdaten in den USA werden durch aufkeimende Zweifel über die Nachhaltigkeit des Wirtschaftsaufschwungs durchbrochen. Zusätzlich hat insbesondere der Konkurs des Energieunternehmens Enron Fragen zur Corporate Governance und zur Transparenz von Unternehmensbilanzen aufgeworfen. Vor allem Unternehmen mit einem hohen Fremdkapitalanteil mussten in der Folge deutliche Kursverluste ihrer Börsennotierungen hinnehmen.

Zentral- und osteuropäische Länder – insbesondere die Beitrittskandidaten zur Europäischen Union – sind von der im Jahr 2001 auftretenden Krise in Argentinien weitgehend verschont geblieben: Ihre Bonität hatte sich nur temporär verschlechtert. Zum Ausdruck kommt dies in der Verringerung des Zinsabstands der in Euro denominierten Staatsanleihen zentral- und osteuropäischer Länder auf die vor dem Ausbruch der Argentinienkrise bestehende Höhe.

Mit Ausnahme von Polen haben die Risiken im Bankensektor der zentral-europäischen Länder nicht zugenommen. Auf Grund der bisher vorliegenden Geschäftsergebnisse für das erste Halbjahr 2001 kann sogar davon ausgegangen werden, dass die guten Ergebnisse des Geschäftsjahres 2000 in den meisten Ländern noch übertroffen werden. In Polen hingegen zeichnet sich im Jahr 2001 eine Verschlechterung ab. Die schwache Konjunkturlage lässt ein weiteres Ansteigen der Risikokosten befürchten.

Die verstärkten grenzüberschreitenden Aktivitäten österreichischer Banken sowie die steigende Komplexität von Finanzdienstleistungen machen eine Ausweitung der Prüfungstätigkeit und der damit verbundenen internationalen Kooperation mit ausländischen Aufsichtsbehörden notwendig. In Österreich trat am 1. April 2002 die Neuordnung der Finanzmarktaufsicht in Kraft. Zur Durchführung der Banken-, der Versicherungs-, der Wertpapier- und der Pensionskassenaufsicht wurde unter der Bezeichnung „Finanzmarktaufsichtsbehörde“ eine unabhängige und weisungsfreie Aufsichtsbehörde in Form einer Anstalt des öffentlichen Rechts mit eigener Rechtspersönlichkeit eingerichtet. Diese Neugestaltung hat zum Ziel, eine qualitativ hochwertige, effektive und gleichzeitig kostengünstige Aufsichtsstruktur zu schaffen. Durch die starke operative Einbindung der Oesterreichischen Nationalbank (OeNB) in die

Banken- und Finanzaufsicht wurde sichergestellt, dass die OeNB auch im Eurosystem ihre vielfältigen makroprudenziellen Aufgaben wahrnehmen und somit ihren Beitrag zur Erhaltung der Finanzmarktstabilität leisten kann.

Angesichts der zunehmenden Integration des österreichischen Finanzmarktes in die internationalen Märkte wird seine Stabilität in wachsendem Ausmaß von den internationalen Entwicklungen unmittelbar beeinflusst. Die privaten Haushalte haben einen beträchtlichen Anteil ihrer Finanzaktiva im Ausland investiert. Da aber in Österreich die direkte und indirekte (via Fonds) Veranlagung in börsennotierte Aktienwerte trotz markanter Zuwächse in der zweiten Hälfte der Neunzigerjahre immer noch geringer als im Durchschnitt des Euroraums ist, waren auch die Auswirkungen der rückläufigen Aktienmärkte in den Jahren 2000 und 2001 auf die Geldvermögen der inländischen privaten Haushalte vergleichsweise gering. Daher dürften von der internationalen Börsenentwicklung keine nennenswerten Vermögenseffekte ausgegangen sein.

Gleichwohl hat die internationale Konjunkturabschwächung auch das Wachstum der österreichischen Wirtschaft deutlich verlangsamt. Parallel zur dadurch gedämpften Entwicklung der Unternehmenserlöse und den geringeren Realeinkommenszuwächsen hat sich die Kreditnachfrage im Jahr 2001 abgeschwächt, ohne jedoch auf eine außergewöhnliche Verringerung der Bonität der österreichischen Wirtschaft hinzudeuten.

In diesem Umfeld entwickelte sich das österreichische Bankensystem im zweiten Halbjahr 2001 weiterhin überaus solide. Die Erträge blieben trotz der konjunkturellen Abschwächung konstant, jene der Großbanken haben sich sogar grosso modo verbessert, wozu die Tochtergesellschaften in Zentral- und Osteuropa wesentlich beigetragen haben. Zudem erwies sich die im internationalen Vergleich noch relativ hohe Bedeutung des Kreditgeschäfts in der Geschäftsstruktur der österreichischen Banken in einem Umfeld volatiler Finanzmärkte als stabilisierend. Allerdings hat die Abschwächung der Konjunktur zu einem höheren Bedarf an Risikovorsorge für das Jahr 2001 geführt.

Die großen österreichischen Banken sind in den zentral- und osteuropäischen Ländern weiterhin sehr aktiv. Die Rahmenbedingungen für ihre Geschäftstätigkeit in dieser Region haben sich seit Herbst 2001 trotz nachlassender Konjunkturentwicklung nicht substanziell verschlechtert, da die Wachstumsraten in den meisten Ländern der Region weniger stark zurückgingen als im Euroraum. Die Engagements der Tochterbanken der österreichischen Banken liefern einen deutlich höheren Beitrag zum Konzernergebnis, als es ihrem Anteil am Geschäftsvolumen entspricht. Gleichzeitig konnten die Risikokosten bis dato gering gehalten werden, da sich die österreichischen Tochterbanken auf Grund ihrer Marktposition vornehmlich auf Kreditnehmer bester Bonität konzentrieren konnten. Sowohl bereits absehbare Verschiebungen in der Geschäftsstruktur von Unternehmensfinanzierungen zum Privatkundengeschäft als auch ein verstärkter Wettbewerbsdruck, der die Tochterbanken der österreichischen Institute veranlassen könnte, Unternehmen geringerer Bonität zu finanzieren, könnten langfristig eine Annäherung an die Risikosituation in Westeuropa bewirken. Das Wachstumspotenzial dieser Märkte dürfte allerdings auf absehbare Zeit hoch bleiben.

Wenngleich die Konsolidierungen der letzten Jahre die Intensität des Wettbewerbs im Bankensektor vermindert haben, hat sich der Zugang zu

Bankkrediten nicht verschlechtert. Die aktuelle Entwicklung gibt keine Hinweise auf eine Kreditverknappung im Sinne einer über die konjunkturbedingte Abschwächung der Kreditnachfrage hinausgehende Kürzung des Kreditangebots durch die Banken. Die Struktur des österreichischen Finanzsystems dürfte der Entstehung eines „credit crunch“ eher entgegenstehen. Das Hausbankenprinzip begünstigt langfristige Beziehungen zwischen Unternehmen und Banken, was die Bereitstellung von Finanzmitteln auch in Perioden ungünstiger Wirtschaftsentwicklung fördert.

Die Auswirkungen eines abnehmenden Kreditangebots hängen überdies davon ab, inwieweit Unternehmen andere Finanzierungsformen finden können. Die Substitution von Bankkrediten durch Anleiheemissionen ist zwar in Österreich noch relativ gering, hat sich aber zuletzt etwas verstärkt. Die Kapitalaufbringung über die Börse wurde im Jahr 2001 durch das verhaltene Börsenklima merklich beeinträchtigt.

In Anbetracht der stark bankenbasierten Struktur des österreichischen Finanzsektors ist die – nach wie vor gute – Risikotragfähigkeit des österreichischen Bankensystems das zentrale Element für dessen Stabilität. Die heimischen Kreditinstitute verfügen – obwohl sie ihre Expansion in Zentral- und Osteuropa zumeist aus eigenen Mitteln finanzieren – über eine zufriedenstellende Eigenmittelausstattung, die es ermöglicht, Auswirkungen allfälliger Probleme in Grenzen zu halten.





B E R I C H T S T E I L

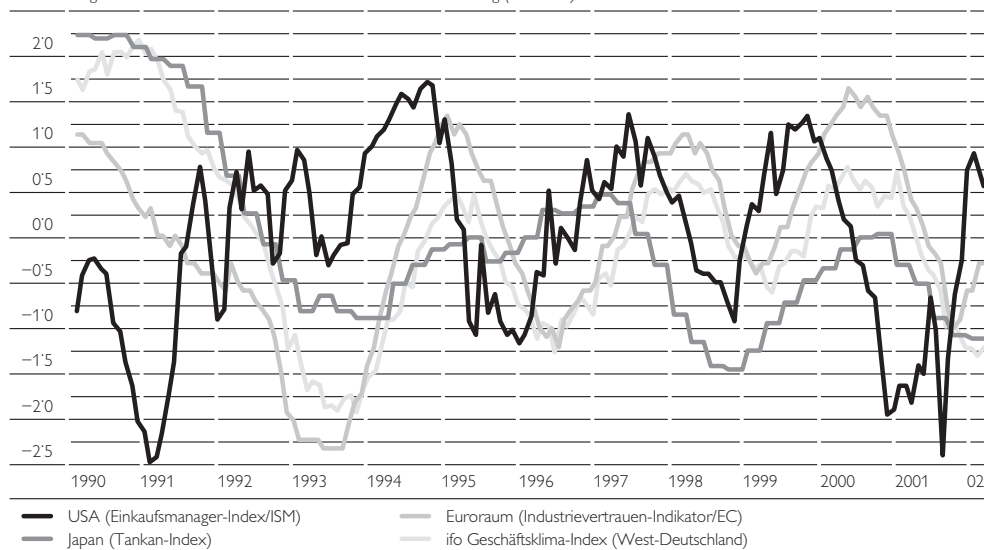
## Internationale Konjunktur

Der globale, synchrone – von den USA ausgehende – Wirtschaftsabschwung im Jahr 2001, der vor allem durch Überinvestitionen im High-Technology-Bereich und durch höhere Erdölpreise bedingt war, kam mit Jahreswechsel 2001/02 zu einem Ende. Zunächst deuteten im vierten Quartal 2001 steigende Kurse auf den Risikokapitalmärkten und in weiterer Folge sich verbessernde Konjunkturindikatoren sowie höhere Input-Preise (z. B. im Halbleiterbereich) auf eine Konjunkturwende hin. Mittlerweile unterstützt eine zunehmende Anzahl „harter Fakten“, wie eine steigende Industrieproduktion in den USA seit Jänner 2002, die Annahme einer von den USA angeführten globalen Konjunkturerholung. Wenngleich die Wachstumsraten in den einzelnen Weltregionen insbesondere im ersten Halbjahr noch sehr divergent sind, sollten sich diese im weiteren Jahresverlauf annähern, sodass gegen Jahresende 2002 in den meisten Regionen ein zumindest moderat positives Wirtschaftswachstum, weitgehend frei von Inflationsdruck, vorherrschen sollte.

Grafik 1

### Geschäftsklima-Indikatoren in den G 3

Abweichung vom Mittelwert des Indikators relativ zur Standardabweichung (seit 1990)



Quelle: Datastream, OeNB.

Die Gründe für die rasche Überwindung des globalen Konjunkturtals liegen hauptsächlich in der deutlichen Reaktion von Geld- und Fiskalpolitik in den USA, abgeschwächt auch im Euroraum, sowie in moderateren Erdölpreisen im vierten Quartal 2001 und über weite Strecken des ersten Quartals 2002.

Zur Nachhaltigkeit und Stärke des globalen Wirtschaftsaufschwungs gibt es jedoch Unsicherheiten, die vor allem mit den finanziellen Ungleichgewichten in den USA (niedrige Sparquote und hohes Leistungsbilanzdefizit) und Japan (fragiler Bankensektor und hohes Budgetdefizit) sowie mit der Erdölpreisentwicklung im Zusammenhang stehen.

### Rasche Konjunkturwende in den USA

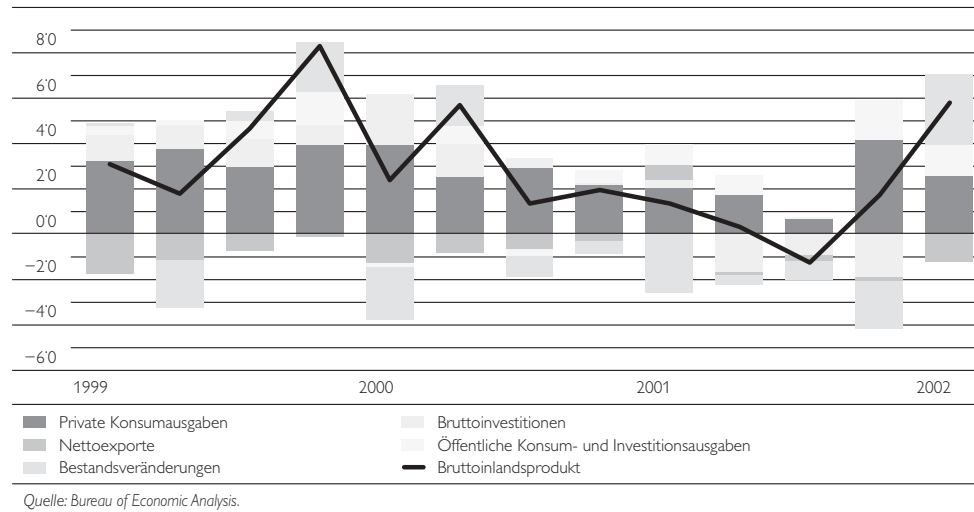
Die Trendwende bei der Wirtschaftsentwicklung in den USA ist Ende des Jahres 2001 markanter ausgefallen als zunächst erwartet. Das reale BIP expandierte im ersten Quartal 2002 mit einer annualisierten Quartalswachstumsrate von (vorläufig) 5,8%, nach 1,7% im vierten Quartal 2001. Die Jahreswachstumsrate des realen BIP betrug im Jahr 2001 1,2%.

Grafik 2

#### Wachstum der Komponenten des realen BIP in den USA

##### Beitrag zum saisonbereinigten BIP

Veränderung zum Vorquartal in Prozentpunkten



Die Terroranschläge vom 11. September 2001 hatten unmittelbare, negative Auswirkungen auf die Wirtschaft in den USA, indem der private Konsum kurzfristig einbrach, das Vertrauen von Industrie und Konsumenten deutlich nachgab, die Unternehmen Beschäftigte abbauten und Investitionen hintanstellten. Im vierten Quartal 2001 erholte sich der private Konsum kräftig, unter anderem auf Grund zahlreicher Sonderaktionen für langlebige Konsumgüter. Auch die deutlich höheren Ausgaben der öffentlichen Hand im Gefolge der Terroranschläge stützten die Wirtschaft in den USA. Hingegen waren die privaten Investitionen in den USA weiterhin rückläufig, und der Abbau der Lagerbestände beschleunigte sich nochmals.

Im ersten Quartal 2002 hat die Konjunktur in den USA deutlich an Schwung gewonnen, da neben einem weiterhin robusten privaten Konsum und steigenden Staatsausgaben der Abbau der Lagerbestände sich deutlich verlangsamt hat, was wiederum zu einem Anspringen der Industrieproduktion führte. Wenngleich sich das starke Wirtschaftswachstum nach dem ersten Quartal abschwächen dürfte, erwarten die meisten Prognostiker eine fortgesetzte Konjunkturerholung im Jahr 2002.

Die Nachhaltigkeit des Konjunkturaufschwungs in den USA ist jedoch erst dann gegeben, wenn auch die privaten Investitionen wieder positive Wachstumsraten aufweisen und die private Konsumnachfrage robust bleibt. Auf Grund der bislang anhaltenden Investitionsschwäche des Unternehmenssektors ist die Gefahr einer deutlichen Verflachung des Expansionspfades noch nicht

gebannt. Die hohe Verschuldung des Privatsektors und das steigende Leistungsbilanzdefizit der USA stellen insbesondere im Fall eines Vertrauensschocks bei den US-Konsumenten bzw. einer Neueinschätzung der erwarteten Renditen von Investitionen in den USA durch (ausländische) Investoren ein latentes Risiko für die US-Konjunktur und die US-Kapitalmärkte dar.

Das Federal Reserve System reagierte auf die Rezession im letzten Jahr mit deutlichen Zinssenkungen. Zuletzt wurde der Zielsatz für die Federal Funds Rate im Dezember 2001 auf 1,75% gesenkt.

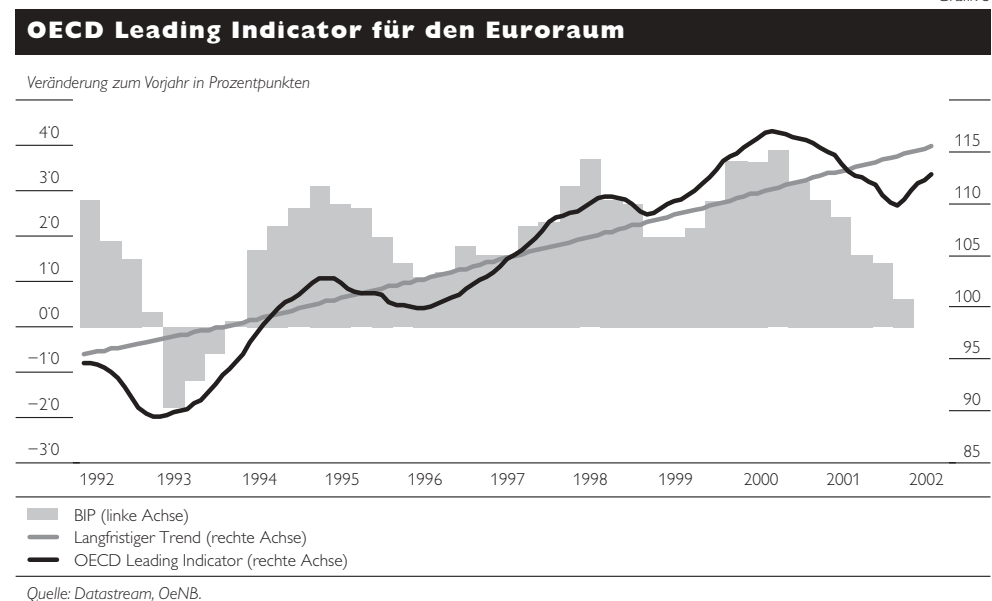
### Verhaltener Aufschwung im Euroraum

Die Entwicklung des realen BIP im Euroraum war auch im vierten Quartal 2001, wie schon in den Quartalen davor, von einer schwachen Binnen- nachfrage gekennzeichnet, die durch positive Außenbeiträge zum BIP-Wachstum nur partiell kompensiert wurde. Im vierten Quartal 2001 ging das reale BIP gegenüber dem Vorquartal um 0,2% zurück. Im Jahr 2001 wurde ein Wirtschaftswachstum von 1,5% erzielt.

Die kontinuierliche Verlangsamung des Wirtschaftswachstums von Mitte 2000 bis Ende 2001 war vor allem auf globale Faktoren, wie den Anstieg der Erdölpreise 1999 und 2000, auf die Überinvestitionen im High-Technology-Bereich, die deutlichen Kursverluste bei „Wachstums“-Aktien und den Konjunkturabschwung in den USA zurückzuführen. Hinzu kamen europa- und länder-spezifische Entwicklungen, die die Wirtschaft im Euroraum belasteten und in den Ländern des Euroraums zu relativ unterschiedlichen Wachstumsraten im Jahr 2001 führten: von z. B. 0,6% in Deutschland über 2% in Frankreich bis zu 6,6% in Irland.

Die Erwartung einer langsamen Konjunkturerholung im Euroraum während des ersten Halbjahres 2002 wird seit Jahresanfang von steigenden Vertrauensindikatoren, insbesondere in der Industrie, unterstützt. Somit gehen die jüngsten Prognosen zum realen BIP-Wachstum im Euroraum von verhaltenen

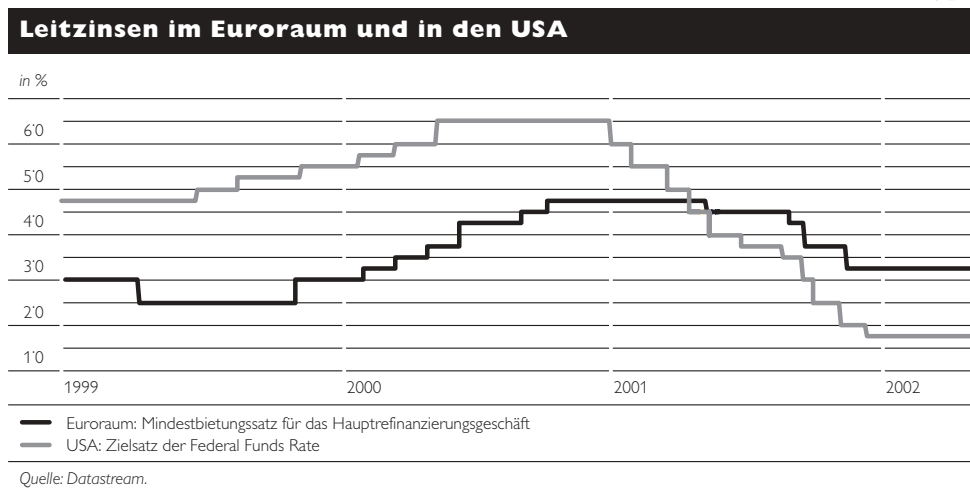
Grafik 3



Wachstumsraten im ersten Halbjahr 2002 und einer kräftigeren Erholung in der zweiten Jahreshälfte 2002 aus.

Die Konjunkturschwäche, wie auch die verringerten Effekte durch den Rohölpreis und durch die Fleischpreise, führten im Laufe des vierten Quartals 2001 zu einem weiteren Absinken der Inflationsrate im Euroraum. Wenngleich es im Jänner 2002 zu einem temporären Anstieg auf 2,7% – vor allem auf Grund von Sondereffekten – kam, gehen das Eurosystem wie auch die meisten Prognostiker davon aus, dass sich der Trend sinkender Inflationsraten 2002 fortsetzen wird. Vor diesem Hintergrund senkte der EZB-Rat im November 2001 abermals den Leitzins um 50 Basispunkte auf 3,25%.

Grafik 4



### Japan befindet sich weiterhin in einer schwierigen wirtschaftlichen Situation

Die japanische Wirtschaft wies, bedingt durch die schwache Inlandsnachfrage, ab dem zweiten Quartal 2001 negative reale BIP-Wachstumsraten gegenüber dem Vorquartal auf. Vor allem Unsicherheiten über die Beschäftigungsentwicklung drückten die privaten Konsumausgaben. Zudem dämpfte die schwache internationale Nachfrage die japanischen Exporte. Im Gesamtjahr 2001 ging das reale BIP um 0,5% zurück. Im ersten Quartal 2002 wies das Stimmungsbarmeter „Tankan“ noch keine Verbesserung auf, es gab jedoch erste Anzeichen, dass sich der globale Konjunkturaufschwung in steigenden japanischen Exporten niederschlagen dürfte. Problematisch sind die anhaltende Deflation, das hohe Budgetdefizit, die rasch steigende Staatsschuldenquote und die hohe Zahl notleidender Kredite, die den Bankensektor belasten und dessen Intermediationsfunktion beeinträchtigen. Dies, wie auch die anstehenden Umstrukturierungen im privaten und öffentlichen Sektor sowie die steigende Arbeitslosigkeit, dürften die Inlandsnachfrage weiterhin dämpfen, womit die japanische Wirtschaft auch in absehbarer Zukunft ihre Wachstumsschwäche kaum überwinden dürfte.

### Die Schwellenländer konnten sich von der Argentinienkrise abkoppeln

Die wirtschaftliche Entwicklung in den Schwellenländern war vom Konjunkturzyklus der Industrieländer geprägt. Lediglich große, relativ geschlossene Volkswirtschaften wie China, Indien oder Russland konnten sich weitgehend

vom globalen Konjunkturabschwung abkoppeln. Die „Tigerstaaten“ waren im vierten Quartal 2001 noch von den rückläufigen High-Technology-Investitionen getroffen, und in Lateinamerika verschärfte sich die Krise in Argentinien zusehends. Mit Jahresanfang 2002 verbesserte sich jedoch das Bild in Südostasien, einerseits weil sich die Exportnachfrage wieder belebt hatte, andererseits weil sich das Konsumenten- und Unternehmensvertrauen verbessert hatte.

Argentinien hingegen musste gegen Jahreswechsel 2001/02 seine Zahlungsunfähigkeit bekannt geben und beendete in weiterer Folge die Bindung seiner Währung an den US-Dollar. Der argentinische Peso wertete von einem Verhältnis 1:1 auf etwa 1:3 USD/ARS per Anfang Mai 2002 ab. Das restliche Lateinamerika konnte sich zwar nicht dem globalen Wirtschaftsabschwung entziehen, blieb aber weitestgehend von Ansteckungseffekten aus Argentinien verschont.

Dass die Zahlungsunfähigkeit Argentiniens bislang kaum zu deutlichen Ansteckungseffekten in anderen Schwellenländern führte, dürfte vor allem damit im Zusammenhang stehen, dass die Finanzmärkte bereits Monate zuvor solch einer Entwicklung eine relativ hohe Wahrscheinlichkeit zugeordnet hatten und diese sich in den Kursen argentinischer Rentenpapiere widerspiegelte. Zudem scheinen die Finanzmarktteilnehmer relativ klar zwischen der argentinischen Situation und jener der anderen Schwellenländer differenziert zu haben. Auf Grund der weiterhin gegebenen Unsicherheit über die zukünftige Entwicklung in Argentinien ist es allerdings noch zu früh, ein teilweises Überschwappen der Argentinienkrise auf andere Schwellenländer vollständig auszuschließen.

#### **Konjunktur in der Europäischen Union beeinflusst auch Zentral- und Osteuropa**

Die gesamtwirtschaftliche Entwicklung in Zentral- und Osteuropa war im Jahr 2001 durch die Wachstumsabschwächung in der Europäischen Union sowie – im Fall Russlands – durch den Erdölpreistrückgang geprägt. Nur jene Länder, die von der globalen Dämpfung in einer Phase eines markanten Aufschwungs der Inlandsnachfrage getroffen wurden, konnten gegenüber dem Jahr 2000 eine Wachstumsbeschleunigung erzielen (Kroatien, Slowakische Republik, Tschechische Republik). In Kroatien und der Slowakischen Republik führte die Kombination aus starker Inlandsnachfrage und niedrigerem Exportwachstum zu einer deutlichen Ausweitung des Leistungsbilanzdefizits, in der Slowakischen Republik auf ein beachtlich hohes Niveau. Allerdings war in beiden Ländern das Leistungsbilanzdefizit in hohem Ausmaß durch den Zustrom an Nettodirektinvestitionen gedeckt. In Kroatien kam es daher sogar zu einem Anstieg der offiziellen Bruttoreserven, gemessen in Monatsimporten an Gütern und Dienstleistungen. In der Slowakischen Republik sanken die Reserven jedoch leicht und verzeichneten wie im Jahr 2000 den niedrigsten Wert der untersuchten Länder.

Für die gesamte Region wird im Verlauf dieses Jahres wichtig sein, wie rasch und wie stark der Aufschwung in der Europäischen Union (EU) und damit der Anstieg des Exportwachstums ausfällt. In der Slowakischen Republik dürfte nicht nur das weitere Anziehen von umfangreichen Direktinvestitionen, sondern auch eine Dämpfung des Wachstums der Inlandsnachfrage erforderlich sein. Beides wird jedoch maßgeblich von der politischen Entwicklung, insbesondere

den im Herbst 2002 anstehenden Parlamentswahlen, bestimmt werden. Für Polen wird hinsichtlich des Wechselkurses wesentlich sein, welche Importintensität die künftige Erholung der inländischen Investitionsnachfrage aufweisen wird.

## Internationale Finanzmärkte

### Vorsichtige Erholung der Finanzmärkte im vierten Quartal 2001

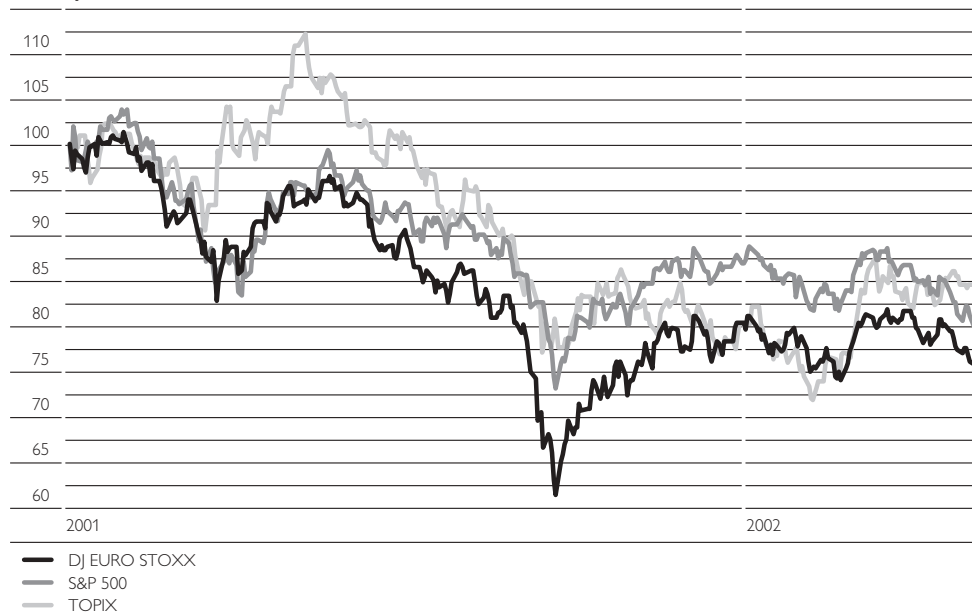
Die auf den Kapitalmärkten bereits seit dem zweiten Quartal 2000 feststellbare Flucht in „Qualität“ verstärkte sich unmittelbar nach den Terroranschlägen am 11. September 2001. Es kam zu deutlichen, zum Teil sprunghaften Kursrückgängen auf den Risikokapitalmärkten, vor allem bei Aktien und Unternehmensanleihen niedriger Bonität. Hingegen erfuhren risikofreie Wertpapiere, vor allem westliche Staatsanleihen, deutliche Kursanstiege.

Grafik 5

#### DJ EURO STOXX – Standard & Poor's 500 – Tokyo SE Price Index

vom 1. Jänner 2001 bis 10. Mai 2002

Index: 1. Jänner 2001 = 100



Quelle: Datastream, OeNB.

Diese Entwicklung hielt jedoch nur relativ kurze Zeit an. Bereits Ende September 2001 ging die Volatilität zurück, und die Kurse auf den Risikokapitalmärkten begannen in Antizipation einer baldigen, globalen und weitgehend inflationsfreien Konjunkturerholung wieder zu steigen. Vor allem in den USA hatte jedoch das Vorseilen der Aktienkurse gegenüber der realwirtschaftlichen Entwicklung und den stark fallenden Unternehmensgewinnen, temporär deutlich steigende Kurs-Gewinn-Verhältnisse zur Folge.

Auf den Staatsanleihemärkten setzte sich vor allem ab November 2001 die Meinung einer baldigen Konjunkturerholung durch: es kam in relativ kurzer Zeit zu teils deutlichen Kursrückgängen bzw. Renditesteigerungen und – gemeinsam mit sinkenden Leitzinsen – zu wesentlich steileren Zinsstrukturkurven.

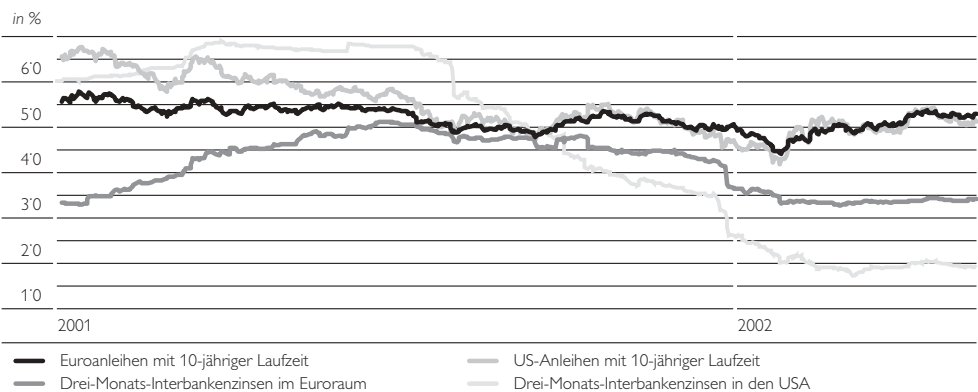
In weiterer Folge gingen im Laufe des vierten Quartals 2001 auf Grund der allgemein optimistischeren Einschätzungen auf den Finanzmärkten auch im Unternehmensanleihensektor die Spreads gegenüber Staatsanleihen zurück.

Per Jahresende 2001 stellte sich die Situation auf den Finanzmärkten generell deutlich positiver dar als noch zu Ende des dritten Quartals 2001.

Grafik 6

### Zinssatzentwicklung im Euroraum und in den USA

vom 1. Jänner 2001 bis 10. Mai 2002

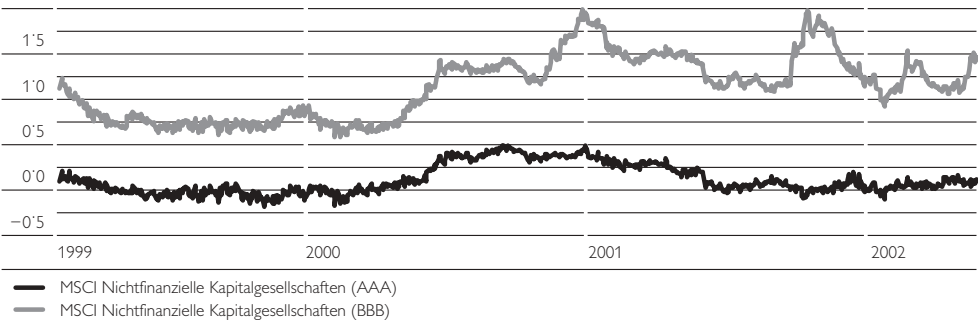


Quelle: Datastream.

Grafik 7

### Zinsdifferenz von in Euro denominierten Unternehmensanleihen zu deutschen Benchmark Bundesanleihen

in Prozentpunkten



Quelle: Datastream.

### Offene Fragen zur Corporate Governance prägen die ersten Monate 2002

In den ersten Monaten des Jahres 2002 waren die Finanzmärkte vor allem durch zwei Entwicklungen gekennzeichnet: Einerseits verbesserte sich der Konjunkturausblick kontinuierlich, andererseits warf insbesondere der Konkurs des Energieunternehmens Enron Fragen zur Corporate Governance und Transparenz von Unternehmensbilanzen auf.<sup>1)</sup> Letzteres führte ab Ende Jänner 2002 zu einem weitreichenden Glaubwürdigkeitsverlust bezüglich Finanzinformationen von

<sup>1</sup> Neben dem Auslöser Enron gab es zahlreiche andere Fälle, wie z. B. in Europa die Swissair, auf Grund deren Beispiel Fragen zur Corporate Governance diskutiert wurden.

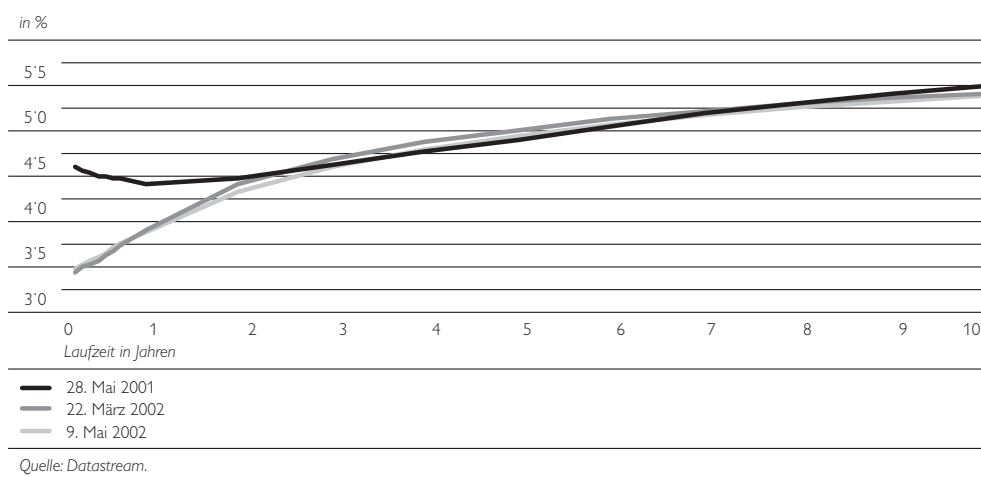


Unternehmen, der vor allem rasch wachsende Unternehmen mit hohem Fremdkapitalanteil – wie z. B. viele High-Technology-Unternehmen – traf.

In der Folge wiesen Unternehmensaktien aus diesem Segment und Unternehmensanleihen mit sehr niedriger Bonität zum Teil deutliche Kursverluste auf. Hingegen unterstützte das sich aufhellende Konjunkturmilieu, verbunden mit etwas positiveren Gewinnerwartungen, jene Aktien und Unternehmensanleihen, die von den Investoren nicht mit zweifelhaften Bilanzierungsmethoden und übermäßigen Fremdkapitalquoten in Verbindung gebracht wurden. Vor diesem Hintergrund entwickelten sich der DJ EURO STOXX Index und der US-Index S&P500 in den ersten vier Monaten des Jahres 2002 weitgehend seitwärts, während der japanische TOPIX Index geringfügig an Wert gewann.

Grafik 8

### Nullkupon-Zinsstruktur des Euroraums



Die Zinsstruktur im Euroraum und vor allem den USA wurde auf Grund eines leichten Anstiegs der langfristigen Zinsen von Staatsanleihen im Verlauf des ersten Quartals 2002 nochmals steiler, was in erster Linie mit der Erwartung eines Konjunkturaufschwungs und weniger mit steigenden Inflationserwartungen im Zusammenhang stehen dürfte. Zu Beginn des zweiten Quartals gingen die langfristigen Zinssätze, vor allem in den USA, geringfügig zurück.

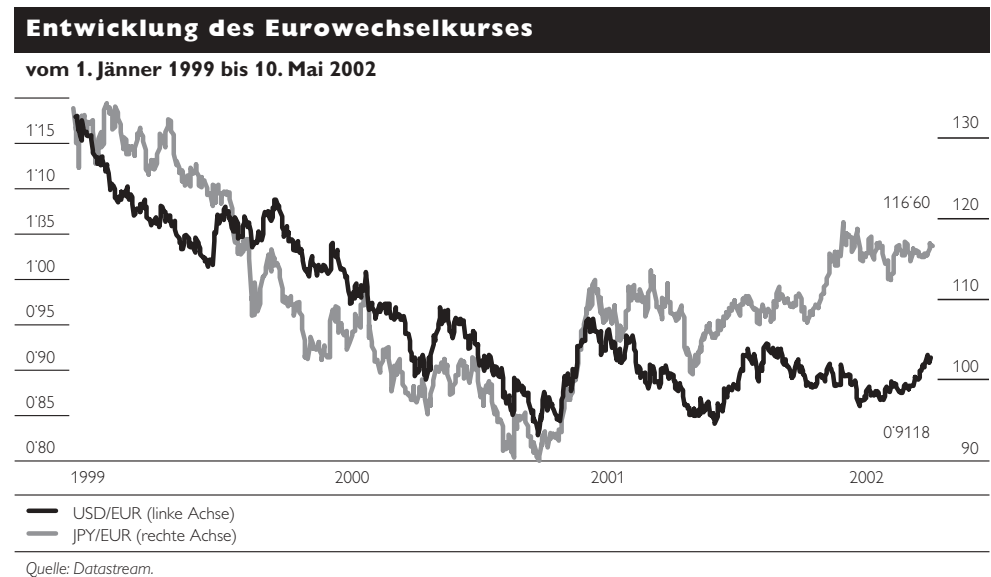
In Japan lagen die kurzfristigen Zinsen beständig bei null, die Rendite von Staatsanleihen mit 10-jähriger Laufzeit schwankte trotz eines Downgradings von Moody's für inländische Staatsanleihen relativ konstant um 1,4%.

Die Anleihe- und Aktienmärkte in den Schwellenländern entwickelten sich im vierten Quartal 2001 und in den ersten Monaten des Jahres 2002 trotz der Krisenverschärfung in Argentinien weitgehend positiv, und einige staatliche Emittenten aus diesen Regionen kehrten mit Neuemissionen auf den internationalen Kapitalmarkt zurück. Diese Entwicklung wurde vor allem durch die sinkende Risikoaversion bei den Investoren und eine rasche Umkehr der Kapitalabflüsse in diese Regionen möglich. Dass die Situation für Schuldner mit einem vergleichsweise hohen Risiko weiterhin sehr labil ist, zeigte sich Anfang Mai 2002 in Brasilien, wo die Bondspreads auf Grund von innerpolitischen Problemen wieder anstiegen und private brasilianische Emittenten ihre geplanten Emissionen verschoben.

### Geringe Volatilität des Wechselkurses des Euro gegenüber dem US-Dollar

Der Wechselkurs des Euro gegenüber dem US-Dollar bewegte sich im vierten Quartal 2001 um 0,90 USD/EUR, im ersten Quartal 2002 knapp unter 0,90 USD/EUR und gegen Ende April/Anfang Mai wieder um 0,90 USD/EUR. Auffallend war die geringe Volatilität des Wechselkurses über den gesamten Zeitraum. Dies mag daran liegen, dass der 11. September 2001 aus Sicht der Finanzmärkte einen weitgehend symmetrischen Schock dargestellt hatte, andererseits scheinen die Kapitalflüsse in die USA im Berichtszeitraum nachgelassen zu haben, was vermutlich weniger mit den relativen Wachstumsaussichten als mit den relativen Renditeerwartungen von Eurorauminvestitionen gegenüber US-Portfolio- und Direktinvestitionen zu tun haben könnte.

Grafik 9



Gegenüber dem japanischen Yen stieg der Wechselkurs des Euro in der zweiten Hälfte des vierten Quartals 2001 um bis zu 10% auf knapp 120 JPY/EUR an, und schwankte danach um 115 JPY/EUR. Die Schwäche des japanischen Yen im vierten Quartal 2001 stand vor allem mit den negativen japanischen Konjunkturaussichten, den sinkenden Aktienkursen und deren Implikationen für den fragilen japanischen Bankensektor in Zusammenhang.

Innerhalb Europas blieb der Wechselkurs des Euro im Berichtszeitraum weitgehend stabil. Gegenüber dem Pfund Sterling bewegte sich der Euro um 0,61 GBP/EUR. Der Schweizer Franken profitierte unmittelbar nach den Terroranschlägen von „safe haven“ Zuflüssen. Danach bewegte sich der Wechselkurs des Euro gegenüber dem Schweizer Franken relativ stabil zwischen 1,48 und 1,46 SFR/EUR. Ab Ende April 2002 verstärkte sich die Aufwärtsbewegung des Franken neuerlich, so dass die Schweizerische Nationalbank sich Anfang Mai 2002 veranlasst sah, ihr Zielband für den Drei-Monats-LIBOR um 0,5 Prozentpunkte auf 0,75 bis 1,75% zu senken. Der Wechselkurs gegenüber dem Euro bewegte sich nach dieser Entscheidung um 1,4550 SFR/EUR.

## Wertsteigerungen bei Finanzvermögen Zentral- und Osteuropas

Argentinenkrise bewirkt keine anhaltende Ausweitung der Spreads

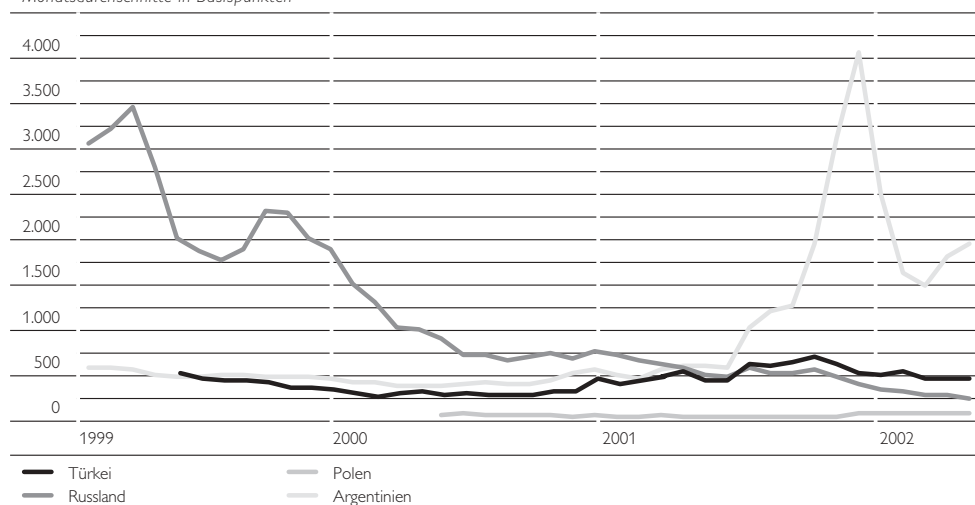
von in Euro denominierten Anleihen

Die Bewertung der in Euro denominierten Anleihen zentral- und osteuropäischer Staaten auf dem internationalen Markt sollte die Einschätzung der Fähigkeit dieser souveränen Schuldner, Zahlungsverpflichtungen nachkommen zu können, widerspiegeln.

Grafik 10a

### Anleihspreeds von in Euro denominierten Staatsanleihen

Monatsdurchschnitte in Basispunkten

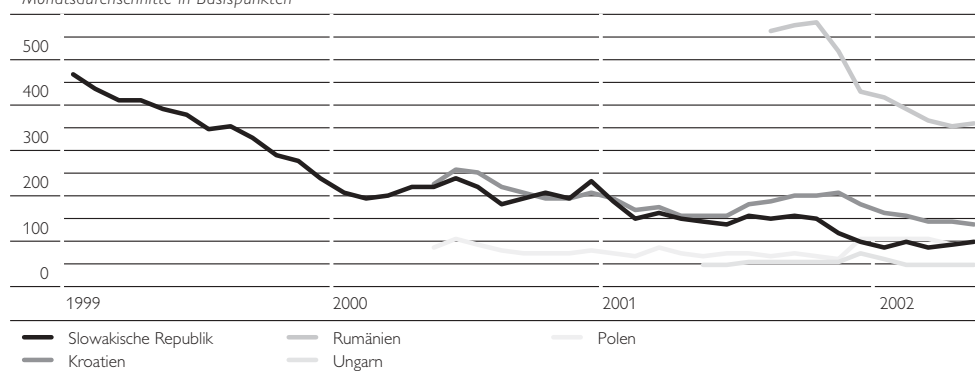


Quelle: Bloomberg, JP Morgan, OeNB.

Grafik 10b

### Anleihspreeds von in Euro denominierten Staatsanleihen

Monatsdurchschnitte in Basispunkten



Quelle: Bloomberg, JP Morgan, OeNB.

Diese Bewertung wird jedoch auch von den Entwicklungen in anderen Schwellenländern mitbestimmt. Zur Untersuchung der Frage, in welchem Ausmaß bereits eine differenzierte Bewertung des souveränen Risikos in Zentral- und Osteuropa erfolgt, zeigt Grafik 10 die Anleihspreeds der in Euro denominierten Staatsanleihen Argentiniens im Vergleich zu jenen der Türkei sowie verschiedener Länder Zentral- und Osteuropas. Es ist ersichtlich,

dass die drastische Ausweitung der Argentinien-Spreads ab Juli 2001 bei Russland, Rumänien, Kroatien und der Slowakischen Republik eine Spreadausweitung bzw. eine Unterbrechung eines Trends der Spreadverringering nur von Juli bis Oktober 2001 bewirkte. Die Spreads der Staatsanleihen dieser Länder lagen im April 2002 deutlich oder – im Fall Kroatiens – geringfügig tiefer als vor dem Anstieg der Argentinien-Spreads im Juli 2001. Insbesondere die EU-Beitrittsländer sowie Russland konnten also eine dauerhafte „finanzielle Ansteckung“ durch die argentinische Krise vermeiden. Demgegenüber lagen z. B. die Anleihsreads der in Euro denominierten Staatsanleihen Brasiliens durchgehend bis Redaktionsschluss deutlich oberhalb des Niveaus vom Juni 2001.

#### Großteils reale und auch nominelle Währungsaufwertungen trotz Argentinienkrise

Die grundlegende Neubewertung von Schuldtiteln Argentiniens auf dem internationalen Finanzmarkt im Juli 2001 implizierte eine dramatische Verdoppelung des Spreads von in Euro denominierten argentinischen Anleihen auf etwa 1.050 Basispunkte (siehe Grafik 11, rechte Skala). Während die Spreadausweitung die polnischen und ungarischen Spreads nicht merklich beeinflusste, so dürfte diese markante Bewertungsverschiebung doch einen unmittelbaren Einfluss auf die Einschätzung zentral- und osteuropäischer Währungen gehabt haben. Sie bewirkte im Zeitraum Juli bis September bzw. Oktober 2001 eine deutliche Abschwächung der Währungen Russlands, Polens und – in etwas geringerem Maße – Ungarns, welche zuvor eine besonders starke nominelle Aufwertung gegenüber dem Euro erfahren hatten. Die Währungen der Slowakischen Republik und der Tschechischen Republik wurden ebenfalls geringfügig geschwächt, während nur der Trend der slowenischen Währung völlig unbeeinflusst blieb (siehe Grafik 11).

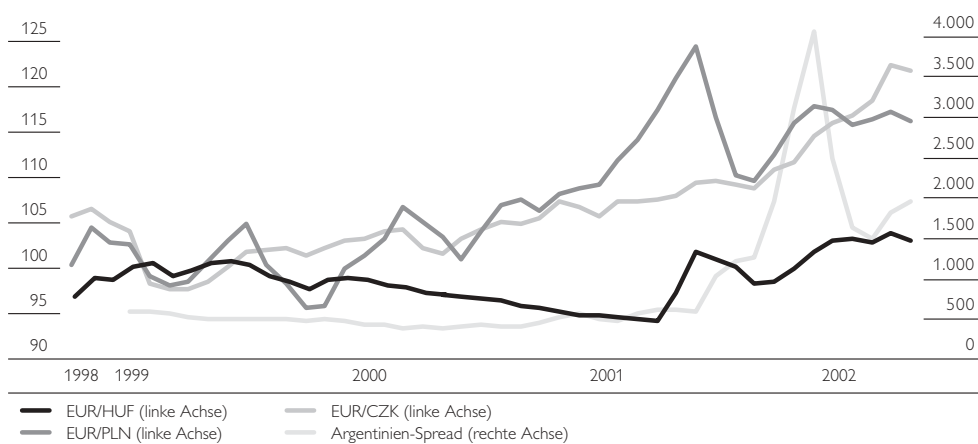
Im Lauf des vierten Quartals 2001 setzte sich jedoch auf dem Markt offensichtlich eine differenziertere Risikobetrachtung durch, da eine erneute Spreadverdoppelung argentinischer in Euro denominierter Anleihen nicht zu einer nochmaligen (starken) Schwächung zentral- und osteuropäischer Währungen führte. Im April 2002 lagen die Kurse des Forint sowie der tschechischen und der slowakischen Krone jedoch bereits beachtlich höher als vor dem Juli 2001. Die nominelle Aufwertung der slowakischen Krone von Oktober 2001 bis April 2002 scheint in begrenztem Ausmaß insofern fundamental unterlegt zu sein, als der Zustrom an Nettodirektinvestitionen das Leistungsbilanzdefizit finanzierte. Zum Teil dürfte hier jedoch auch eine Sogwirkung der tschechischen Krone eine Rolle spielen. Beim Zloty erfolgte zwar ebenfalls bereits ab Oktober 2001 wieder eine Gegenbewegung in Richtung nomineller Aufwertung, das vergleichsweise extrem hohe vorherige Niveau wurde jedoch nicht mehr erreicht. Der Rückgang der Zinsdifferenz und ein wieder in Gang kommendes Wachstum der Inlandsnachfrage könnten jedoch zu einer erneuten Abschwächung des Wechselkurses des Zloty führen. Nur beim Rubel setzte sich die im Juli 2001 begonnene nominelle Währungsabwertung in moderater Weise bis Mai 2002 fort.

Grafik 11a

### Wechselkurse zentral- und osteuropäischer Währungen gegenüber dem Euro und Anleihspreeds von in Euro denominierten Staatsanleihen Argentiniens

Monatsdurchschnitte (Index: erstes Quartal 1999 = 100)

in Basispunkten



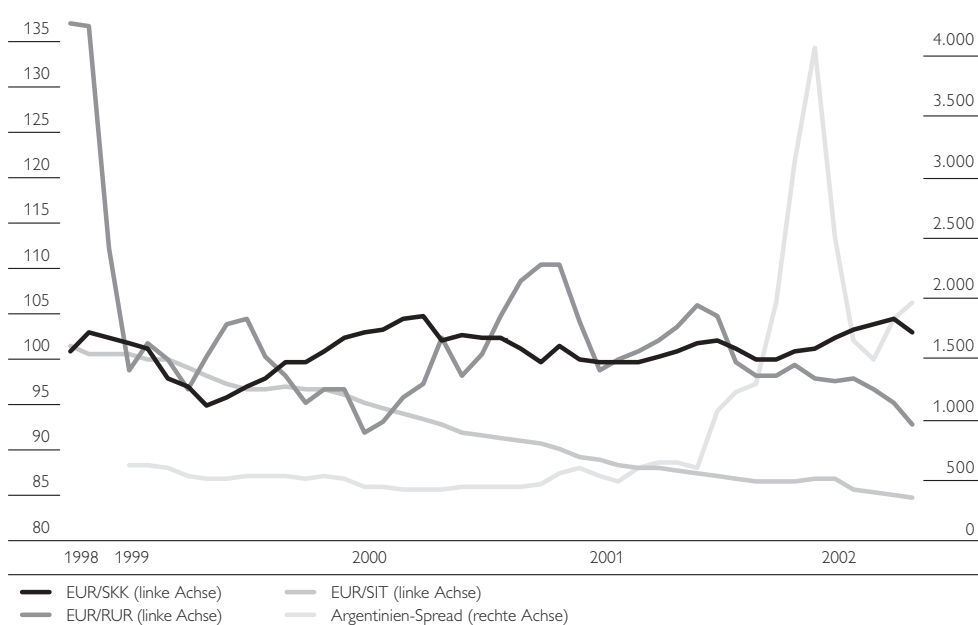
Quelle: Bloomberg, Datastream, JP Morgan, OeNB.

Grafik 11b

### Wechselkurse zentral- und osteuropäischer Währungen gegenüber dem Euro und Anleihspreeds von in Euro denominierten Staatsanleihen Argentiniens

Monatsdurchschnitte (Index: erstes Quartal 1999 = 100)

in Basispunkten



Quelle: Bloomberg, Datastream, JP Morgan, OeNB.

#### Aktienmärkte von globaler Entwicklung dominiert

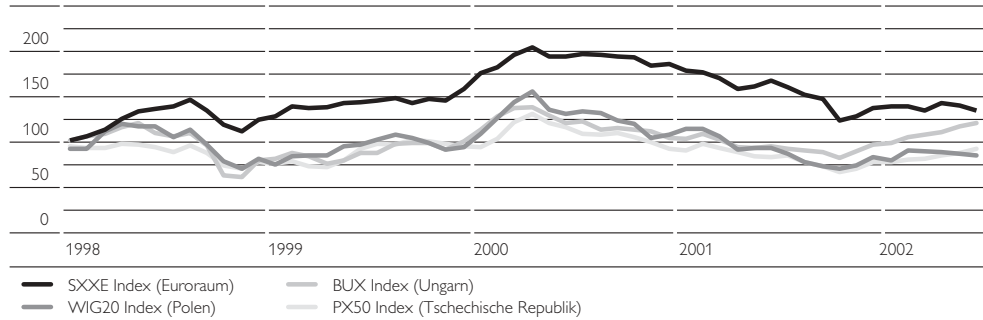
Die längerfristige Entwicklung der Aktienmärkte der Beitrittsländer Polen, Ungarn und Tschechische Republik ist nur in sehr geringem Maße von nationalen Faktoren fundamental bestimmt, wie Grafik 12 erkennen lässt. Die Börsenindizes bewegen sich parallel zum DJ EURO STOXX Index (SXXE),

allerdings mit meist deutlich größeren prozentualen Änderungen zwischen aufeinanderfolgenden Tiefst- und Höchstständen. Das größere relative Ausmaß dieser Ausschläge dürfte vor allem mit der grundsätzlichen Einstufung eines höheren Risikos auf diesen Märkten durch die internationalen Aktienfonds zusammenhängen. In längerfristiger Perspektive sind der polnische und der tschechische Index seit den Tiefständen auf Grund der Russlandkrise im Oktober 1998 bis April 2002 in etwa gleichem Ausmaß wie der DJ EURO STOXX gestiegen, der ungarische Index sogar noch weit stärker. Da jedoch auch der Russland-induzierte Einbruch in den zentraleuropäischen Börsenindizes viel markanter als im DJ EURO STOXX war, wurden die Indexhöchststände von vor der Russlandkrise selbst vom ungarischen Index BUX noch nicht erreicht.

Grafik 12

### Aktienindizes im Euroraum und in den Beitrittsländern

Monatsdurchschnitte (Index: viertes Quartal 1997 = 100)



Quelle: Bloomberg, OeNB.

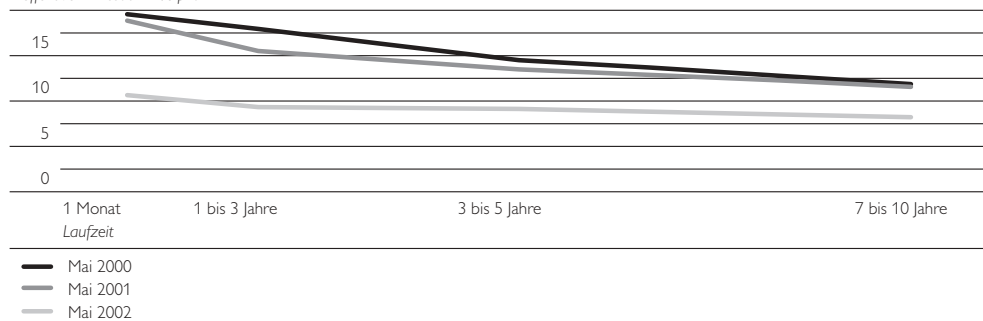
**Sowohl Zinsen als auch langfristige Renditen in Polen weit oberhalb der Inflation**

Die Zinsstrukturkurve ist in Polen und Ungarn seit Entstehen eines mehrjährigen Schuldtitelmarktes in der ersten Hälfte der Neunzigerjahre invers, während sie in der Tschechischen Republik bereits seit einigen Jahren ansteigend verläuft (siehe Grafik 13). Der inverse Verlauf der Kurve reflektiert die Erwartung eines langfristigen Disinflationsprozesses. Dem entspricht, dass

Grafik 13a

### Zinsstrukturkurve in Polen

effektiver Zinssatz in % p. a.

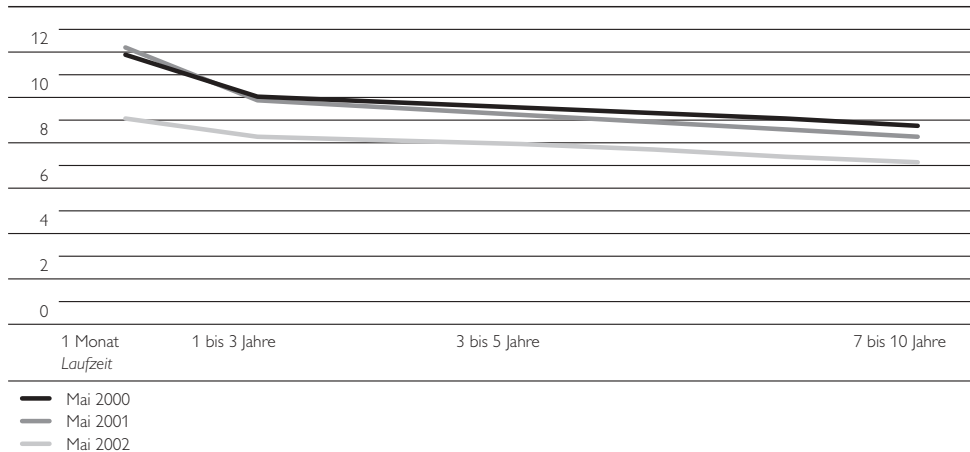


Quelle: Bloomberg, OeNB.

Grafik 13b

**Zinsstrukturkurve in Ungarn**

effektiver Zinssatz in % p. a.

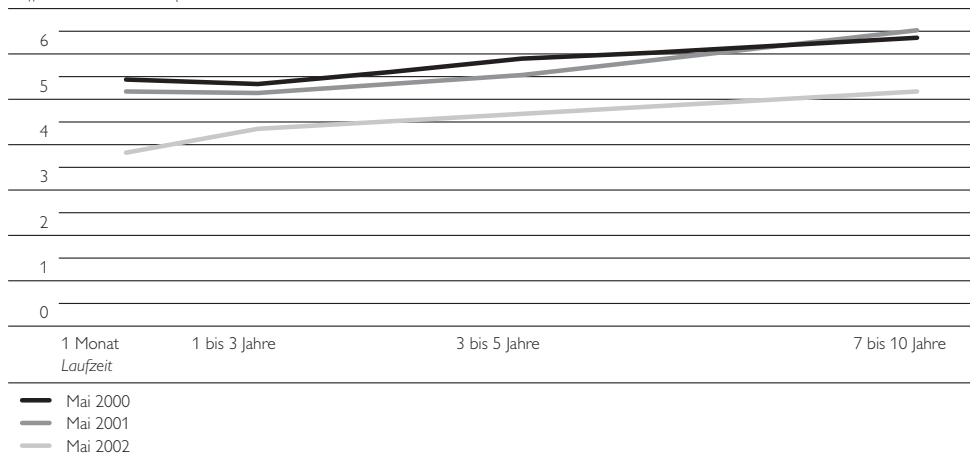


Quelle: Bloomberg, OeNB.

Grafik 13c

**Zinsstrukturkurve in der Tschechischen Republik**

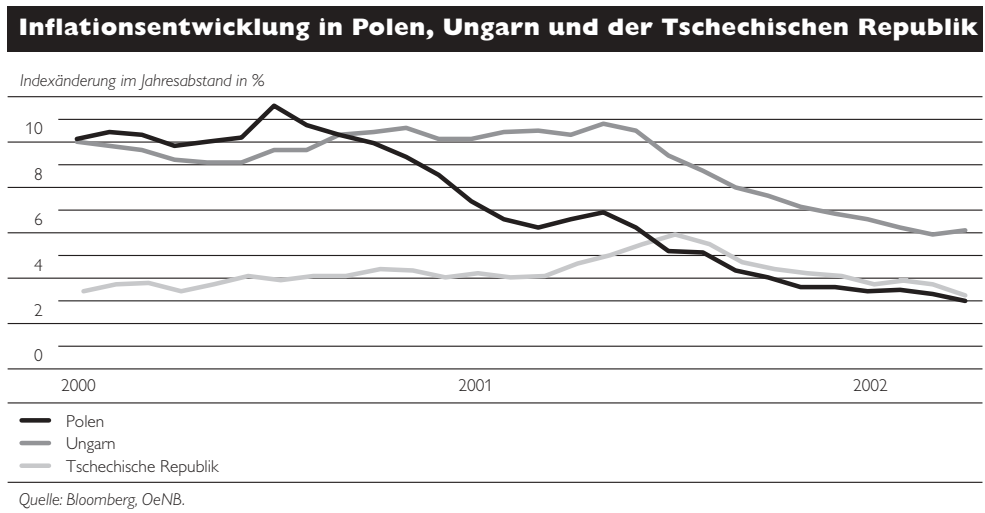
effektiver Zinssatz in % p. a.



Quelle: Bloomberg, OeNB.

der Inflationsrückgang in den letzten zwölf Monaten in Polen von einer Abschwächung der Inversität, das heißt einer geringeren Steilheit der inversen Kurve, begleitet war.

Die Differenz zwischen dem Niveau sowohl der Zinsen als auch der kurz- und langfristigen Renditen und jenem der Inflation ist in Polen seit Anfang 2000 in hohem Ausmaß positiv. In Ungarn liegt die Inflation erst seit dem zweiten Halbjahr 2001 und in einem vergleichsweise viel geringeren Ausmaß unter dem Renditeniveau. Dieser deutliche Unterschied kann erstens mit der unterschiedlichen Geldpolitik erklärt werden, die sich auch im Niveau der einmonatigen Geldmarktzinsen spiegelt. Zweitens könnten die strukturellen Inflationserwartungen in Polen noch auf etwas höherem Niveau als in Ungarn



liegen. Anfang 2002 dürfte sich aber auch in Ungarn die Differenz zwischen den langfristigen Renditen und der aktuellen Preissteigerung im Jahresabstand auf Grund der längerfristigen Inflationserwartungen vergrößert haben, indem der jüngste Disinflationserfolg – zum Teil auch – als Ergebnis des positiven Angebotsschocks eines Erdölpreisrückgangs interpretiert wird und die weiteren Disinflationsoaussichten nun verhaltener beurteilt werden. Wenn auch divergierende Muster der Inflationserwartung einen Erklärungsansatz bieten, so scheint es dennoch fraglich, ob insbesondere der beachtliche Unterschied in der Differenz zwischen kurzfristigen Renditen und Inflation damit ausreichend erklärt werden kann. Als dritter Bestimmungsfaktor kann schließlich auf möglicherweise divergierende Erwartungen bezüglich künftiger Wechselkursänderungen verwiesen werden. So könnten bei den in Zloty denominierten Staatsanleihen deutlich größere kurz- und langfristige Abwertungserwartungen eingepreist sein als bei den in Forint – und erst recht bei den in tschechischen Kronen – denominierten Anleihen.

### Weitere Ergebnisverbesserungen bei den Banken in Zentraleuropa

#### Wachstumsverlangsamung im ersten Halbjahr 2001

Im ersten Halbjahr 2001 entwickelten sich die Bilanzsummen der Banken Zentraleuropas sehr unterschiedlich; die erzielten realen Zuwachsraten waren jedoch mehrheitlich niedriger als im Gesamtjahr 2000. So betrug in der ersten Jahreshälfte 2001 das annualisierte reale Wachstum der Bankaktiva zwischen 9,5% in Slowenien und knapp –4% in der Slowakischen Republik. Im Vergleich mit den im Gesamtjahr 2000 erzielten Wachstumsraten kam es zu einer Beschleunigung des realen Bilanzsummenwachstums der Banken in der Tschechischen Republik, während Polen, Ungarn, die Slowakische Republik und Kroatien eine Verlangsamung verzeichneten; in Slowenien blieb das Wachstum praktisch unverändert.

In Slowenien, Kroatien und Ungarn wuchsen die Kredite an den Unternehmens- und Haushaltssektor stärker als die Gesamtaktiva; in Polen, der Tschechischen Republik und der Slowakischen Republik entwickelten sich diese Bilanzpositionen hingegen unterproportional, wobei es in der Slowaki-



schen Republik (wie schon im Gesamtjahr 2000) sogar zu einem Rückgang des absoluten Niveaus kam. Begünstigt durch die Stärke des Zloty und den erheblichen Zinsvorteil wurde in Polen das Gros der neu vergebenen Kredite an den Privatsektor in Fremdwährung denominated. Per Ende Juni 2001 waren 24% der Kommerzbankforderungen an den Nicht-Finanzsektor in Fremdwährung denominated. In der Tschechischen Republik, wo in den Jahren 1999 und 2000 im Zusammenhang mit der Sanierung der Kreditportfolios der Banken ebenfalls absolute Rückgänge im ausstehenden Kreditvolumen an den Privatsektor verzeichnet worden waren, lässt der im ersten Halbjahr 2001 beobachtete Anstieg dieser Position hingegen auf ein Ende dieses Gesundheitskrampfungsprozesses schließen.

#### Weitere Rentabilitätssteigerung der zentraleuropäischen Banken

Mit Ausnahme Polens wurde im ersten Halbjahr 2001 in allen beobachteten Ländern eine Erhöhung der Eigenkapitalrendite (Return on Equity, ROE) des Bankensektors im Vergleich zur Referenzperiode des Vorjahres erzielt.

Im Fall Ungarns wurde der Halbjahresüberschuss des Bankensektors allerdings durch Einmalfaktoren (Auflösung von Rückstellungen im Zusammenhang mit einer Beteiligungsveräußerung und auf Grund gesetzlicher Änderungen) beeinflusst, welche für rund 60% der Steigerung des Halbjahresgewinns vor Steuern verantwortlich sind. Trotzdem betrug die (nominelle) Steigerung des Betriebsergebnisses im Vergleich mit dem ersten Halbjahr 2000 29%.

Tabelle 1

### Return on Equity

	1997	1998	1999	2000	1. Halbjahr	
					2000	2001
	<i>in %</i>					
Kroatien	..	-16,1	4,8	10,7	13,5	16,2
Polen	37,7	9,2	12,9	14,6	16,8	15,4
Slowakische Republik	..	-13,4	-36,5	25,2	1,3	21,3
Slowenien	10,3	11,3	7,8	11,3	12,2	12,5
Tschechische Republik	-5,3	-5,2	-4,3	12,0	6,6	15,1
Ungarn	11,9	7,5	4,0	10,9	15,2	21,2

Quelle: Nationale Notenbanken, OeNB.

Nach zwei Jahren sinkender Betriebserträge konnte in der Tschechischen Republik im ersten Halbjahr 2001 erstmals wieder eine Steigerung verzeichnet werden. Da gleichzeitig die Betriebsaufwendungen weiterhin nur moderat wuchsen, scheint die Ergebnisverbesserung des tschechischen Bankensektors nachhaltig zu sein. Für die Slowakische Republik liegen bereits vorläufige Ergebnisse für das Gesamtjahr 2001 vor, laut denen eine weitere deutliche Steigerung des Jahresüberschusses des Bankensektors verzeichnet wurde. In erster Linie ist diese Steigerung des Gewinns nach Steuern auf Rückstellungsaufösungen zurückzuführen, der Betriebsertrag stieg jedoch ebenfalls. Im Gegensatz dazu kam es in Polen im ersten Halbjahr 2001 zu einem leichten Rückgang des ROE im Vergleich zur Referenzperiode des Vorjahres auf Grund schwachen Wachstums des Betriebsertrags bei höheren Kreditvorsorgen, obwohl einige Ertragskomponenten mit eher geringer Nachhaltigkeit (z. B. Währungsgewinne) etwas stärker zum Betriebsergebnis beitrugen. Der Rück-

gang des Absolutniveaus der Betriebsaufwendungen lässt jedoch auf große Kostendisziplin der polnischen Banken schließen.

In den meisten Ländern erreichte das Verhältnis zwischen Nettozinsenertrag und durchschnittlicher Bilanzsumme im ersten Halbjahr 2001 ähnliche Werte wie im Gesamtjahr 2000; nur in Polen wurde eine markante Verringerung dieses Indikators verzeichnet. Das deutliche Sinken des Nettozinsenertrags im Verhältnis zur durchschnittlichen Bilanzsumme (Nettozinsspanne) in Polen ist auf eine Kombination aus sinkenden Zinsspannen, einer Zunahme der Bedeutung von mit höheren Provisionen, aber niedrigeren Spannen versehenen Fremdwährungskrediten und einer Verschlechterung des Kreditportefolles der Banken zurückzuführen.

Tabelle 2

	<b>Nettozinsspanne</b>					
	1997	1998	1999	2000	1. Halbjahr	
					2000	2001
	in %					
Kroatien	..	..	..	..	..	3'78
Polen	4'77	4'62	4'04	4'28	4'40	3'38
Slowakische Republik	..	..	6'70	6'40	..	..
Slowenien	4'18	3'84	3'53	3'86	4'05	3'64
Tschechische Republik	1'81	2'97	2'50	2'21	2'05	2'04
Ungarn	3'83	4'32	3'99	3'94	4'07	4'01

Quelle: Nationale Notenbanken, OeNB.

Im Vergleich zum ersten Halbjahr 2000 konnte in der ersten Jahreshälfte 2001 in allen betrachteten Ländern (mit Ausnahme Sloweniens) eine Verbesserung der operativen Effizienz (gemessen an der Cost/Income Ratio) erreicht werden.<sup>1)</sup> Die Verschlechterung dieser Kennzahl in Ungarn im Vergleich zum Gesamtjahr 2000 ist auf durch Sonderfaktoren nach oben verzerrte Betriebserträge im Jahr 2000 zurückzuführen.

Tabelle 3

	<b>Cost/Income Ratio</b>					
	1997	1998	1999	2000	1. Halbjahr	
					2000	2001
Kroatien	..	..	..	..	..	58'9
Polen	55'6	63'0	65'2	63'2	62'5	61'3
Slowakische Republik	..	62'0	78'6	67'7	..	64'2
Slowenien	61'4	63'3	65'2	58'9	59'5	63'7
Tschechische Republik	48'6	49'2	56'6	65'7	64'3	59'2
Ungarn	53'0	59'6	87'0	57'9	73'7	66'7

Quelle: Nationale Notenbanken, OeNB.

Die Entwicklung der Wertberichtigungen im ersten Halbjahr ist auf Grund saisonaler Faktoren nur beschränkt interpretierbar. Im Vergleich mit der Referenzperiode des Vorjahres zeichnet sich jedoch ein weiterer Anstieg der Risikokosten in Polen ab.

1 Für Kroatien und die Slowakische Republik sind keine Vergleichswerte verfügbar.

Tabelle 4

**Verhältnis der Wertberichtigungen zum Betriebsertrag**

	1997	1998	1999	2000	1. Halbjahr	
					2000	2001
	in %					
Kroatien	..	..	..	..	..	0'1
Polen	44	99	143	163	112	140
Slowakische Republik	..	38'4	103'3	-171	..	-46'1
Slowenien	19'8	15'4	19'7	21'9	18'7	13'7
Tschechische Republik	34'0	14'6	0'1	-46'7	-108'3	9'7
Ungarn	1'4	8'1	1'1	0'2	1'8	-6'2

Quelle: Nationale Notenbanken, OeNB.

Mit Ausnahme Kroatiens, welches mit Abstand die höchste Kapitaladäquanzquote unter den beobachteten Ländern aufweist, blieben die Eigenmittelausstattungen im ersten Halbjahr 2001 gegenüber dem Jahresende 2000 konstant bzw. erhöhten sich.

Tabelle 5

**Verhältnis der Eigenmittel zu den risikogewichteten Aktiva**

	1997	1998	1999	2000	1. Halbjahr	
					2000	2001
	in %					
Kroatien	..	..	..	21'3	..	18'8
Polen	12'4	11'7	13'2	13'0	12'4	14'4
Slowakische Republik	..	3'1	5'3	12'5	11'7	..
Slowenien	..	..	..	13'5	13'6	13'5
Tschechische Republik	9'5	12'1	13'6	14'9	16'7	15'2
Ungarn	16'7	16'5	15'0	15'2	14'0	15'1

Quelle: Nationale Notenbanken.

Insgesamt gute Ertragslage in allen Ländern, aber Verschlechterung des Umfelds in Polen. Die Entwicklung der Geschäftsergebnisse des ersten Halbjahres 2001 lässt erwarten, dass das in den beobachteten Ländern für die Banken bisher erfolgreichste Geschäftsjahr 2000 noch übertroffen werden dürfte. Insbesondere die Verbesserung der Ertragslage in den Jahren 2000 und 2001 in der Slowakischen Republik und in der Tschechischen Republik steht unmittelbar in Verbindung mit der Steigerung der Rentabilität in einigen großen Instituten, die im Mehrheitseigentum österreichischer Banken stehen. Die Tatsache, dass in der Tschechischen Republik nach zwei Jahren sinkender Betriebserträge im ersten Halbjahr 2001 eine Steigerung im Vergleich zum ersten Halbjahr 2000 verzeichnet wurde, könnte auf eine verbesserte Ertragskraft der tschechischen Banken hindeuten. In Ungarn und Slowenien zeichnet sich eine Fortsetzung der vergleichsweise stabilen Situation der jeweiligen Bankensektoren ab. Im Gegensatz dazu dürften die Risiken für den polnischen Bankensektor weiter zunehmen. Die schwache Konjunkturlage und das hohe Realzinsniveau lassen eine Fortsetzung des Anstiegs der Risikokosten befürchten. Außerdem bewirkt die zunehmende Bedeutung von Fremdwährungsverbindlichkeiten eine verstärkte Exponiertheit des realen Sektors gegenüber Wechselkursschwankungen. Andererseits lassen die trotz des schwierigen makroökonomischen Umfelds vergleichsweise guten Geschäftsergebnisse und die strikte Kostenkontrolle der polnischen Banken auf eine relativ hohe Resistenz des polnischen Bankensektors gegenüber makroökonomischen Risikofaktoren schließen.

## **Rahmenbedingungen**

### **Relativ rasche Bewältigung der Verunsicherung**

#### **nach dem 11. September 2001**

Insgesamt betrachtet haben die österreichischen Kreditinstitute das schwierige Jahr 2001 erfolgreich bewältigt. Sie haben die Phase der Verunsicherung nach den Terroranschlägen vom 11. September 2001, die von einer wirtschaftlichen Abschwächung begleitet wurde, gut überstanden. Das Engagement der Banken in den am stärksten betroffenen Branchen, wie der Tourismusbranche (insbesondere den Fluggesellschaften) und den Versicherungen, waren in keiner Weise stabilitätsgefährdend.

Bei den Investmentfonds, Pensionskassen und Versicherungen verstärkten die Septemberereignisse die verhaltene Entwicklung der Ertragslage, die bereits von der schwachen Börsenentwicklung der vergangenen Jahre geprägt war. In den ersten Monaten des heurigen Jahres konnten die Rückgänge jedoch wieder kompensiert werden, was sich in der Ausweitung des Vermögens der österreichischen Investmentfonds um 6% auf 92,6 Mrd EUR widerspiegelt.

Die Ertragssituation der Großbanken hat sich im Jahr 2001 weitgehend verbessert, wobei die Tochtergesellschaften aus Zentral- und Osteuropa einen wesentlichen Beitrag zum gestiegenen Zinsertrag geleistet haben. Die Verschlechterung der Kreditqualität und die Zunahme der Insolvenzen haben aber zu einem höheren Vorsorgebedarf für Kreditrisiken für das Jahr 2001 geführt.

Die Konsolidierungsbestrebungen im österreichischen Bankensektor wurden weiter fortgesetzt. Die Integration der Bank Austria AG in die Bayerische Hypo- und Vereinsbank AG (HVB) ist weitgehend abgeschlossen; die Eingliederung der Creditanstalt AG in die Bank Austria AG soll bis Mitte 2002 erfolgen. In den mehrstufigen Sektoren zeigen sich zunehmend Bemühungen zur Stärkung des Sektorverbands. Im Sparkassensektor besteht seit Januar 2002 ein Haftungsverbund mit wechselseitigen Garantien als Ergänzung zur bestehenden Einlagensicherung sowie ein zentralisiertes Liquiditätsmanagement. Verbesserungen in der Sektorstruktur wurden durch die Übertragung von regionalen Filialen der Erste Bank der österreichischen Sparkassen AG (Erste Bank) an Bundesländerinstitute (bei gleichzeitiger Beteiligung der Erste Bank) erzielt. Die Erste Bank übernahm Ende des Jahres 2001 die Mehrheit an der Tiroler Sparkasse. Die Volksbanken transferierten ihre Aktien der Österreichischen Volksbanken-AG (ÖVAG) in eine neu gegründete Volksbanken Holding, die nun 55% an der ÖVAG hält.

Die Eurobargeldeinführung erfolgte in Österreich problemlos. Die logistischen Herausforderungen im Zusammenhang mit der Geldverteilung wurden ohne Zwischenfälle bewältigt. Zusätzlich wurden 500 Mio EUR in den zentral- und osteuropäischen Nachbarstaaten über die bestehenden Kanäle der Geschäftsbanken vorverteilt.

### **Umfassende Reform der Finanzmarktaufsicht**

In verschiedenen EU-Ländern und europäischen Gremien werden derzeit Maßnahmen zur Überarbeitung der Aufsichtsstrukturen und eine weitere Verbesserung der Kooperation zwischen Notenbanken und Aufsichtsbehörden überlegt. In Österreich wurde mit Wirkung vom 1. April 2002 die Finanz-

marktaufsicht neu geregelt.<sup>1)</sup> Das Ziel der Reform besteht darin, eine qualitativ hochwertige, effektive und gleichzeitig kostengünstige Aufsichtsstruktur zu schaffen. Damit soll den veränderten regulatorischen Rahmenbedingungen, wie den „Basler Grundsätzen für eine wirksame Bankenaufsicht“ sowie den in der Vorbereitungsphase befindlichen neuen Eigenkapitalbestimmungen („Basel II“), Rechnung getragen werden. Weiters verlangen die wachsenden grenzüberschreitenden Aktivitäten der österreichischen Banken sowie die weiter steigende Komplexität von Finanzdienstleistungen eine wesentliche Ausweitung der Prüfungstätigkeit und der damit verbundenen internationalen Kooperation mit ausländischen Aufsichtsbehörden.

### Die neue Finanzmarktaufsicht

- Am 1. April 2002 trat die Neuordnung der Finanzmarktaufsicht in Österreich in Kraft
- Errichtung der Finanzmarktaufsichtsbehörde (FMA) als weisungsfreie Körperschaft des öffentlichen Rechts, die für die Banken-, die Versicherungs-, die Pensionskassen- und die Wertpapieraufsicht zuständig ist („Allfinanzaufsicht“)
- Ausstattung der FMA mit einer Verwaltungsstrafkompetenz und der Kompetenz zur Vollstreckung der von ihr erlassenen Aufsichtsbescheide
- Weitgehende Übernahme der Aufsichtskosten durch die beaufsichtigten Institute; Beitrag des Bundes pro Geschäftsjahr der FMA in der Höhe von 3,5 Mio EUR
- Einrichtung eines Finanzmarkt-Komitees beim Bundesminister für Finanzen als Plattform der für die Finanzmarktstabilität mitverantwortlichen Institutionen (FMA, Oesterreichische Nationalbank und Bundesministerium für Finanzen) zur Förderung des Meinungsaustauschs sowie zur Beratung in Belangen der Finanzmarktaufsicht
- Weitgehende operative Einbindung der OeNB in die Bankenaufsicht: Die OeNB ist verpflichtend mit der Vor-Ort-Prüfung der Markt- und Kreditrisiken bei Kreditinstituten zu betrauen. Bei anders ausgerichteten Vor-Ort-Prüfungen (z. B. Geldwäsche) kann die OeNB beauftragt werden. Die FMA ist berechtigt, an Vor-Ort-Prüfungen der OeNB durch eigene Mitarbeiter teilzunehmen. Weiters besteht in diversen Bestimmungen des BWG die Verpflichtung der OeNB zur Erstellung von Gutachten (z. B. gemäß § 26 ff. BWG). Das bestehende System der Meldeerhebung und -verarbeitung durch die OeNB wird weitergeführt und der Informationsfluss zwischen der OeNB und der FMA durch die ausdrückliche Normierung einer wechselseitigen Amtshilfepflicht abgesichert
- Betrauung der OeNB mit der Zahlungssystemaufsicht (ZSA) und Ermächtigung zur weisungsfreien Durchführung der ZSA

Durch die Reorganisation der Finanzmarktaufsicht in Österreich und die weitgehende operative Einbindung der OeNB wird sichergestellt, dass die OeNB auch im Eurosystem ihren Beitrag zur Erhaltung der Finanzmarktstabilität überzeugend leisten kann.

1 Siehe dazu auch Würz, M. (2001). Reform der Finanzmarktaufsicht in Österreich – Das neue Finanzmarktaufsichtsgesetz (FMAG). In: Finanzmarktstabilitätsbericht 2 der OeNB, Dezember.

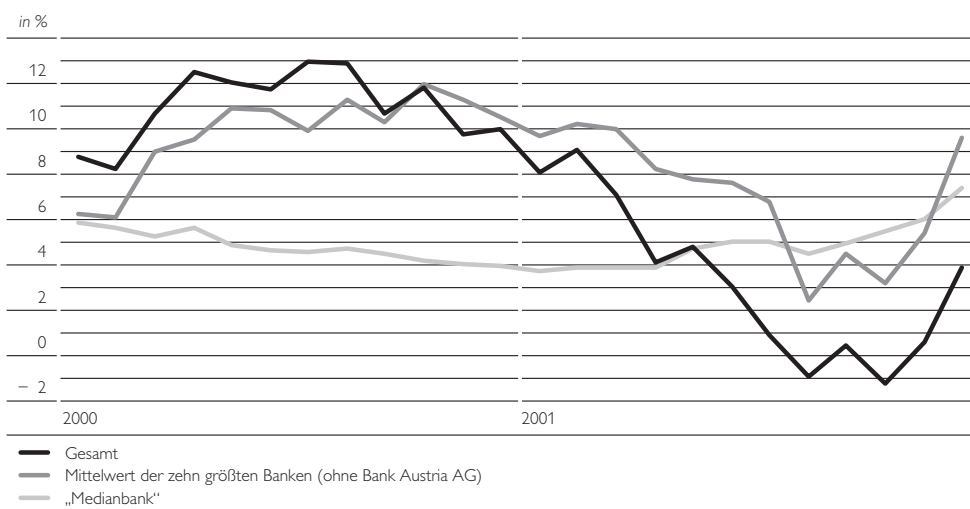
## Banken

### Zunahme des Bilanzsummenwachstums im zweiten Halbjahr 2001

Seit dem zweiten Halbjahr 2000 ist das jährliche Bilanzsummenwachstum – bezogen auf alle österreichischen Kreditinstitute – von einer zunehmenden Abschwächung gekennzeichnet. Diese begründete sich primär in Umstrukturierungsmaßnahmen im Zuge der Fusion der Bank Austria AG und der HVB.<sup>1)</sup> In den folgenden Monaten hat sich eine Wende in der Entwicklung des Gesamtbilanzsummenwachstums vollzogen, und im letzten Quartal 2001 stieg das jährliche Wachstum der Gesamtbilanzsumme auf 3,9%. Die Bilanzsumme aller österreichischen Kreditinstitute lag Ende Dezember 2001 bei 581 Mrd EUR (unkonsolidierte Betrachtung gemäß Monatsausweis). Unter Berücksichtigung der konsolidierten Konzernbilanzen der fünf größten österreichischen Banken, die auch ausländische Töchter und Beteiligungen enthalten, ergibt sich auf Basis der Jahresabschlüsse 2001 eine Gesamtbilanzsumme von rund 650 Mrd EUR.

Grafik 14

#### Bilanzsummenwachstum der österreichischen Kreditinstitute



Quelle: OeNB.

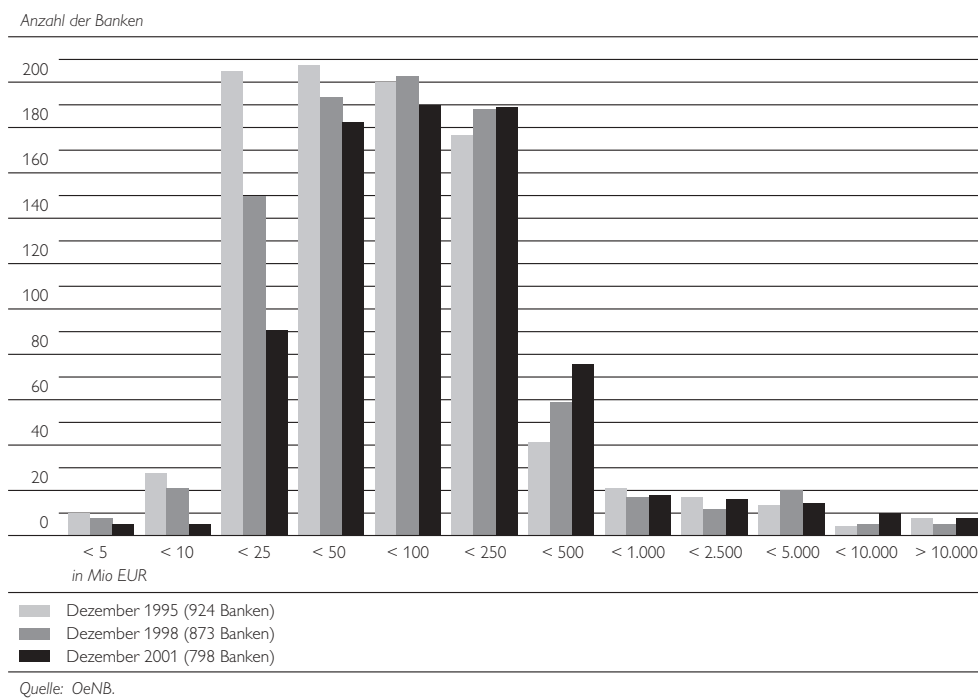
Durch die differenzierte Darstellung in Grafik 14 werden zwei Entwicklungen sichtbar. Zum einen ist der Rückgang des Gesamtbilanzsummenwachstums (ohne Sonderbanken) ab Mitte 2000 nicht nur durch die genannten Umstrukturierungsmaßnahmen der Bank Austria AG zu erklären, da das Bilanzsummenwachstum der zehn größten Banken auch ohne Berücksichtigung der Bank Austria AG von 12% im letzten Quartal 2000 auf knapp über 2% Ende des dritten Quartals 2001 zurückging. Der Rückgang des Gesamtbilanzsummenwachstums während dieses Zeitraums dürfte also auch zu einem guten Teil auf die konjunkturelle Abschwächung zurückzuführen sein. So zeigte auch das

<sup>1)</sup> Im Zuge dieser Umstrukturierungsmaßnahmen wurden Teile des Geschäftsvolumens der Bank Austria AG an die HVB übertragen, wodurch sich die Bilanzsumme der Bank Austria AG im Jahr 2001 deutlich verringerte. Da die Bank Austria AG mit einem Anteil von etwa 25% an der Gesamtbilanzsumme das mit Abstand größte österreichische Kreditinstitut ist, wirkt sich dieser Rückgang entsprechend stark auf das Gesamtbilanzsummenwachstum aus.

Bilanzsummenwachstum eines „durchschnittlichen“ österreichischen Kreditinstituts, der „Medianbank“<sup>1)</sup>, bereits seit Anfang des Jahres 2000 eine – wenn auch moderate – Abschwächung bis zum Ende des ersten Quartals 2001. Zum anderen lässt sich im Bilanzsummenwachstum der zehn größten Banken ohne Bank Austria AG<sup>2)</sup> schon mit Ende des dritten Quartals 2001 die Trendwende erkennen. Im zweiten Halbjahr 2001 stieg deren durchschnittliches Wachstum von knapp über 2 auf fast 10%. Auch das Bilanzsummenwachstum der „Medianbank“ hat seit dem zweiten Quartal 2001 von knapp unter 4 auf 7,5% Ende 2001 zugenommen. Die Zunahme des Bilanzsummenwachstums der „Medianbank“ war also, ebenso wie die Abschwächung zuvor, weniger deutlich

Grafik 15

**Verteilung österreichischer Kreditinstitute nach der Bilanzsumme**



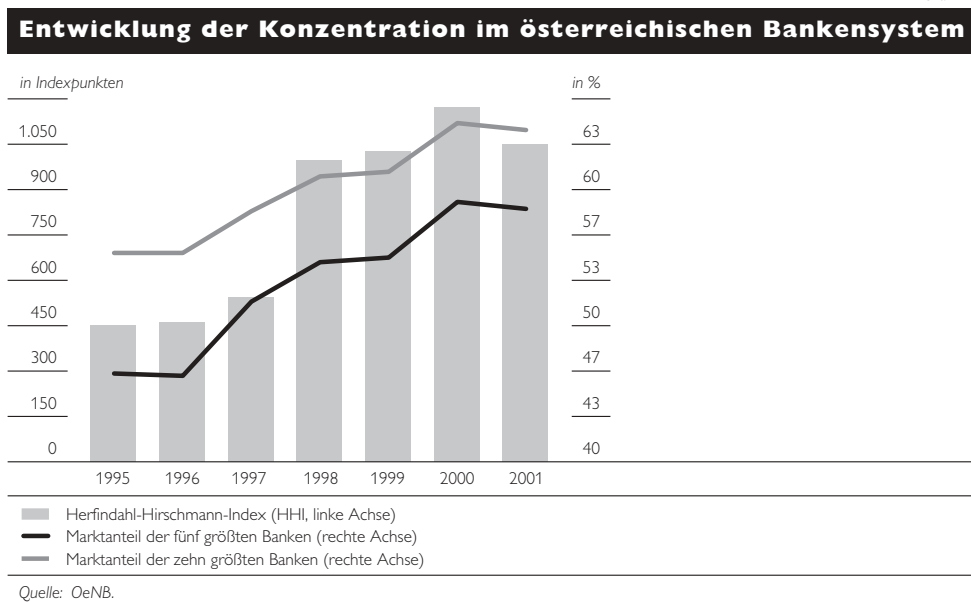
- 1 Der Begriff „Medianbank“ bezieht sich auf jenes Kreditinstitut, für das gilt, dass 50% aller Kreditinstitute eine größere Kennzahl (z. B. Bilanzsummenwachstum, Bilanzsumme, Cost/Income Ratio etc.) haben, wobei die Sonderbanken nicht berücksichtigt werden. Im Allgemeinen ist dies für verschiedene Kennzahlen und zu unterschiedlichen Zeitpunkten nicht ein und dieselbe Bank, weshalb der Begriff kein konkretes Kreditinstitut bezeichnet. Die „Medianbank“ ist vielmehr ein hypothetisches Kreditinstitut, das bezüglich einer bestimmten Kennzahl eine „typische“ oder „durchschnittliche“ österreichische Bank repräsentiert. Gegenüber der Verwendung des Durchschnitts hat das Konzept der „Medianbank“ den Vorteil, dass das Ergebnis nicht durch Ausreißer verzerrt wird. Zum Beispiel liegt die Bilanzsumme der „Medianbank“ Ende 2001 bei 80 Mio EUR, während die durchschnittliche Bilanzsumme 708 Mio EUR beträgt. Vergleicht man diese Werte mit der Verteilung der Banken nach der Bilanzsumme in Grafik 15, so wird deutlich, dass die Frage nach der Bilanzsumme einer „typischen“ oder „durchschnittlichen“ österreichischen Bank durch die „Medianbank“ wesentlich besser beantwortet wird als durch den Durchschnitt selbst, da dieser von den wenigen Großbanken mit sehr großer Bilanzsumme überproportional beeinflusst wird.
- 2 Die Trendumkehr ist auch bei der Bank Austria zu beobachten, die seit dem vierten Quartal 2001 wieder ein steigendes Bilanzsummenwachstum aufweist. Somit kann davon ausgegangen werden, dass die Umstrukturierungsmaßnahmen nunmehr abgeschlossen sind.

ausgeprägt als bei den Großbanken, was darauf hindeutet, dass die „durchschnittliche“ österreichische Bank weniger stark vom konjunkturellen Umfeld beeinflusst wird als die Großbanken.

Getragen wurde der Anstieg im Bilanzsummenwachstum in erster Linie durch eine Ausweitung des Interbankengeschäfts, das aktivseitig im vierten Quartal 2001 im Vergleich zum Vorjahr um 9,3% und passivseitig um 2,1% zugenommen hat. Gleichzeitig sind die Verbindlichkeiten gegenüber Kunden um 6,1% gestiegen, die entsprechenden Forderungen aber nur um 2,9%. Die aktiv- und passivseitig unterschiedlichen Zuwachsraten im Interbankengeschäft sind also vermutlich darauf zurückzuführen, dass die Einlagen der Kunden vermehrt bei ausländischen Banken, insbesondere zur Refinanzierung der ost-europäischen Bankentöchter, veranlagt wurden.

Mit Stichtag 31. Dezember 2001 hatten von den insgesamt 798 Kreditinstituten (ohne Sonderbanken) weniger als 10% eine Bilanzsumme über 500 Mio EUR und nur 4 Großbanken eine Bilanzsumme von mehr als 30 Mrd EUR. Seit Ende der Neunzigerjahre ist im österreichischen Bankensystem ein zunehmender Konzentrationsprozess auf Grund von Fusionen unter den Kleinbanken – in erster Linie Raiffeisenbanken – zu beobachten, wodurch sich die Zahl der Kreditinstitute seit 1995 um rund 13% verringert hat. In Grafik 15 zeigt sich der Konzentrationsprozess darin, dass es im Zeitverlauf zu keinen kontinuierlichen Klassenübertritten in die nächst höhere Klasse kommt. Die Anzahl der Banken mit einer Bilanzsumme bis 100 Mio EUR hat sich zwischen 1995 und 2001 um fast 30% verringert, während jene mit einer Bilanzsumme zwischen 100 und 500 Mio EUR nur um etwas mehr als 20% gestiegen ist. Gleichzeitig hat sich die Bilanzsumme der „Medianbank“ von 52 auf 80 Mio EUR erhöht.

Grafik 16



Die zweite und aus systemrelevanten Überlegungen wesentlich bedeutendere Ebene, auf der sich der Konzentrationsprozess vollzieht, bezieht sich auf Fusionen unter Großbanken. Grafik 16 zeigt die Entwicklung der Konzentra-

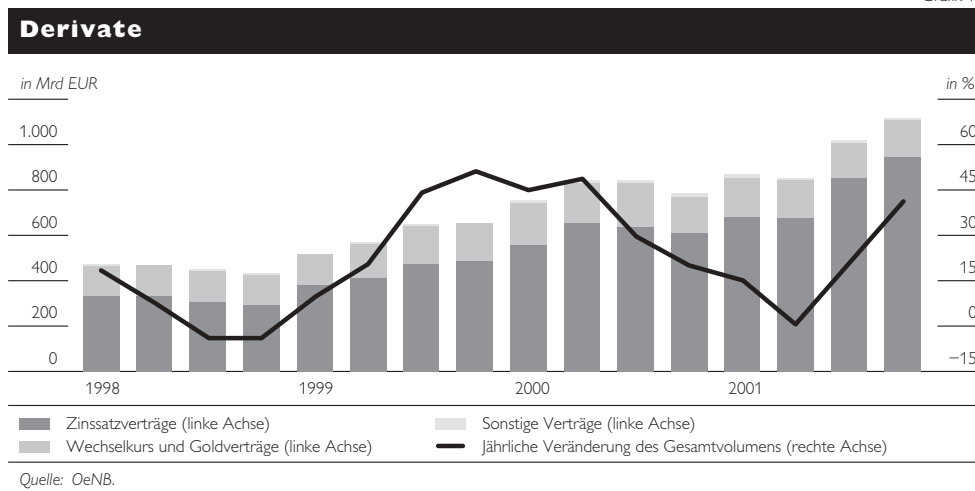


tion seit 1995 anhand des Herfindahl-Hirschmann-Index (HHI)<sup>1)</sup> und des Anteils der fünf bzw. zehn größten Banken an der gesamten Bilanzsumme (ohne Sonderbanken). Der deutliche Anstieg des HHI zwischen 1995 und 2000 wurde in erster Linie durch Fusionen von Großbanken verursacht (Bank Austria AG/Creditanstalt AG im Jahr 1998, Bank für Arbeit und Wirtschaft AG (BAWAG)/Österreichische Postsparkasse AG (P.S.K.) im Jahr 2000). Die Abnahme des HHI im Jahr 2001 begründet sich in den erwähnten Umstrukturierungsmaßnahmen bei der Bank Austria AG.

### Steigendes Wachstum im Derivatgeschäft bei vermindertem Volumen des Wertpapierportefeuilles

Nach einer Phase mit zunehmenden jährlichen Zuwachsraten im Volumen der gehandelten Terminkontrakte (Optionen, Futures, Swaps etc.) während des Jahres 1999 verlangsamte sich das Wachstum in der Folge und kam Ende des zweiten Quartals 2001 beinahe vollständig zum Stillstand. Wie aus Grafik 17 ersichtlich ist, hat sich diese Entwicklung im zweiten Halbjahr 2001 umgekehrt. Ende des vierten Quartals 2001 betrug das Volumen in Derivaten über 1.100 Mrd EUR, was einem jährlichen Zuwachs von 41% entspricht. Damit erhöhte sich das Verhältnis der Derivatgeschäfte zur Bilanzsumme seit Dezember 2000 um 49 Prozentpunkte auf 190%.

Grafik 17



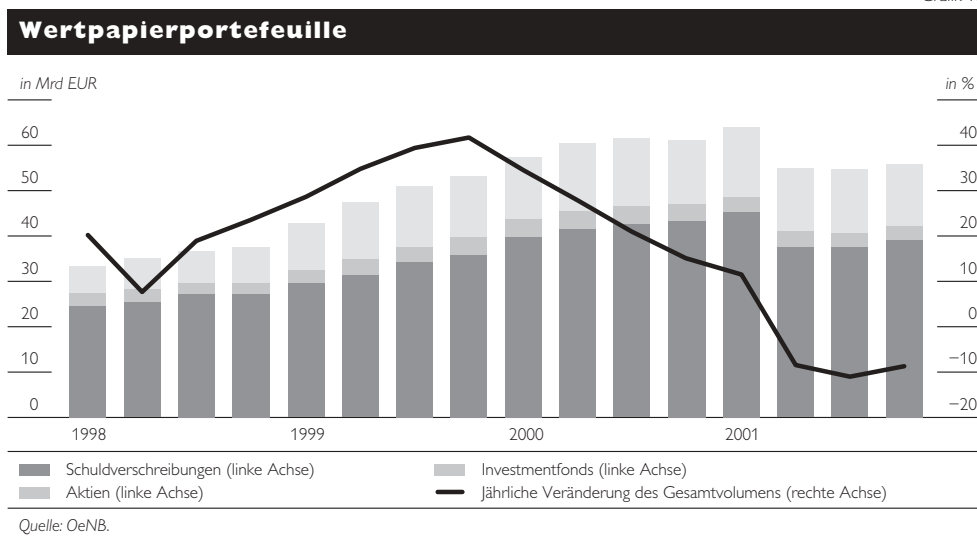
Dieser Zuwachs ist fast ausschließlich auf Zinssatzverträge zurückzuführen, deren Volumen im vierten Quartal 2001 auf knapp 950 Mrd EUR anstieg. Bei den Zinssatzverträgen wiederum handelt es sich in der überwiegenden Mehrheit um Zinsswaps, also dem Tausch von Zahlungsströmen mit fixer Verzinsung gegen solche mit variabler Verzinsung, wobei die variable Verzinsung an einen Geldmarktsatz wie dem EURIBOR gebunden ist.<sup>2)</sup> Die Zinssatzverträge zeigen

1 Der HHI berechnet sich als Summe der quadrierten Marktanteile in Prozent der Gesamtbilanzsumme und nimmt (theoretisch) Werte zwischen 0 (vollständiger Wettbewerb) und 10.000 (Monopol) an.  
 2 Das in Grafik 17 dargestellte Volumen bezieht sich auf die Nominale, das zur Berechnung der Zinszahlungen herangezogen wird, wobei zwischen den Vertragspartnern nur die Differenz aus variabler und fixer Zinszahlung verrechnet wird. Das Nominale selbst wird nicht ausgetauscht, weshalb die tatsächlich verrechneten Beträge weitaus geringer als das dargestellte Volumen sind. Zudem lässt das Handelsvolumen keine Aussage über das hinter den Geschäften stehende Risiko zu.

seit Beginn der Währungsunion deutliche Wachstumsraten, was in erster Linie dadurch begründet werden kann, dass mit der Währungsunion eine einheitliche Zinskurve auf dem Swapmarkt geschaffen wurde.<sup>1)</sup> Zinsswaps werden, ebenso wie Staatsanleihen, von den Banken unter anderem zur Anpassung der Zahlungsströme im Aktiv-/Passivmanagement und zur Steuerung des Zinsrisikos eingesetzt. Grafik 18 zeigt, dass der Anteil der Schuldverschreibungen am gesamten Wertpapierportefeuille im zweiten Quartal 2001 deutlich gesunken ist. Dies deutet darauf hin, dass die österreichischen Kreditinstitute – dem internationalen Trend folgend – zunehmend auf Zinsswaps an Stelle von Staatsanleihen zurückgreifen, um ihr Aktiv-/Passivmanagement und das Zinsrisiko zu steuern.

Wechselkurs- und Goldverträge stellen den zweitgrößten Anteil am gehandelten Volumen in Derivatgeschäften. Deren Volumen hat im ersten Halbjahr 2000 sogar leicht zugenommen, was primär auf Transaktionen zur Absicherung von Fremdwährungskrediten zurückzuführen sein dürfte. Seit dem dritten Quartal 2000 hat sich das Volumen um 18% von 192 Mrd EUR auf 152 Mrd EUR verringert, sodass sich das (durch die Euroeinführung) verminderte Wechselkursrisiko, wenn auch verspätet, offensichtlich doch im Handelsvolumen der Wechselkursderivate niederschlägt.

Grafik 18



Das Volumen des Wertpapierportefeuilles der österreichischen Kreditinstitute (siehe Grafik 18) hat bis Ende 1999 mit steigenden jährlichen Wachstumsraten zugenommen. In der Folge hat sich das Wachstum verringert, und seit dem dritten Quartal 2001 ist es negativ. Bis Anfang 2000 nahm das Volumen der Investmentfonds mit jährlichen Zuwachsraten von bis zu 100% beständig zu. Seither haben sich die Zuwächse anhaltend verringert, und seit dem zweiten Quartal 2001 hat das Volumen gegenüber dem Vorjahr sogar abgenommen. Ende 2001 lag das Volumen der Investmentfonds bei 14 Mrd EUR. Der Rückgang im Volumen des gesamten Wertpapierportefeuilles begründet sich in

<sup>1</sup> Der Markt für Staatsanleihen ist hingegen auf Grund von Unterschieden in den Liquiditäts- und Bonitätsrisiken sowie den steuerlichen Regelungen bis heute nicht vollständig integriert.

der Verringerung der Schuldverschreibungen von 45 auf 38 Mrd EUR im zweiten Quartal 2001.<sup>1)</sup>

Zinssensitive Instrumente haben sowohl an den gehandelten Derivaten (Swaps) als auch am Wertpapierportefeuille (Schuldverschreibungen) einen wesentlichen Anteil. Auf Grund der derzeitigen Meldevorschriften ist es insbesondere hinsichtlich der Swaps nicht möglich, fundierte Aussagen über das entsprechende Zinsrisiko zu machen. Ab dem Stichtag 31. Dezember 2002 haben alle österreichischen Kreditinstitute auf Einzelinstitutsebene – also unkonsolidiert – in vierteljährlichem Abstand eine Zinsrisikostatistik zu melden. Es handelt sich dabei um eine Darstellung des Risikoprofils einer Bank im Zinsbereich, aufgeschlüsselt nach der Dauer der Zinsbindung, der Produktkategorie und der Währung. Die Zinsrisikostatistik erlaubt eine detaillierte Betrachtung des institutsspezifischen Zinsrisikos und wird als Basis für die in der neuen Basler Eigenkapitalvereinbarung geforderte aufsichtliche Überwachung der Zinsrisikopositionen der Institute dienen. Im Kreis der Erstmelder, die bereits ab Ultimo 2001 zu melden hatten, gibt es 13 Institute, welche die Übergangsbestimmung nicht in Anspruch genommen haben und somit die Zinsrisikostatistik bereits ab dem 31. Dezember 2001 insgesamt melden. Eine grobe Erstanalyse unter dem Aspekt der Finanzmarktstabilität, die zum jetzigen Zeitpunkt wegen der noch geringen Zahl von Meldern mit Vorsicht zu interpretieren ist, zeigt aus systemischer Sicht kein erhöhtes Risikopotenzial.

### **Weiterhin erfolgreiche Aktivitäten der österreichischen Banken in den zentral- und osteuropäischen Ländern**

Die großen österreichischen Kommerzbanken sind mit ihren Banktöchtern nunmehr bereits in zwölf zentral- und osteuropäischen Ländern vertreten. Im Jahr 2001 hat sich der Fokus zunehmend auf osteuropäische Länder wie Bosnien und Herzegowina oder Serbien gerichtet, wo die österreichischen Banken als ausländische Marktpioniere auftreten. Das österreichische Kommerzbankensystem in den zentral- und osteuropäischen Ländern weist per Dezember 2001 ein Bilanzvolumen von insgesamt rund 59 Mrd EUR<sup>2)</sup> auf; dies entspricht bereits etwa 10% der Bilanzsumme der österreichischen Kreditinstitute. Die Aktivitäten werden ständig ausgeweitet und umfassen inzwischen 38 Banken mit 2.611 Geschäftsstellen und rund 51.700 Mitarbeitern. Die Mitarbeiteranzahl in den zentral- und osteuropäischen Ländern liegt daher bei rund zwei Drittel des Beschäftigtenstands im österreichischen Bankensektor. Bei den österreichischen Großbanken Bank Austria AG, Erste Bank und Raiffeisen Zentralbank Österreich AG (RZB) liegt der Mitarbeiterstand im Ausland bereits deutlich über den jeweiligen Inlandswerten.

In Tabelle 6 sind wesentliche Kennzahlen der österreichischen Tochterbanken in Kroatien, der Slowakischen Republik, Slowenien, der Tschechischen

*1 Diese deutliche Verringerung des insgesamt in Schuldverschreibungen veranlagten Volumens ist auf eine einzelne Großbank zurückzuführen und dürfte im Zusammenhang mit internen Umstrukturierungsmaßnahmen stehen.*

*2 Inklusive des 34% Anteils der Bank Austria AG an der BPH PBK, Polen, die vom Bank Austria / Creditanstalt-Konzern geleitet wird.*

Republik und Ungarn dargestellt.<sup>1)</sup> Die Bilanzsumme in diesen Ländern liegt per Dezember 2001 mit 40,2 Mrd EUR deutlich über dem Vorjahreswert von 24,0 Mrd EUR.

Die Schwerpunkte der österreichischen Banken liegen in der Tschechischen Republik, der Slowakischen Republik, Ungarn und Kroatien, wobei der höchste Marktanteil per Dezember 2001 in der Slowakischen Republik mit rund 40% erreicht wurde (die Slovenská Sporiteľňa ist die größte und die Tatra Banka die drittgrößte slowakische Bank). Der Marktanteil der österreichischen Banken in der Tschechischen Republik liegt bei 25% (die Česká Spořitelna ist die zweitgrößte und die HVB Czech Republic a.s. die viertgrößte Bank), in Kroatien bei 18% und in Ungarn bei 17%.

Tabelle 6

**Kennzahlen osteuropäischer Kommerzbanken  
im Mehrheitseigentum österreichischer Banken<sup>1)</sup>**

Land	Bilanzsumme <i>in Mio EUR</i>	Betriebs- ergebnis	Risikokosten	Marktanteil <i>in %</i>	ROE	Mitarbeiter <i>Anzahl</i>	Geschäfts- stellen
<b>Kroatien</b>							
Dezember 2000	1.715	57	– 25	13	20	1.108	58
Dezember 2001	3.885	90	– 8	18	38	2.108	81
<b>Polen</b>							
Dezember 2000	7.664	155	– 71	7	15	9.839	414
Dezember 2001 <sup>2)</sup>	x	x	x	x	x	x	x
<b>Slowakische Republik</b>							
Dezember 2000	2.789	79	– 13	16	28	2.365	98
Dezember 2001	8.507	115	1	40	21	8.851	566
<b>Slowenien</b>							
Dezember 2000	706	14	0	5	17	380	12
Dezember 2001	944	13	– 5	5	3	413	15
<b>Tschechische Republik</b>							
Dezember 2000	15.256	170	– 100	21	3	17.303	749
Dezember 2001	21.159	272	– 87	25	11	15.486	756
<b>Ungarn</b>							
Dezember 2000	3.484	59	– 11	18	26	2.813	134
Dezember 2001	5.742	98	– 16	15	17	3.455	160
<b>Summe (ohne Polen)</b>							
Dezember 2000	23.951	379	– 148	x	x	23.969	1.051
Dezember 2001	<b>40.237</b>	<b>588</b>	<b>– 114</b>	<b>x</b>	<b>x</b>	<b>30.313</b>	<b>1.578</b>

Quelle: OeNB.

<sup>1)</sup> Werte (in Summe) je Land; Zahlen gerundet; Werte Dezember 2001 nach Fusionen mit Tochterbanken der HVB.

<sup>2)</sup> Aus Datenschutzgründen sind für diesen Meldetermin keine Angaben möglich.

Die in den zentral- und osteuropäischen Ländern tätigen Banken planen, ihre Marktanteile in einzelnen Ländern durch weitere Bankenübernahmen, verstärkte Kundenakquisition im gehobenen Privatkundengeschäft und forcierten Filialausbau zu erhöhen, und sie sehen weiterhin einen beachtlichen Nachholbedarf an Finanzdienstleistungen, der auch in den kommenden Jahren ein gutes Basiswachstum liefern soll. Wachstumsfördernd wirken in den zentral- und osteuropäischen Ländern auch die deutlichen Fortschritte bei der Weiter-

<sup>1)</sup> Aus Datenschutzgründen ohne Polen, da nach der Fusion der beiden polnischen Tochterbanken von Bank Austria AG und HVB derzeit nur noch eine Bank im Mehrheitseigentum einer österreichischen Bank steht.

entwicklung der Bankenstrukturen und der Rahmenbedingungen im Hinblick auf den anvisierten Beitritt zur Europäischen Union. Für die österreichischen Großbanken bedeutet die starke Präsenz in den zentral- und osteuropäischen Ländern aber auch eine zunehmende Abhängigkeit von der finanziellen Stabilität und der Robustheit der Bankensysteme in diesen Ländern gegenüber konjunkturellen Abschwächungen. Wenn die Finanzierung der Akquisitionen aus eigenen Mitteln der Konzernmutter erfolgt, führt eine intensive Übernahmetätigkeit zu einer sukzessiven Verringerung der Eigenmittelpolster. Die großen österreichischen Banken haben zur Finanzierung ihrer Osteuropaaktivitäten für eine Aufstockung des Eigenkapitals gesorgt: So hat die RZB bereits 363 Mio EUR genehmigtes Kapital, das vornehmlich zur Ostexpansion eingesetzt werden soll; bei der Erste Bank ist eine Kapitalerhöhung geplant.

Die Tochterbanken leisten einen beachtlichen Beitrag zum Ergebnis des Konzerns und haben im Jahr 2001 wesentlich zu den positiven Konzernergebnissen der österreichischen Banken beigetragen. Die Tochterbanken der Bank Austria AG in den zentral- und osteuropäischen Ländern hatten im Jahr 2001 einen Anteil von rund 8% an der Konzernbilanzsumme, der Anteil am Konzernbetriebsergebnis lag hingegen bei 25%. Die Bank Austria AG strebt an, dass ihre Töchter mittelfristig 50% des Konzernbetriebsergebnisses liefern sollen. Am meisten trugen die RZB-Tochterbanken mit 63% – bei einem 24-prozentigen Anteil an der Konzernbilanzsumme – zum Konzernbetriebsergebnis bei. Die positive Einschätzung der Erste Bank durch die Ratingagenturen und die gute Entwicklung der Erste Bank-Aktie an der Wiener Börse sind auch auf das erfolgreiche Ostgeschäft und die schnelle Integration der Česká Spořitelna und der Slovenská Sporiteľňa zurückzuführen. Das gute Ertragspotenzial der Tochterbanken zeigt auch die Eigenkapitalrentabilität (Return on Equity, ROE), wobei einzelne Banken Werte bis zu 46% erreichen. Auch die Risikokosten haben sich (mit Ausnahme von Polen) gut entwickelt.

### **Wenig veränderte Ertragslage im Jahr 2001**

Die Ertragslage der in Österreich tätigen Banken zeigte im Jahr 2001 ein erfreulicheres Bild, als auf Grund der ersten Quartalsdaten und der Ereignisse vom 11. September 2001 zu erwarten gewesen wäre. Im Wesentlichen wurden die Ergebnisse des Jahres 2000 erreicht, nicht zuletzt auf Grund der positiven Entwicklung des vierten Quartals 2001. Die Analyse der Ertragslage auf Basis der unkonsolidierten Quartalsberichtswerte wird durch eine (vorläufige) Konzernbetrachtung verfeinert.<sup>1)</sup> Vergleiche mit dem Vorjahr sind wegen der erstmaligen Bilanzierung nach IAS bei drei Großbanken nur eingeschränkt möglich. Darüber hinaus haben Einmaleffekte, die auf Veränderungen in der Konzernstruktur der Großbanken zurückzuführen sind, die Ergebnisse beeinflusst.

Betrachtet man die unkonsolidierte Entwicklung der Ertragslage österreichischer Banken anhand des globalen Betriebsergebnisses in Prozent der Bilanzsumme, so zeigt sich eine weitgehend konstante Entwicklung während der letzten fünf Jahre (abgesehen von einem Tiefpunkt im Jahr 1999). Ende

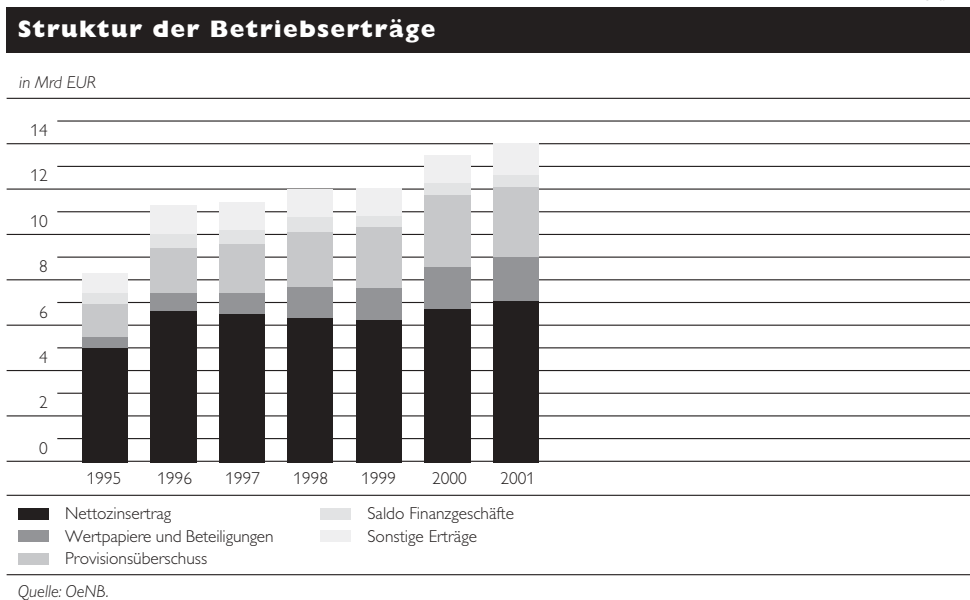
<sup>1</sup> Die endgültigen Jahresabschlusswerte werden erst nach Beendigung der Jahresabschlussprüfung im Zuge des fünften Quartalsberichts an die OeNB übermittelt.

2001 lag diese Kennzahl (global) auf unkonsolidierter Basis bei 0,8% (konsolidiert<sup>1</sup>) bei 0,84%, während die Primärbanken (ohne Großbanken) einen höheren Wert (0,92%) erreichten.

Das globale Betriebsergebnis ist im Jahr 2001 (unkonsolidiert) um 1,3% auf 4,58 Mrd EUR angestiegen. In der konsolidierten Betrachtung zeigt sich eine Erhöhung um 4,6%, wobei die konsolidierten Betriebserträge um 14% und die konsolidierten Aufwendungen um 19% stiegen. Die gute Gesamtentwicklung ist vor allem auf die großen Bankkonzerne zurückzuführen, die Steigerungen des Betriebsergebnisses bis zu 16% erzielen konnten, während die Primärbanken (ohne Großbanken) Rückgänge von 4,7% zu verzeichnen hatten. Das Geschäftsergebnis der Primärbanken im Inland entsprach zwar nicht den Erwartungen, es liegt aber dank geringerer Risikokosten im Jahresergebnis über dem Vorjahreswert.

Ende 2001 zeigte sich sowohl in der unkonsolidierten als auch in der konsolidierten Betrachtung ein Anstieg des Nettozinsertrags (unkonsolidiert: +5,2%). Nach der in den Jahren 1993 bis 1999 zu beobachtenden sukzessiven Verschlechterung des Nettozinsertrags in Relation zur Bilanzsumme von 1,9 auf 1,2% und der Stabilisierung im Jahr 2000 stieg sie im Jahr 2001 auf 1,24%. Bei den Primärbanken war der Anstieg auf 1,66% noch deutlicher. Neben den günstigeren Refinanzierungsmöglichkeiten durch die gesunkenen Geldmarktsätze dürfte dabei auch eine Verbesserung bei den Kundenmargen eine Rolle gespielt haben. In der konsolidierten Betrachtung bewirkten zusätzliche Erträge aus den Tochterbanken im Ausland positive Effekte.

Grafik 19

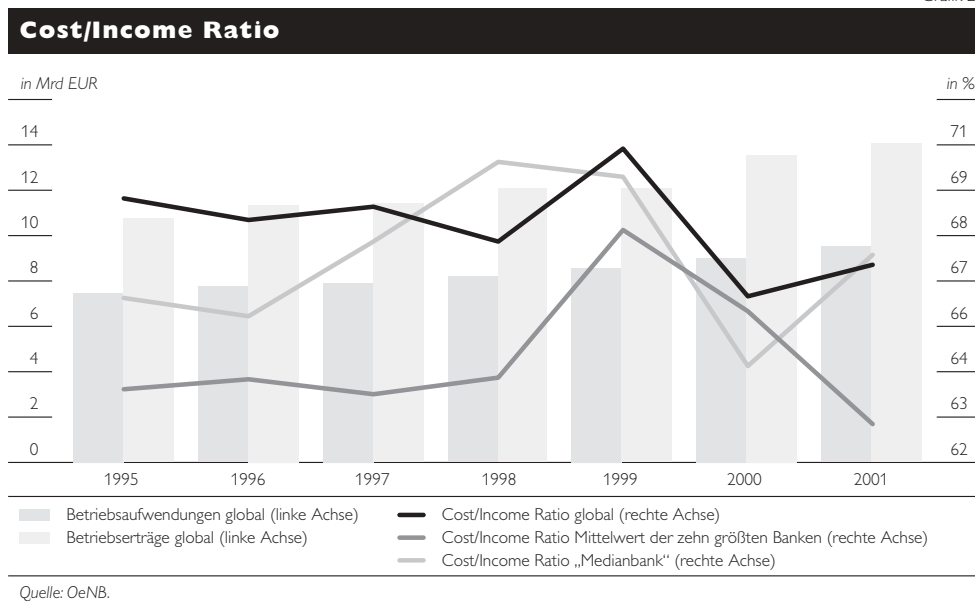


1 Konsolidierte Werte wurden unter Berücksichtigung der (für 2001 vorläufigen) konsolidierten Konzernergebnisse von Bank Austria AG, Erste Bank, BAWAG/P.S.K.-Gruppe, RZB und ÖVAG errechnet. Im Folgenden wird daher nur in der globalen Betrachtung und bei den Großbanken zwischen konsolidierten und unkonsolidierten Werten unterschieden.

Die Struktur der Betriebserträge seit 1995 (siehe Grafik 19) zeigt die rückläufige relative Bedeutung des Nettozinsertrags für die gesamten Betriebserträge: Ende 2001 lag der Anteil bei 50,4%. Wegen der schwachen Entwicklung des Provisionsgeschäfts (Saldo aus dem Provisionsgeschäft im Jahr 2001: -4,4%), die auf die stark rückläufigen Provisionserträge aus dem Wertpapiergeschäft zurückzuführen ist, hat im Jahr 2001 die relative Bedeutung des Zinsgeschäfts (gemessen an den Betriebserträgen) im Vergleich zum Vorjahr leicht zugenommen. Insgesamt hat das zinsabhängige Geschäft während der letzten Jahre aber sukzessive an Bedeutung verloren. Wegen der Abhängigkeit von der Kapitalmarktentwicklung kommt es bei den Provisionserträgen und bei Erträgen aus dem Finanzgeschäft zwangsläufig zu stärkeren Schwankungen. In Zeiten einer schwachen Börsenentwicklung wirkt der im internationalen Vergleich noch immer relativ hohe Anteil des Zinsgeschäfts daher ertragsstabilisierend für die österreichischen Banken.

Die Zuwächse bei den Betriebserträgen (+3,9%) waren im Jahr 2001 prozentuell etwas geringer als beim Betriebsaufwand, denn sowohl die Personalaufwendungen (+4,5%) als auch der Sachaufwand (+7,5%) sind kräftig angestiegen. Daher verschlechterte sich die Cost/Income Ratio gegenüber dem Jahr 2000 um 0,8 Prozentpunkte und betrug zum Ultimo 2001 67,4%. Die Betrachtung der Cost/Income Ratio seit dem Jahr 1995 zeigt keinen einheitlichen Trend (siehe Grafik 20). Es fällt aber auf, dass die zehn größten Banken fast immer eine bessere Relation als die „Medianbank“ und der globale Durchschnitt aufwiesen;<sup>1)</sup> seit dem Jahr 1999 hat sich die Cost/Income Ratio der zehn größten Banken laufend verbessert und lag Ende 2001 bei 63%. Die „Medianbank“ hat sich aber im letzten Jahr gegenläufig entwickelt.

Grafik 20



1) Die Berechnung der Cost/Income Ratio beruht auf Meldungen im Zuge des Quartalsberichts und berücksichtigt somit keine konsolidierten Konzernergebnisse für die Großbanken.

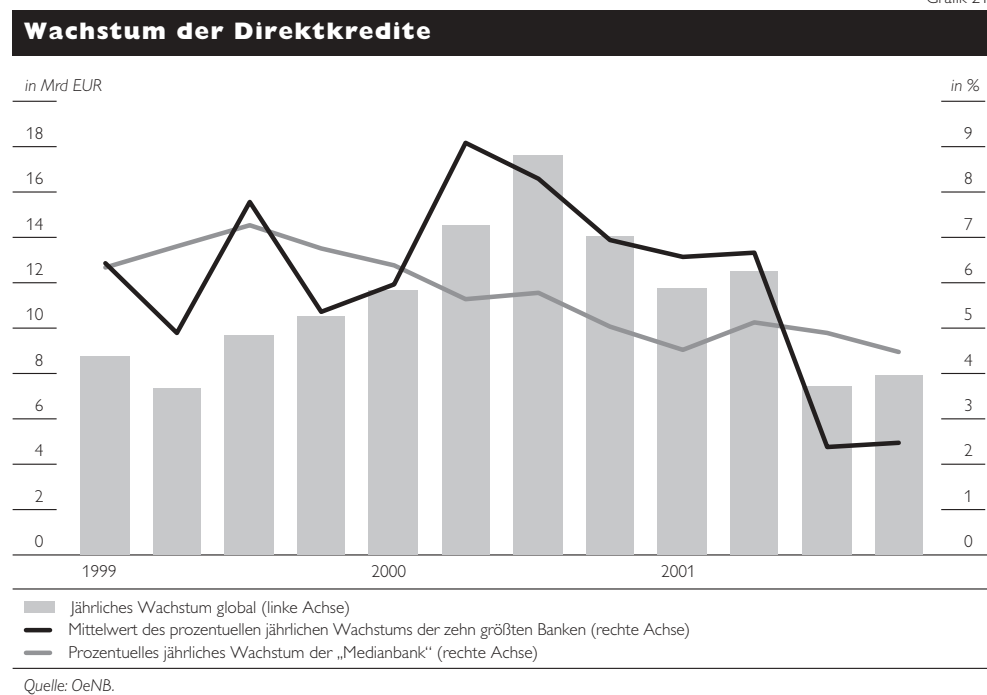
Die Verteilung der Kreditinstitute nach der Cost/Income Ratio zeigt, dass der Großteil der Banken Werte zwischen 60 und 80% aufweist. Die Anzahl der Banken im Intervall 50 bis 60% ist Ende 2001 im Vergleich zum Vorjahr deutlich gesunken, während jene im Intervall 70 bis 80% deutlich gestiegen ist. Auch die Zahl jener Banken, deren Erträge zu über 80% von Aufwendungen aufgebraucht werden, hat im Jahr 2001 zugenommen.

Der erwartete – neu zu bildende – Wertberichtigungsbedarf im Kreditbereich wurde im Jahr 2001 deutlich über dem geschätzten Wert des Vorjahres angesetzt (+14%). Im Bereich der Wertpapiere und Beteiligungen wurden Erträge durch Aufwertungen erzielt, sodass – insgesamt betrachtet – die Risikokosten zurückgingen. Betrachtet man die Entwicklung der Risikokosten (in Relation zum Jahresergebnis oder zur Bilanzsumme), so zeigt sich in den letzten fünf Jahren eine sukzessive Reduktion. Gemessen an der Bilanzsumme sind die Risikokosten (unkonsolidiert) bei allen Sektoren – außer den Sparkassen – rückläufig. In der konsolidierten Betrachtung sind die Risikokosten in den Konzernbilanzen angestiegen, bei den Primärbanken hingegen gesunken, daher ergibt sich in Summe eine leichte Reduktion.

**Stabilisierung der Nachfrage nach Fremdwährungskrediten bei deutlich verringertem Kreditwachstum**

Das Kreditgeschäft stellt mit einem Gesamtvolumen von 233 Mrd EUR per Ultimo 2001 nach wie vor einen zentralen Geschäftsbereich der österreichischen Banken dar. Seit Ende 2000 ist die Nachfrage nach Direktkrediten trotz sinkender Zinssätze jedoch deutlich rückläufig. Wie aus Grafik 21 ersichtlich ist, hat sich das jährliche Wachstum der Direktkredite im dritten Quartal 2001 nochmals von 12 Mrd EUR auf den Jahrestiefststand von 7,9 Mrd EUR verringert. Dabei zeigte sich deutlich, dass die zehn größten

Grafik 21

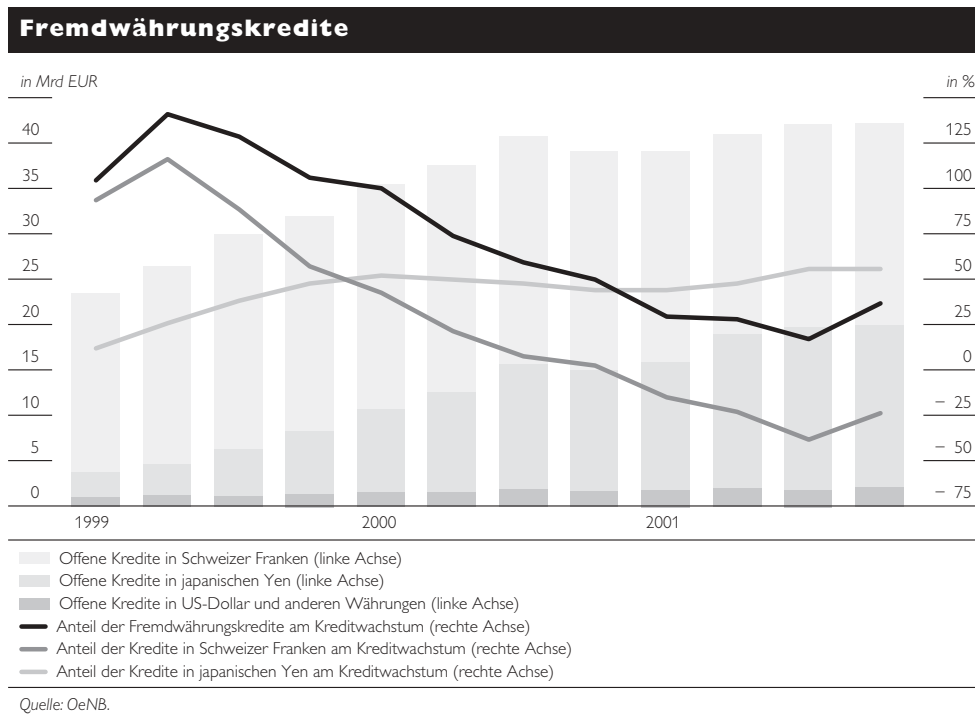




Banken wesentlich stärker betroffen waren als die „Medianbank“, die in den letzten Jahren nur einen leicht rückläufigen Wachstumsverlauf aufweist: Während sich das Kreditwachstum der „Medianbank“ im zweiten Halbjahr 2001 von 5,1 auf 4,5% verringerte, ist jenes der zehn Großbanken von 6,3 auf 2,5% gesunken.

Unterscheidet man das Kreditwachstum nach volkswirtschaftlichen Sektoren, so wird deutlich, dass für diesen Rückgang in erster Linie der Unternehmenssektor verantwortlich ist, was wiederum auf die verschlechterte Konjunkturlage zurückgeführt werden kann. Während in den ersten beiden Quartalen 2001 noch rund zwei Drittel des Kreditwachstums auf den Unternehmenssektor entfiel, sank dessen Anteil bis zum vierten Quartal auf 43%, was einem Rückgang von 8,5 auf 3,5 Mrd EUR entspricht. Das Wachstum der Kredite an private Haushalte ging im selben Zeitraum lediglich von 4,5 auf 3,6 Mrd EUR zurück, sodass der Wachstumsbeitrag der Privatkredite Ende 2001 mit 44% sogar noch knapp über jenem der Unternehmen liegt. Der leichte Anstieg des Kreditwachstums im vierten Quartal 2001 ist auf die inländischen Finanzintermediäre (ohne Banken) zurückzuführen, wobei der Großteil auf die Versicherungen entfiel, deren Kreditbedarf sich im letzten Quartal 2001 in Folge der Terroranschläge vom 11. September 2001 erhöhte.

Grafik 22



Bei den Fremdwährungskrediten konnte seit Mitte 2000 eine Stabilisierung gegenüber den Vorjahren festgestellt werden. Während im Jahr 1999 – auf Grund eines Rückgangs der Kredite in Euro – der Anteil der Fremdwährungskredite am gesamten Kreditwachstum (inklusive Ausleihungen an Finanzintermediäre – ohne Banken – und an den öffentlichen Sektor) noch über 100% betrug, hat sich dieser bis zum dritten Quartal 2001 auf 17% verringert (siehe Grafik 22). Insbesondere hat sich das jährliche Wachstum der Kredite in

Schweizer Franken sowie dessen Anteil am gesamten Kreditwachstum seit Ende 1999 verlangsamt und ist seit Anfang 2001 negativ. Im selben Zeitraum war bei den Ausleihungen in japanischen Yen ein starker Anstieg beobachtbar, sodass sich deren Wachstumsbeitrag im Vergleich zum Vorjahr von 44 auf 56% im dritten Quartal 2001 erhöhte. Im vierten Quartal stabilisierte sich die Nachfrage nach Krediten in japanischen Yen, während sich der Rückgang der Kredite in Schweizer Franken von –37 auf –25% reduzierte. In Summe hat sich dadurch der Anteil der Fremdwährungskredite am Gesamtkreditwachstum wieder auf 37% erhöht.

Durch die erhöhte Nachfrage nach Krediten in japanischen Yen hat deren Anteil an den gesamten ausstehenden Fremdwährungskrediten im Vergleich zum Vorjahr von 34 auf 41% Ende des vierten Quartals 2001 zugenommen, was einem „ausstehenden“ Volumen von 17,8 Mrd EUR entspricht. Im gleichen Zeitraum hat sich der Anteil der Ausleihungen in Schweizer Franken von 61 auf 52% verringert. Die Kredite in Schweizer Franken bilden also trotz des zuletzt negativen Wachstums mit 22 Mrd EUR den größten Teil der ausstehenden Fremdwährungskredite.

Zusammenfassend muss festgestellt werden, dass der Anteil der Fremdwährungskredite am gesamten ausstehenden Kreditvolumen mit knapp 18% im internationalen Vergleich unverändert hoch ist. Auch wenn sich die Nachfrage nach Fremdwährungskrediten im Jahr 2001 offensichtlich stabilisiert hat, ist eine genaue Beobachtung der Entwicklung im Hinblick auf die Bedeutung derartiger Volumina für die Stabilität des österreichischen Bankensektors notwendig. Dies umso mehr, als der Anteil der Kredite in japanischen Yen, denen ein höheres Wechselkursrisiko innewohnt als den Ausleihungen in Schweizer Franken, am gesamten Kreditwachstum im Vergleich zum Vorjahr zugenommen hat. Auch wenn das Wechselkurs- und Zinsänderungsrisiko, das mit den Fremdwährungskrediten einhergeht, von den Kreditnehmern zu tragen ist, ergeben sich daraus gleichwohl mittelbare Implikationen für die Risikoposition der Banken. Es wird jedenfalls von den Banken einer adäquaten Besicherung und laufenden Kontokontrollen große Bedeutung beigemessen.

#### **Zufrieden stellende Risikotragfähigkeit trotz leicht erhöhten Kreditrisikos**

Für nahezu alle österreichischen Banken stellt das Kreditrisiko das wesentliche Risiko ihrer Geschäftstätigkeit dar. Eine aktuelle Beurteilung des Kreditrisikos kann anhand von Meldungen im Zusammenhang mit der derzeit noch gültigen Kapitaladäquanz-Richtlinie gemäß dem Basler Accord 1988 vorgenommen werden. Im Zuge der Berechnung des Eigenkapitalerfordernisses sind Ausleihungen entsprechend der Bonität des Kreditnehmers zu gewichten, sodass der Anteil der risikogewichteten Aktiva an den gesamten Aktiva als Indikator zur Bewertung der Kreditqualität herangezogen werden kann.

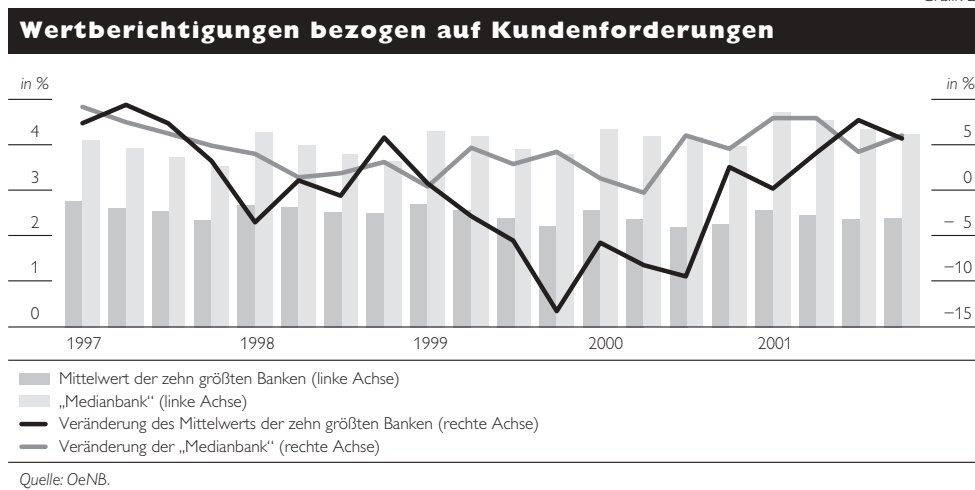
Die zehn größten Banken wiesen Ende 2001 mit 45% einen wesentlich niedrigeren Anteil von risikogewichteten Aktiva an der Bilanzsumme aus als die „Medianbank“ mit 58%. Daraus kann geschlossen werden, dass die Großbanken im Durchschnitt weniger Ausleihungen mit höheren Risikoklassen tätigen als eine „durchschnittliche“ österreichische Bank. Dies dürfte zum Teil darauf zurückzuführen sein, dass die Großbanken anteilmäßig mehr Kredite an die

öffentliche Hand und damit an Schuldner bester Bonität vergeben als die „durchschnittliche“ österreichische Bank.

Einen weiteren wesentlichen Indikator zur Beurteilung des Kreditrisikos auf Basis der derzeitigen Eigenmittelvorschriften stellen die Wertberichtigungen bezogen auf ausstehende Forderungen dar. Dies sind die im Zuge des Monatsausweises ausgewiesenen Beträge zur Risikovorsorge für Ausleihungen, bei denen Zweifel über die Zahlungsfähigkeit der Kreditnehmer besteht. Der Wertberichtigungsbedarf aus Forderungen gegenüber Kreditinstituten war während der letzten zwei Jahre sehr gering und lag im Durchschnitt unter einem Promille. Der wesentlich größere Teil des Kreditrisikos, das von den österreichischen Banken getragen wird, bezieht sich auf Forderungen gegenüber Kunden, weshalb der entsprechende Wertberichtigungsbedarf deutlich höher ausfällt. Während der letzten Jahre bewegten sich die gesamten Wertberichtigungen aus Kundenforderungen mit Werten zwischen 3 und 3,75% auf relativ niedrigem Niveau. Ende des vierten Quartals 2001 lagen sie bei 3,16%, was gegenüber dem Vorjahr einer geringfügigen Erhöhung um 0,15% entspricht.

In Grafik 23 werden die Wertberichtigungen der systemrelevanten Banken aus Kundenforderungen jenen des „durchschnittlichen“ österreichischen Kreditinstituts gegenübergestellt. Während der letzten Jahre war der Wertberichtigungsbedarf der zehn größten Banken stets um ein bis zwei Prozentpunkte geringer als jener der „Medianbank“. Ende 2001 lagen die Wertberichtigungen der zehn größten Banken bei 2,4% und jene der „Medianbank“ bei 4,2%. In beiden Fällen stellt dies allerdings eine Zunahme um etwas mehr als 5%, bezogen auf das Vorjahr, dar.

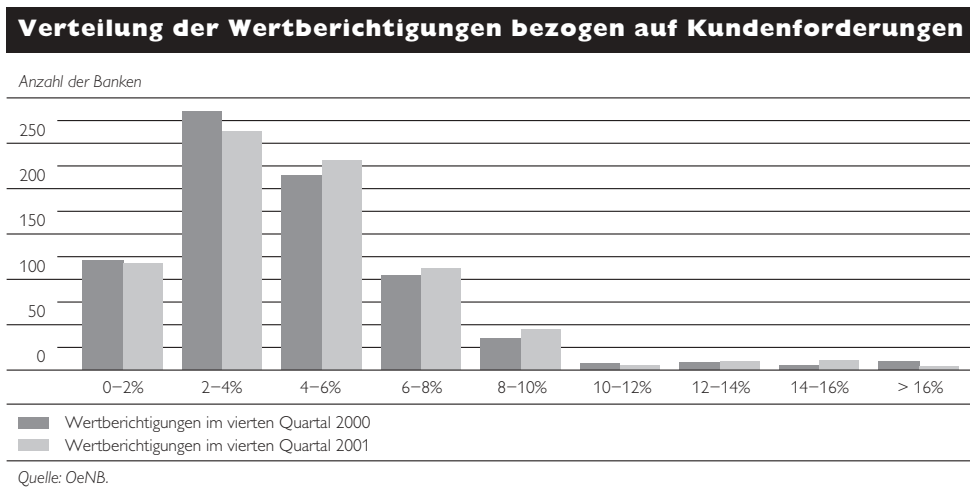
Grafik 23



Auch in Grafik 24, die die Verteilung der österreichischen Banken nach den Wertberichtigungen zeigt, ist die geringfügige Verschlechterung der Kreditportefeuilles im Vergleich zum Vorjahr deutlich zu erkennen. Die Verteilung hat sich insgesamt nach rechts verschoben, was bedeutet, dass mehr Banken einen höheren Wertberichtigungsbedarf aufweisen. In den Klassen mit Wertberichtigungen bis 4% hat sich die Anzahl der Banken um 25 (etwa 4% aller Kreditinstitute) verringert, während sie sich in jenen mit einem Wertberichtigungs-

bedarf zwischen 4 und 10% um etwa die gleiche Anzahl erhöht hat. Die Anzahl der Kreditinstitute, die im letzten Quartal 2001 Wertberichtigungen über 10% gemeldet haben, ist im Vergleich zum Vorjahr mit 29 (3,6% der Kreditinstitute) konstant geblieben, weshalb die Verschlechterung der Kreditqualität nicht als dramatisch angesehen werden muss. Die Anzahl der Banken mit einem Wertberichtigungsbedarf von mehr als 16% ist im selben Zeitraum sogar von 10 auf 5 gesunken.

Grafik 24



Um die Risikotragfähigkeit der österreichischen Banken beurteilen zu können, muss neben der Kreditqualität bzw. dem Kreditrisiko auch deren Eigenmittelausstattung einer kritischen Bewertung unterzogen werden. Die Jahresendwerte der durchschnittlichen Eigenmittelquote zur Unterlegung des Kreditrisikos<sup>1)</sup> bezogen auf alle Kreditinstitute schwankten seit 1998 zwischen 13 und 14%. Dies liegt deutlich über dem im Bankwesengesetz (BWG) geforderten Mindestwert von 8%, der Ende des letzten Quartals 2001 von keinem Kreditinstitut unterschritten wurde.

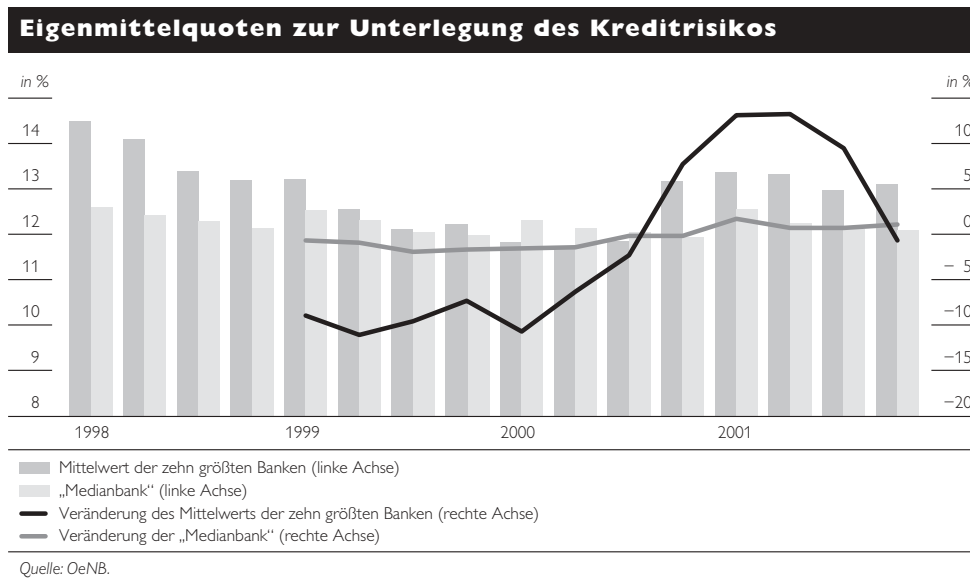
Hinsichtlich der sektoralen Differenzierung zeigt sich seit dem Jahr 1998 ein relativ konstantes Bild: Die Sparkassen haben mit zuletzt 15,7% Eigenmittelquote – abgesehen von den Sonderbanken mit 25,2% – die beste Kapitalausstattung, während Ende 2001 die Landes-Hypothekenbanken mit 10,9% und die Bausparkassen mit 9,7% deutlich unter der globalen Eigenmittelquote von 13,8% liegen. Die Aktienbanken (12,1%), der Raiffeisenbankensektor (12,8%) und die Volksbanken (12,9%) bilden das Mittelfeld in Bezug auf die Eigenkapitalausstattung.

Der Vergleich der zehn größten Banken mit der „Medianbank“ (siehe Grafik 25) zeigt, dass die systemrelevanten Banken seit dem vierten Quartal

<sup>1</sup> Die im Folgenden beschriebene Eigenmittelquote bezieht sich auf die laut BWG zur Unterlegung des Kreditrisikos anrechenbare Eigenmittel (Tier 1-Kapital + Tier 2-Kapital – Abzugsposten), die im Verhältnis zur Bemessungsgrundlage gesetzt werden. Die im Monatsausweis der OeNB und im Finanzmarktstabilitätsbericht 2 der OeNB (2001) publizierten Eigenmittelquoten beziehen auch das Tier 3-Kapital in die Berechnung ein, weshalb sich entsprechend höhere Werte ergeben. Da es sich dabei um nachrangiges Kapital handelt, das nur zur Unterlegung des Marktrisikos verwendet werden darf, wurde im Folgenden auf dessen Einbeziehung verzichtet, um eine möglichst konservative Bewertung der Kapitaladäquanz zu erhalten.

2000 eine deutlich bessere Eigenmittelausstattung aufweisen. Ende 2001 lag die Eigenmittelquote dieser Banken mit durchschnittlich 13,1% um einen Prozentpunkt über dem Medianwert. Allerdings unterliegt die Eigenmittelquote der Großbanken wesentlich größeren Schwankungen als jene der „Medianbank“, die sich seit dem Jahr 1998 zwischen 12 und 12,5% bewegt. Die Eigenmittelquote der Großbanken war zwischen 1999 und Mitte 2000 stark rückläufig, was unter anderem auf den erhöhten Kapitalbedarf im Zuge der Expansion der Großbanken in den zentral- und osteuropäischen Ländern zurückzuführen sein dürfte, und lag in den ersten drei Quartalen 2000 sogar unter jener der „Medianbank“. Ab dem vierten Quartal 2000 nahm sie mit jährlichen Zuwachsraten von bis zu 14% aber wieder deutlich zu<sup>1)</sup> und liegt Ende 2001 um nur 0,1 Prozentpunkt unter dem entsprechenden Vorjahreswert von 13,2%. Die Streuung der Eigenkapitalquote zeigt Ende 2001 ebenfalls ein zufrieden stellendes Bild: Das 95%-Quantil<sup>2)</sup> der Eigenkapitalquote liegt im vierten Quartal 2001 bei 8,7%, und fast 80% der Banken haben eine Eigenkapitalquote von über 10%.

Grafik 25



Zusammenfassend kann die Risikotragfähigkeit der österreichischen Kreditinstitute auf Basis der bei Redaktionsschluss verfügbaren Daten des vierten Quartals 2001 als zufrieden stellend bezeichnet werden. Im Vergleich zum Vorjahr ist zwar ein erhöhter Wertberichtigungsbedarf gegenüber Kundenforderungen zu beobachten, der in erster Linie auf das verschlechterte konjunkturelle Umfeld zurückzuführen sein dürfte. Die Wertberichtigungen waren im Durchschnitt Ende 2001 um rund 5% höher als ein Jahr zuvor, wobei der Anteil der Banken mit einem Wertberichtigungsbedarf über 10% im

1 Die hohen jährlichen Zuwachsraten bis zum dritten Quartal 2001 sind primär auf die Erhöhung der durchschnittlichen Eigenkapitalquote der zehn größten Banken von 11,9 auf 13,2% zwischen dem dritten und dem vierten Quartal 2000 zurückzuführen. Diese Erhöhung wiederum resultiert in erster Linie aus der Begebung großer Volumina an nachrangigem Kapital einer einzelnen Großbank, wodurch deren anrechenbare Eigenmittel – vorwiegend Tier 2-Kapital – um 80% anstiegen.

2 Das 95%-Quantil gibt jene Eigenkapitalquote an, die von 95% aller Kreditinstitute übertroffen wird.

Vergleich zum Vorjahr allerdings konstant geblieben ist. Diesem geringfügig erhöhten Kreditrisiko stehen allerdings Eigenkapitalquoten gegenüber, die im Durchschnitt weit über dem gesetzlich geforderten Minimum von 8% liegen.

Hinsichtlich der Stabilität des österreichischen Bankensystems ist positiv hervorzuheben, dass die systemrelevanten Banken in Bezug auf alle verfügbaren Indikatoren für die Kreditqualität bzw. das Kreditrisiko noch bessere Werte als das durchschnittliche Kreditinstitut zeigen: Während der letzten Jahre waren der Anteil der risikogewichteten Aktiva an der Bilanzsumme, der Wertberichtigungsbedarf bezogen auf Kundenforderungen und der Anteil von Problemkrediten an den gesamten Forderungen<sup>1)</sup> im Durchschnitt der zehn größten Banken stets geringer als die entsprechenden Medianwerte. Auf Basis der für das vierte Quartal 2001 verfügbaren Daten zeigt sich diese Situation unverändert. Gleichzeitig weisen die Großbanken seit dem letzten Quartal 2000 überdurchschnittliche Eigenkapitalquoten auf, sodass davon ausgegangen werden kann, dass die systemrelevanten Banken über eine gute Risikotragfähigkeit verfügen.

## **Andere Finanzintermediäre**

### **Investmentfonds**

Die Entwicklung des veranlagten Volumens<sup>2)</sup> der österreichischen Investmentfonds war im vergangenen Jahr durch die Börsensituation und die Ereignisse in den USA geprägt. Während in den ersten beiden Quartalen ein konstanter Anstieg beobachtbar war, kam es in Folge der Terroranschläge vom 11. September 2001 zu einem Rückgang. Mit einem Wachstum von 4,6% bis Ende 2001 konnten die österreichischen Kapitalanlagegesellschaften die Einbußen jedoch zum Teil wieder kompensieren und das veranlagte Vermögen auf 86,8 Mrd EUR ausweiten. Die Zuwachsrate in Österreich lag damit doppelt so hoch wie der europäische Durchschnitt (EU-Gesamt ohne Österreich +2,3%). Das im Jahr 2001 in Investmentfonds neu investierte Kapital stieg gegenüber dem Vorjahr um beachtliche 7,6% auf 98,7 Mrd EUR. Damit konnte zwar nicht an die Wachstumsraten vergangener Jahre angeschlossen werden, allerdings wurde fast das Wachstum der Spareinlagen, das im Jahr 2001 bei 7,8% lag, erreicht.

Die Veranlagungsstruktur der österreichischen Investmentfonds zeigte im Jahr 2001 mit über 60% weiterhin eine klare Dominanz der Rentenwerte. Die Veranlagung in Investmentzertifikate ist von 9% im Jahr 1999 auf rund 18% bis Ende 2001 angestiegen. Der Anteil von Aktien und anderen Beteiligungen bewegte sich, wie auch im Jahr zuvor, um die 20%. Die eher konservative Veranlagungsstruktur mit einem hohen Anteil an Rentenwerten trug dazu bei, dass im Zuge der weltweit ungünstigen Börsenentwicklung und den Terroranschlägen in den USA die österreichischen Investmentfonds im gesamten Jahr 2001 nur einen geringen Kurswertverlust von 9 Mio EUR auswiesen. Dies entspricht, gemessen am Vermögensbestand Dezember 2000, einer Gesamt-

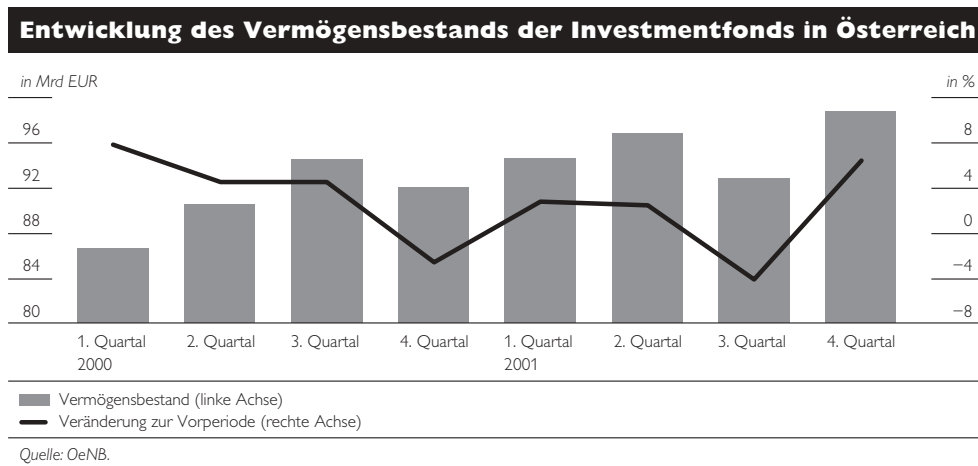
1 Siehe dazu die detaillierte Darstellung der Kreditqualität auf Basis der bankaufsichtlichen Prüfberichte 1996 bis 2000 im Finanzmarktstabilitätsbericht 2 der OeNB (2001). Die entsprechenden Zahlen für 2001 waren bei Redaktionsschluss noch nicht verfügbar.

2 Veranlagtes Volumen 2001 = veranlagtes Volumen 2000 + neu investiertes Kapital – Ausschüttungen +/- Kursgewinne/Kursverluste.

performance von knapp  $-0,01\%$ . Im Jahr 2001 entwickelten sich nur 74 bzw. 17% der insgesamt 441 aufgelegten Aktienfonds positiv, während bei den Rentenfonds immerhin 89% ihren Wert gegenüber dem Vorjahr steigern konnten.

Die österreichischen Investmentfonds liegen mit dem hohen Anteil von Rentenfonds allerdings nicht im europäischen Trend,<sup>1)</sup> der eine zunehmende Dominanz der Aktienfonds aufweist. Der Anteil der Aktienfonds stieg in den europäischen Ländern von 25% im Jahr 1995 auf 40% Ende 2001. Neben der positiven Entwicklung der Aktienmärkte in diesem Zeitraum dürfte für diesen Trend auch das zunehmende Interesse der Bevölkerung an Alternativen zum Spargbuch verantwortlich sein.

Grafik 26



Auf Grund der deutlichen Volumenzunahmen ist die stabilitätspolitische Bedeutung der Kapitalanlagegesellschaften weiter gestiegen und im Zuge der neuen gesetzlichen Regelung der Abfertigung werden sich für die Investmentfonds zusätzliche Herausforderungen ergeben. Basis für die Stabilität ist unter anderem eine ausgewogene Veranlagungsstruktur, die Beständigkeit auch in Krisensituationen gewährleistet. Die zunehmende „Institutionalisierung“ der Veranlagung auf den Wertpapiermärkten durch professionelle Vermögensverwalter gewinnt auch aus Effizienz- und Stabilitätsüberlegungen zunehmend an Bedeutung. Einerseits besteht ein grundsätzliches Interesse an einem professionellen Veranlagungsmanagement, andererseits gilt es, Risiken für das Finanzsystem aus der zunehmenden Konzentration von Anlagegeldern zu vermeiden.

### Versicherungen

Trotz der Einbrüche auf den Aktienmärkten und der Terroranschläge in den USA lassen die vorläufigen Daten für das Jahr 2001 eine positive Entwicklung für die österreichische Versicherungswirtschaft erwarten. Dies zeigt sich vor allem in der Ausweitung des Prämienvolumens, womit sich der Trend vergangener Jahre fortsetzt. Seit 1990 war die Steigerung der Versicherungsdichte<sup>2)</sup> größer als das Bevölkerungswachstum, was vor allem auf den

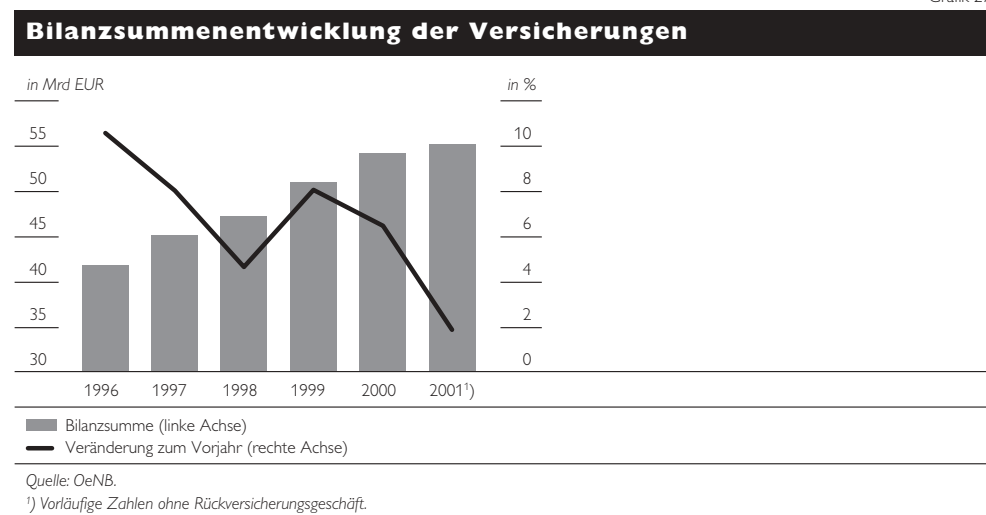
1 Siehe dazu *Fédération Européenne des Fonds et Sociétés d'Investissement (FEFSI). The State of European Investment Funds Industry, 2001.*

2 Die Versicherungsdichte stellt die Prämien pro Kopf dar.

anhaltenden Boom in der privaten Altersvorsorge zurückzuführen ist. Auch für das Jahr 2001 weisen die bisher vorliegenden Daten des Verbands der Versicherungsunternehmen wieder einen Prämienzuwachs in der Höhe von 6,6% aus. Der Großteil entfällt dabei auf die Lebensversicherungen, aber auch bei den Kranken- sowie den Schaden- und Unfallversicherungen war für das Jahr 2001 eine Ausweitung des Prämienvolumens zu beobachten.

Die Bestände der Aktivseite der österreichischen Versicherungswirtschaft zeigten im Jahr 2001 eine unterschiedliche Entwicklung. Die inländischen Rentenwertpapiere und Darlehen an den Staat verzeichneten Rückgänge zwischen 1,8 und 24%. Bei den Anteilswerten sowie den inländischen Beteiligungen und den Auslandsaktiva waren im Zug der Septemberereignisse im dritten Quartal 2001 leichte Abnahmen beobachtbar, die jedoch bis Ende des Jahres 2001 wieder kompensiert werden konnten.

Grafik 27



Die positive Entwicklung der Bilanzsumme in vergangenen Jahren dürfte sich auch 2001 fortsetzen, wenngleich die Wachstumsrate deutlich hinter den vorangegangenen Jahren liegt. Dies wird sich auch in den Gewinnbeteiligungen der Versicherten niederschlagen, die zusätzlich zum garantierten Rechnungszinssatz<sup>1)</sup> gewährt werden und einem gewissen Prozentsatz der erwirtschafteten Erträge entsprechen. In den vergangenen Jahren lag dieser Prozentsatz zwischen 6 und 7%, für das Jahr 2001 ist allerdings mit einem Rückgang auf 5 bis 5,5% zu rechnen. Damit zeigt sich, dass trotz der strikten gesetzlichen Veranlagungsvorschriften längerfristige Schwächen auf den Kapitalmärkten Auswirkungen auf die Leistung des Versicherungsanbieters haben können. Obwohl die private Versicherungswirtschaft mit 1,5% der realen Wertschöpfung einen vergleichsweise kleinen Wirtschaftsbereich darstellt, kommt ihr aber auf Grund der hohen Veranlagungsvolumina hinsichtlich der Finanz-

1) Der Versicherer garantiert jenen Anteil von Beiträgen, die für den Aufbau von Kapital bestimmt sind, jährlich mit einem Rechnungszinssatz zu verzinsen. Dieser Rechnungszinssatz wird bei Abschluss des Versicherungsvertrags festgelegt und ist für die gesamte Laufzeit gültig. Seit 1. Juli 2000 beträgt die durch die österreichische Versicherungsaufsicht festgelegte, höchstmögliche Garantieverzinsung auf Prämien-Sparanteile 3,25% p.a.



marktstabilität eine besondere Bedeutung zu. Dies verdeutlichten auch die negativen Auswirkungen der Ereignisse vom 11. September 2001 auf die Versicherungswirtschaft. Nach Schätzungen des Versicherungsverbands dürfte der maximale Schaden für die österreichische Versicherungswirtschaft bei 7,2 Mio EUR liegen. Die Auswirkungen auf die österreichischen Versicherungsunternehmen hielten sich somit in Grenzen, da die Schwerpunkte der internationalen Geschäftstätigkeit in Europa liegen. An zunehmender Bedeutung gewinnt dabei das Engagement im zentral- und osteuropäischen Bereich, das die marktführenden Versicherungsunternehmen noch ausbauen wollen.

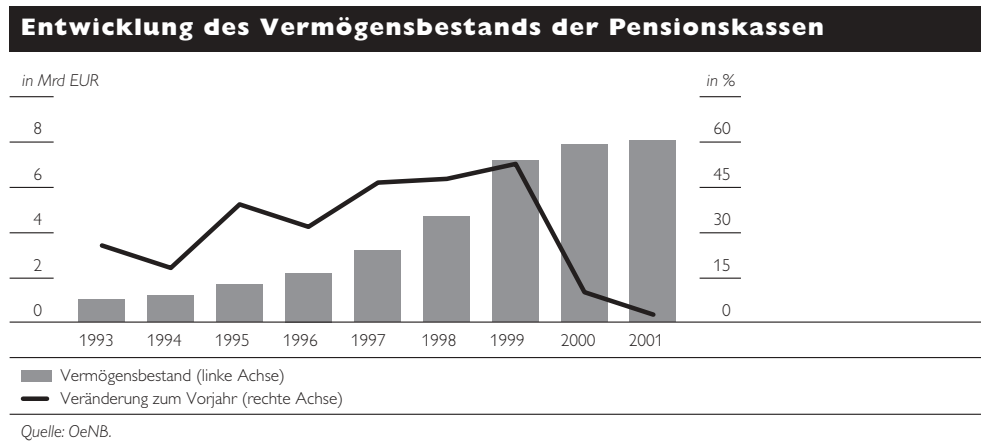
### **Pensionskassen**

Im Zuge der Reformierung der Pensionsmodelle und der wachsenden Bedeutung der betrieblichen Altersvorsorge spielen die Pensionskassen eine immer wichtigere Rolle auf den heimischen Finanzmärkten. Das spiegelte sich auch im rasanten Anstieg der gesamten Vermögensbestände der österreichischen Pensionskassen wieder, die von 1 Mrd EUR im Jahr 1993 auf rund 8 Mrd EUR im Jahr 2001 zunahm. Mit Steigerungsraten zwischen 46 und 52% konnten dabei die höchsten jährlichen Wachstumsraten Ende der Neunzigerjahre verzeichnet werden. Eine ähnliche Entwicklung zeigte sich bei der Anzahl der Anwartschafts- und Leistungsberechtigten,<sup>1)</sup> die von 54.020 im Jahr 1993 auf 318.000 Ende 2001 anstieg. Die Gesamtanzahl der österreichischen Pensionskassen ist im Jahr 2001 auf 19 angestiegen (davon 12 betriebliche und 7 überbetriebliche Pensionskassen).

Der gesamte Vermögensbestand ist im Jahr 2001 nur um 201 Mio EUR angewachsen, was einer Steigerung gegenüber dem Vorjahr von moderaten 2,6% entspricht, im Vergleich zu rund 10% im Vorjahr. Ähnlich wie bei der Performance der Investmentfonds und der Versicherungen schlug sich auch hier die negative Entwicklung auf den Aktienmärkten nieder. So mussten die sieben überbetrieblichen Pensionskassen durchschnittlich einen Rückgang von 1,5% bei den Veranlagungserträgen hinnehmen. Da Pensionskassen jedoch nicht wie die Lebensversicherer einen Rechnungszinssatz für die Kalkulation der Pensionsleistungen garantieren, kann es im Fall der beitragsorientierten Pensionsmodelle unter derartigen Umständen zu Pensionskürzungen kommen, wenn der effektive Ertrag auf das Kapital unter dem Rechnungszinssatz liegt. Um das zu verhindern, sieht das Gesetz allerdings so genannte Schwankungsrückstellungen<sup>2)</sup> vor, aus denen der Differenzbetrag gegebenenfalls beglichen wird. Folgen mehrere veranlagungsschwache Jahre aufeinander, so können jedoch auch diese Reserven aufgebraucht werden und Kürzungen bei den Rentenzahlungen entstehen. Es ist die Aufgabe der Pensionskassen, auf Kapitalmarktentwicklungen zu reagieren und die Veranlagungsstrategien entsprechend anzupassen.

1 Unter Anwartschaftsberechtigten versteht man Personen, die Ansprüche auf künftige Leistungen aus dem Pensionskassenvertrag haben; bei Leistungsberechtigten handelt es sich um Personen, an die die Pensionskasse bereits Leistungen aus dem Pensionskassenvertrag erbringt.

2 Diese Schwankungsrückstellungen setzen sich aus allen Veranlagungsüberschüssen, die die rechnungsmäßigen Überschüsse übersteigen, und den versicherungstechnischen Gewinnen zusammen.



Die Veranlagung der Vermögensbestände österreichischer Pensionskassen erfolgte im Jahr 2001 in erster Linie in inländische Vermögenswerte. Der Großteil entfällt dabei mit 89% auf Investmentzertifikate, womit sich die Veranlagungsstruktur der vergangenen Jahre fortsetzte. Durch die Umsetzung der OGAW-Richtlinie<sup>1</sup>), die im Dezember vorigen Jahres vom Rat der Wirtschafts- und Finanzminister beschlossen wurde, ist mit einer Erweiterung der Anlagemöglichkeiten zu rechnen. Diese wurden unter Wahrung des größtmöglichen Anlegerschutzes auf Geldmarktinstrumente und Anteile von (nach dieser Richtlinie zugelassenen) Investmentfonds ausgeweitet. Ferner werden künftig neben Anlagen in Sichteinlagen oder kündbare Einlagen mit einer Laufzeit von höchstens 12 Monaten bei Kreditinstituten auch Anlagen in Derivate, die an geregelten Märkten gehandelt werden, und OTC-Derivate sowie Anlagen in so genannte Index-Tracking-Fonds<sup>2</sup>) zugelassen.

1 Richtlinie 2001/108/EG des Europäischen Parlaments und des Rates vom 21. Jänner 2002 zur Änderung der Richtlinie 85/611/EWG des Rates zur Koordinierung der Rechts- und Verwaltungsvorschriften betreffend bestimmte Organismen für gemeinsame Anlagen in Wertpapieren (OGAW) hinsichtlich der Anlagen der OGAW.  
 2 Unter Index-Tracking-Fonds sind Fonds zu verstehen, die anerkannte Aktien- oder Schuldtitelindizes nachbilden.

# Realwirtschaft und Finanzmarktstabilität in Österreich

## Private Haushalte

### Erhöhte Volatilität der Märkte verändert die Struktur der Vermögensbildung

In Österreich hat sich im Jahr 2001 – beeinflusst von der internationalen Konjunktorentwicklung – das Wirtschaftswachstum deutlich verlangsamt. Die Konjunkturschwäche wird voraussichtlich in der ersten Hälfte des Jahres 2002 ausklingen. Die Realeinkommen der privaten Haushalte wuchsen im Jahr 2001 langsamer, und das Wachstum der realen Konsumausgaben ist zurückgegangen. Auch im Jahr 2002 bleiben die Einkommensaussichten gedämpft. Dazu trägt auch die ungünstigere Beschäftigungsentwicklung bei. Darüber hinaus haben die Haushalte den Sparanteil am verfügbaren Einkommen reduziert.

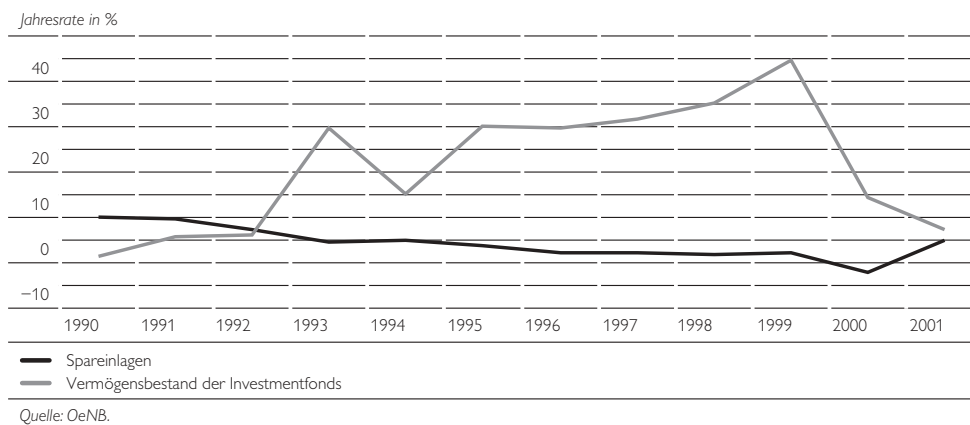
Die Wachstumsabschwächung führte bei der Vermögensbildung und dem Verschuldungsverhalten der privaten Haushalte zu einer erhöhten Unsicherheit. Seit Beginn des Jahres 2002 haben sich die Wachstumsaussichten für Österreich zwar verbessert und werden bei den privaten Haushalten zu einer Verbesserung der Einkommenserwartungen führen. Stagnierende Beschäftigung und höhere Arbeitslosigkeit dürften jedoch noch längere Zeit die Konsum- und Spartätigkeit der privaten Haushalte wesentlich dämpfen.

Bei den Finanzanlagen der privaten Haushalte hat der Anteil von marktfähigen Finanzierungsinstrumenten – vor allem ausländischer Marktwerte – in den letzten Jahren zugenommen. Finanzmarktengagements erfolgten dabei hauptsächlich in Form von Investmentzertifikaten. Derzeit werden rund 12% des privaten Geldvermögens von Investmentfonds verwaltet. Das gesamte Investmentfondsvermögen in Österreich wurde zu 58% in ausländische Wertpapiere veranlagt (Ende 2001: 57,3 Mrd EUR). Die seit dem Jahr 2000 gefallenen Kurse an den wichtigen internationalen Börsen haben daher auch österreichische Anleger getroffen, wobei sich österreichische Investmentfonds gegenüber dem internationalen Kursverfall zwar als relativ resistent erwiesen, aber dennoch eine merklich schwächere Performance als im Jahr 2001 erzielten. Auch Versicherungen und Pensionskassen verzeichneten eine gegenüber den Vorjahren deutlich gebremste Ertragsentwicklung, die auf die Vermögensposition der privaten Haushalte Auswirkungen haben könnte.

Angesichts von Kursverlusten und höheren Volatilitäten auf den Aktienmärkten haben sich die privaten Haushalte im Jahr 2001 verstärkt Spareinlagen

Grafik 29

### Wachstum der Spareinlagen und Investmentfonds



zugewandt. Der relative Bedeutungsverlust der Einlagen in der zweiten Hälfte der Neunzigerjahre dürfte sich daher im Jahr 2001 zumindest kurzfristig umgekehrt haben. So erhöhte der private Sektor<sup>1)</sup> seine Spareinlagen im Jahr 2001 um 5,6 Mrd EUR oder 4,7%, nachdem die Bestände im Jahr zuvor um 2,6 Mrd EUR oder 2,2% abgebaut wurden. Vorläufige Zahlen zur Geldvermögensbildung bestätigen, dass die privaten Haushalte im Jahr 2001 eine verstärkte Liquiditätshaltung bevorzugt haben. Zum Teil hat die Einführung des Euro das Wachstum der Einlagen begünstigt, da im Zuge der Währungsumstellung Bargeldbestände in beträchtlichem Ausmaß sowohl auf Sicht- als auch auf Spareinlagen deponiert wurden. Aber auch die unsicheren Marktperspektiven haben maßgeblich zu einer vermehrten Einlagenhaltung beigetragen.

Insgesamt wurde das Geldvermögen der privaten Haushalte bis dato durch die Marktentwicklung der letzten Jahre zwar beeinflusst, die privaten Haushalte sind aber – wie in den letzten beiden Finanzmarktstabilitätsberichten der Oesterreichischen Nationalbank (OeNB) dargestellt – ausreichend mit Finanzvermögen ausgestattet, sodass eine wesentliche Beeinträchtigung der gesamtwirtschaftlichen Finanzposition durch die negativen Kursentwicklungen im Jahr 2001 nicht zu erwarten ist. Eine Verschlechterung könnte bei Ansparplänen für Fremdwährungskredite – und allgemein bei Vermögen, das als Sicherheit dient – eingetreten sein.

Vom Immobilienvermögen der privaten Haushalte sollten ebenfalls keine gravierenden negativen Vermögenseffekte ausgegangen sein. Für das Jahr 2001 liegen zwar noch keine Preisdaten vor, der Immobilienpreisindex, der als Indikator für Vermögenseffekte aus dem Realvermögen herangezogen wird, folgt aber seit Jahren einem positiven Trend, der durch geringe Volatilitäten gekennzeichnet ist. Dies lässt den Schluss zu, dass auch der reale Vermögensbestand im Jahr 2001 keinen markanten Wertminderungen unterworfen war, die die gesamtwirtschaftliche Vermögensposition der privaten Haushalte nachhaltig verschlechterte.

### **Konjunkturabschwung bremst Kreditnachfrage**

Das mit dem konjunkturellen Abschwung einhergehende schwächere Konsumentenvertrauen hat die Kreditnachfrage der privaten Haushalte im vierten Quartal 2001 spürbar gedämpft. Besonders kurz- und mittelfristige Konsumkredite waren rückläufig.<sup>2)</sup> Die langfristige Konsumfinanzierung der privaten Haushalte durch Banken legte demgegenüber um 13,2% zu, obwohl der dauerhafte Konsum 2001 real rückläufig war. Offensichtlich haben die Haushalte einen größeren Teil ihrer langfristigen Anschaffungen angesichts niedriger Zinssätze kreditfinanziert. Andererseits könnte diese Entwicklung darauf hindeuten, dass die Laufzeiten von Verbindlichkeiten zeitlich gestreckt bzw. kurzfristige Finanzierungslinien (z. B. Überziehungsrahmen auf Girokonten) in langfristige Kredite und Darlehen umgewandelt wurden. Ein Indiz dafür könnte

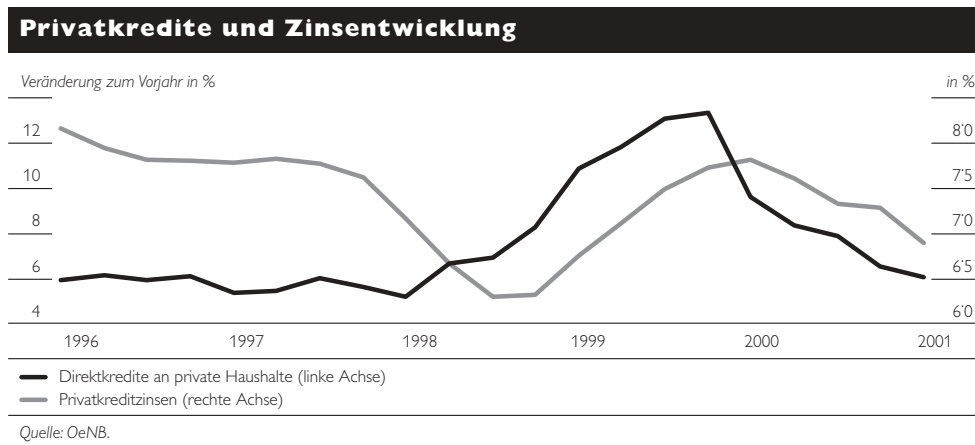
1 In der Monetärstatistik werden die Spareinlagen der privaten Haushalte und der Unternehmen zusammen ausgewiesen. Es ist davon auszugehen, dass der Großteil der Bestände von den privaten Haushalten gehalten wird.

2 Konsumkredite mit einer Laufzeit von bis zu 1 Jahr wurden im letzten Quartal 2001 gegenüber dem Vorjahresstand um 2,3% abgebaut, während im Laufzeitenbereich von 1 bis 5 Jahren ein Rückgang von 3,6% zu beobachten war.

die Entwicklung der Privatkonkurse darstellen. Zwar verringerten sich die Privatkonkurse im ersten Quartal 2002 gegenüber dem Vorjahr um 1,4%, die mangels Masse abgewiesenen Privatkonkurse nahmen aber um ein Drittel zu.

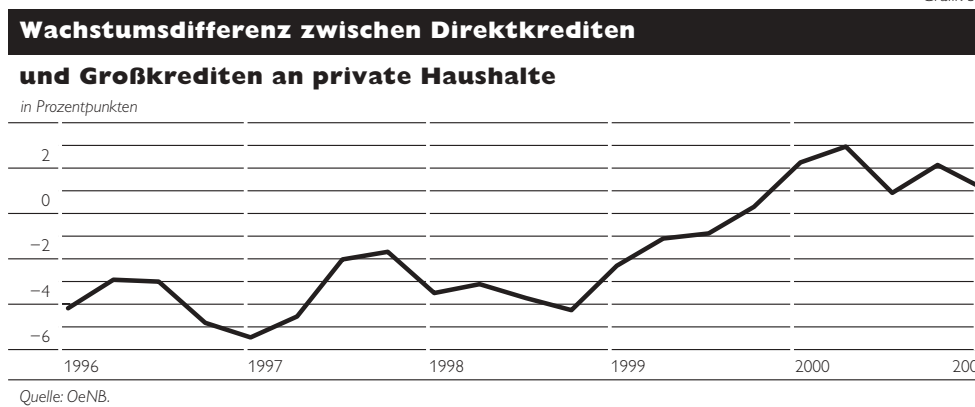
Bei den Wohnbaukrediten, die einen wesentlichen Teil der finanziellen Verpflichtungen der Haushalte darstellen, war ebenfalls eine Abschwächung zu verzeichnen. Angesichts des hohen Gewichts in den Haushaltsbudgets gilt hier in besonderem Ausmaß, dass sich konjunkturelle Abschwünge sehr schnell auf die Zahlungsfähigkeit der Schuldner auswirken können.

Grafik 30



Bei Großkreditaufnahmen der privaten Haushalte (ab 350.000 EUR) ist seit Ende des Jahres 2000 eine signifikante Wachstumsabschwächung zu verzeichnen. Sie wachsen seitdem vergleichsweise langsamer als die gesamten, an die privaten Haushalte vergebenen Kredite. Die getrübteten Einkommenserwartungen dürften derzeit tendenziell einer stärkeren Nachfrage nach Großkrediten entgegenstehen. Wie bei den langfristigen Wohnbaufinanzierungen könnte das derzeit niedrige Zinsniveau risikomindernd wirken.

Grafik 31



Die Schuldendienstfähigkeit der privaten Haushalte wird durch die weiterhin steigende Fremdwährungskreditaufnahme zunehmend von der Wechselkursentwicklung mitbeeinflusst. Die wachsende Mittelaufnahme in Fremdwährung gibt nicht zuletzt wegen des hohen Fremdwährungsanteils an den Privatkrediten von zuletzt bereits nahezu 25% weiter Anlass zu genauer

Beobachtung. Da sich private Haushalte in geringerem Ausmaß als Unternehmen auf dem Markt gegen Wechselkursschwankungen absichern können, ist ihre Aufnahme von Fremdwährungsverbindlichkeiten tendenziell mit höheren Risiken behaftet als im Fall von Unternehmen.

Die Stellung der privaten Haushalte auf den Finanzmärkten hat sich im letzten Jahr durch den gesamtwirtschaftlichen Wachstumsabschwung kaum verändert. Zwar führte die geringere Spartätigkeit zu einem schwächeren Aufbau von Real- und Finanzvermögen. Das Geldvermögen der privaten Haushalte befindet sich aber auf einem hohen Niveau. Die negative Kursentwicklung könnte teilweise die Eignung von Vermögen als Sicherheit tangiert haben. Stagnierende Einkommen und schlechte Beschäftigungsaussichten haben die Kreditnachfrage und damit den Zuwachs in der Verschuldung gedämpft. Gleichzeitig ist aber auch die Bedienung der bestehenden Verschuldung erschwert worden.

### **Unternehmen**

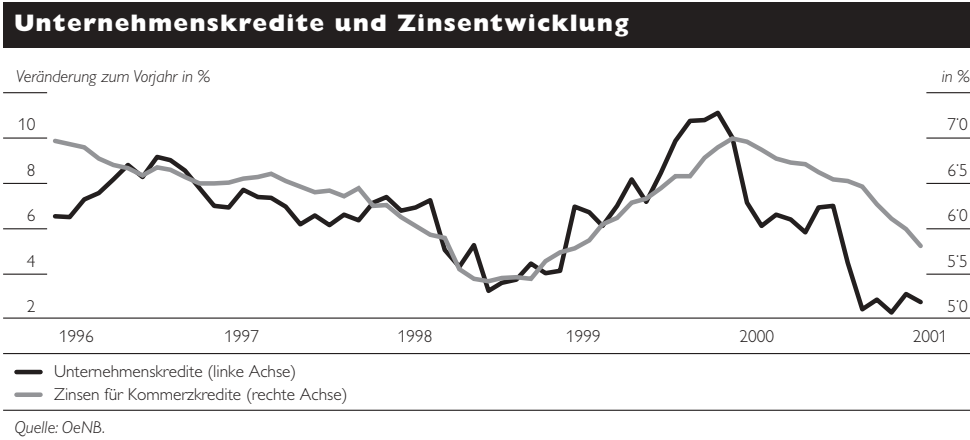
Auf den Unternehmenssektor hat sich die internationale Konjunkturabschwächung im Jahr 2001 vor allem über eine Abschwächung der Exporte übertragen. Der Wachstumsrückgang bei den Exporten und die unsichere Entwicklung der Nachfrage und der Gewinne veranlassten viele Unternehmen, Investitionsprojekte aufzuschieben. Die Investitionsbereitschaft der Unternehmen hat sich laut WIFO-Investitionstest schon seit Mitte des Jahres 2001 erheblich verschlechtert. Das spiegelt sich auch in der Kreditnachfrage wider, die seit dem zweiten Halbjahr 2001 deutlich langsamer wächst.

Erst nach einer Belebung der Exportdynamik ist mit einer stärkeren Investitionsnachfrage zu rechnen. Nachdem Konjunkturtests im vierten Quartal 2001 eine markante Eintrübung des Geschäftsklimas in der Sachgütererzeugung angezeigt haben, schätzen Industrieunternehmen die Wirtschaftslage im ersten Quartal 2002 aber wieder wesentlich günstiger ein und erwarten für das Jahr 2002 mehrheitlich einen Produktionsanstieg. Im Jahr 2001 legten die Kredite an Unternehmen gegenüber dem Vorjahr um nur 2,7% zu, nachdem im Jahr 2000 die Wachstumsrate 7,1% betragen hatte (siehe dazu Grafik 32).

Vor allem Kredite mit kurz- und mittelfristigen Laufzeiten wurden von den Unternehmen im Jahr 2001 zurückgeführt, während die Langfristkredite mit einem Wachstum von über 10% eine nach wie vor hohe Wachstumsdynamik zeigten. Wie bei den Haushalten zu beobachten war, könnte die Verlängerung der Laufzeiten teilweise unter dem Einfluss der ungünstigen Konjunkturlage stehen und kurzfristige Verbindlichkeiten auf längere Zeiträume erstreckt worden sein, um die Liquiditätslage zu verbessern und Zahlungsschwierigkeiten hintanzuhalten. Die niedrigen Zinsen und die bis in die erste Jahreshälfte 2001 flache Zinsstruktur könnten ebenfalls die stärkere Nachfrage nach langfristigen Krediten begünstigt haben, indem die Unternehmen das niedrige langfristige Zinsniveau bei der Verschuldung nutzten.

Der Rückgang der kurzfristigen Verschuldung könnte auch darauf zurückzuführen sein, dass infolge abgeschwächter Umsatzentwicklung der Unternehmen die Nachfrage nach Betriebsmittelkrediten gesunken ist. Auf einen höheren Liquiditätsbedarf deutet die Entwicklung des Cash-Flow in wichtigen Wirtschaftsbereichen hin. So ging die Cash-Flow-Quote der Sachgütererzeugung

Grafik 32



mit dem Wirtschaftsabschwung von 9'8% im Jahr 2000 auf 9'6% im Jahr 2001 zurück.

Demgegenüber trägt die Zinsentwicklung zu einer Entlastung der Finanzierungsbedingungen der Unternehmen bei. Die Zinsen für Unternehmenskredite befinden sich seit Beginn des Jahres 2001 auf einem fallenden Trend und haben jetzt das Niveau vom Ende des Jahres 1999 erreicht.

Der konjunkturellen Lage entsprechend sind die Unternehmenskonkurse in Österreich gestiegen. Im Jahr 2001 nahmen die Gesamtinsolvenzen laut Kreditschutzverband von 1870 um 14'5% zu. Im ersten Quartal des Jahres 2002 setzte sich der Zuwachs bei den Insolvenzen mit 8'7% gegenüber dem Vorjahresstand fort. Die Insolvenzpassiva lagen aber um rund 18% unter dem

Grafik 33



Wert des Vorjahres, da keine Großinsolvenzen wie zu Beginn des Jahres 2001 eingetreten sind, die die Insolvenzpassiva in die Höhe getrieben hätten. Die eingetretenen Insolvenzfälle sind – von den betroffenen Passiva aus betrachtet – von geringem Ausmaß und stellen gesamtwirtschaftlich nicht die Gefahr dar, dass sich der finanzielle Zusammenbruch eines Schuldners leicht auf die Gläubiger überträgt.

Geringere Investitionsvorhaben und eine damit verbundene Verlangsamung des Kreditwachstums stehen für eine pessimistische Einschätzung der Absatz-erwartungen durch die Unternehmen. Zwar sollten die schwächere Kreditnachfrage und das niedrige Zinsniveau dazu beitragen, dass die mit der Unternehmensverschuldung verbundene Ausfallwahrscheinlichkeit nicht zu hoch wird. Aber mit dem Konjunkturabschwung nimmt die Wahrscheinlichkeit der Zahlungsunfähigkeit bei Unternehmen zu, was zu einer vorsichtigeren Kreditvergabe und zu einer Verschlechterung der Bonitätseinstufung führt.

### Der Finanzakzelerator in Österreich

Die Finanzakzeleratortheorie besagt, dass Bilanzschwächen negative makroökonomische Schocks verstärken, weil sie den Investitionsspielraum von Unternehmen einschränken. Durch diese Konstellation ergeben sich zwei Arten von Asymmetrien: Einerseits entstehen Asymmetrien im Zeitverlauf, da sich die Bilanzsituation meist während eines wirtschaftlichen Abschwungs verschlechtert und eine Einschränkung der Finanzierungsmöglichkeiten, welche in Hochkonjunkturphasen nicht ins Gewicht fällt, bei einer Konjunkturabkühlung schlagend wird. Die zweite Asymmetrie ergibt sich aus der Tatsache, dass Firmen, denen aus der Kreditfinanzierung beträchtliche Delegationskosten („agency costs“) erwachsen, wie etwa kleine, junge oder hoch verschuldete Unternehmen, größere Bilanzschwächen aufweisen. Daher sind Firmen mit einem eingeschränkten Finanzierungsspielraum von Kreditrationierungen – entweder wird das Kreditangebot gekürzt, oder es werden die Kosten für Kredite erhöht – eher betroffen als Unternehmen, die die ganze Palette der Finanzierungsmöglichkeiten nutzen können.

Mehrere Studien haben die Bedeutung finanzieller Faktoren für Investitionen und Asymmetrien in Österreich anhand von Daten, welche die Oesterreichische Nationalbank im Rahmen ihrer Refinanzierungstätigkeit einholt, analysiert.<sup>1)</sup> Sie zeigen im Wesentlichen, dass finanzielle Faktoren gemeinsam mit den Nutzungskosten des Kapitals wichtigere Determinanten der Investitionstätigkeit sind als das Umsatzwachstum. Diese Erkenntnis impliziert, dass eine Verschlechterung der wirtschaftlichen Lage oder Zinsänderungen durch den so genannten Bilanzkanal noch verstärkt werden.

Außerdem wurde die Asymmetrie des Finanzakzeleratoreffekts in verschiedenen Unternehmensgruppen im Hinblick auf den Zugang zum Finanzmarkt analysiert. Dabei zeigte sich, dass bei kleinen Unternehmen finanzielle Faktoren wegen ihrer beschränkten Möglichkeiten, ihre Schulden mit Sicherheiten zu unterlegen, eine größere Rolle spielen, während junge Unternehmen eher vom Umsatzwachstum abhängig sind.

Darüber hinaus bestätigen die Studien die große Bedeutung von Hausbankbeziehungen, die den Banken die Möglichkeit geben, Informationsasymmetrien durch eine langfristige Kundenbeziehung wettzumachen. Firmen mit einer engen und exklusiven Beziehung zu einer Bank kommen weniger leicht in Finanzierungsschwierigkeiten als Firmen mit vielen Kreditgebern. Dies gilt vor allem für kleine Unternehmen mit einer Hausbank; für junge Firmen ist dieser Schluss nicht unbedingt anwendbar, da offenbar eine exklusive Beziehung sich erst über einen bestimmten Zeitraum hinweg bewähren muss.

Der Umstand, dass die Investitionstätigkeit von Firmen mit einer Hausbank weniger stark von Bilanzvariablen beeinflusst wird, deutet darauf hin, dass das in Österreich weit verbreitete Hausbankprinzip einer etwaigen Einschränkung des Kreditangebots infolge einer Abkühlung der Konjunktur oder einer geldpolitischen Straffung entgegenwirkt. Allerdings sollten angesichts der Tatsache, dass in dem zur Verfügung stehenden Datensample solvente Firmen überrepräsentiert sind, diese Ergebnisse mit gewisser Vorsicht interpretiert werden.

1 Siehe Valderrama, M. T. (2001). Credit channel and investment behaviour in Austria: a micro-econometric approach. EZB Working Paper Nr. 108; Valderrama, M. T. (2001). Bilanz- und Kreditvergabekanal: eine Analyse anhand österreichischer Firmen. In: Berichte und Studien der OeNB, Heft 3+4; und Wesche, K. (2000). Is There a Credit Channel in Austria? The Impact of monetary Policy on Firms' Investment Decisions. OeNB Working Paper Nr. 41.



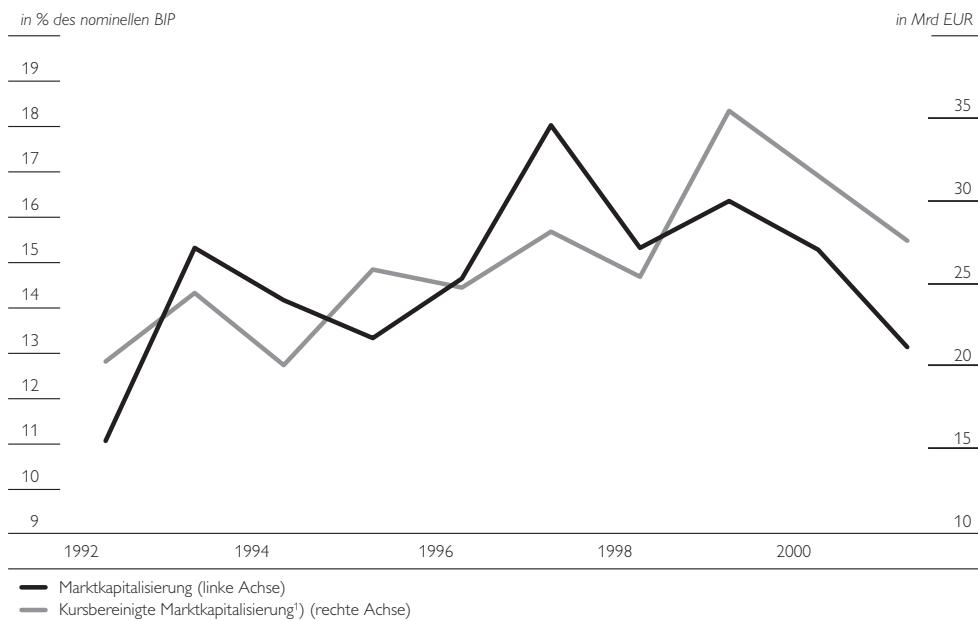
## Aktienmarkt

### Die realwirtschaftliche Bedeutung der Wiener Börse

Im Vergleich zu anderen europäischen Ländern hat in Österreich die Kapitalaufbringung über die Börse eine untergeordnete Bedeutung. Wie in Grafik 34 ersichtlich, betrug im Jahr 2001 die Marktkapitalisierung der Wiener Börse bezogen auf das BIP 13,1% und war damit deutlich geringer als in nahezu allen anderen europäischen Ländern.<sup>1)</sup> Die in den letzten Jahren beobachtete Verringerung der Marktkapitalisierung hat sich auch im ersten Quartal des Jahres 2002 fortgesetzt: Ende März 2002 betrug der Gesamtkurswert der Aktien des Wiener Börse Index (WBI) 27,7 Mrd EUR und war trotz positiver Kursentwicklung damit geringer als im entsprechenden Vorjahresmonat. Ein Grund hierfür liegt insbesondere darin, dass im bisherigen Verlauf des Jahres 2002 der Notierungslöschung von fünf Unternehmen kein neu an die Börse gekommenes Unternehmen gegenüberstand. Die kursbereinigte Marktkapitalisierung<sup>2)</sup> der Wiener Börse weist bereits seit dem Jahr 1999 eine fallende Tendenz auf.

Grafik 34

### Marktkapitalisierung der Wiener Börse



Quelle: Wiener Börse AG.

<sup>1)</sup> Die um jährliche Kursgewinne (-verluste) verminderte (erhöhte) Marktkapitalisierung.

Neuerdings wird zunehmend die Meinung vertreten, dass der positive Zusammenhang zwischen Finanzmarktstruktur (z. B. markt- versus bankbasierten Systemen) und dem Wirtschaftswachstum weniger ausgeprägt ist als jener zwischen dem Finanzmarktsystem und der Industriestruktur einer Volkswirt-

1 So betrug laut World Federation of Exchanges im Jahr 1999 die Marktkapitalisierung als Anteil des BIP in Deutschland 72,1% und jene im Vereinigten Königreich 198,3%.

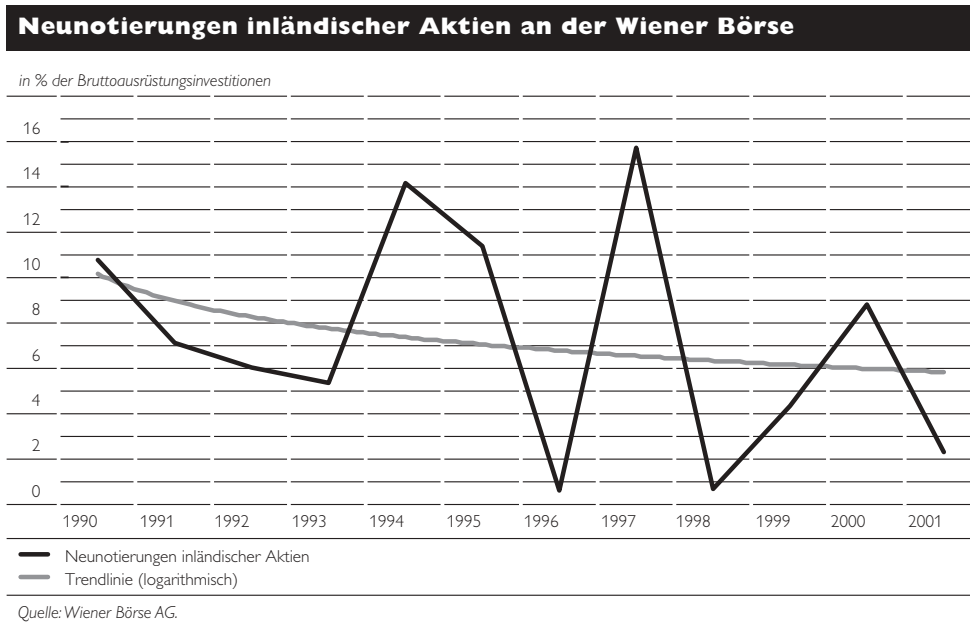
2 Die nach der Emission von Anteilswerten erzielten Kursgewinne stehen den emittierenden Unternehmen nicht für Investitionszwecke zur Verfügung. Daher ist die um Kursgewinne bereinigte Marktkapitalisierung ein besserer Indikator als die nominelle Marktkapitalisierung.

schaft.<sup>1)</sup> Zum Beispiel erfolgt die Aufbringung von Kapital über die Börse häufig zur Finanzierung von Investitionsprojekten, die langfristiger Natur sind und erst nach einer Anlaufzeit eine positive Rendite erzielen. Ein Indikator für die realwirtschaftliche Bedeutung der Börse sind Neunotierungen von Anteilswerten, da diese häufig auch zur Finanzierung von Innovationen erfolgen.

Um die realwirtschaftliche Bedeutung von über die Börse finanzierten Innovationen zu messen, werden diese zu den nominellen Bruttoausrustungsinvestitionen in Beziehung gesetzt. Wie aus Grafik 35 ersichtlich, wies das Volumen der an der Wiener Börse neu begebenen Anteilswerte im abgelaufenen Jahrzehnt starke Schwankungen auf. Seit dem Jahr 1990 lässt sich allerdings ein leichter Abwärtstrend feststellen. Bezogen auf die Bruttoausrustungsinvestitionen entsprachen die Neunotierungen 2001 lediglich 2,3% und lagen damit weit unter dem Durchschnittswert von 7,3% des Zeitraums von 1990 bis 2001.

Dem abnehmenden Trend der Neunotierungen an der Wiener Börse zufolge scheint der österreichische Aktienmarkt zunehmend an Bedeutung für „innovative Investitionstypen“ verloren zu haben. Diese Tendenz muss jedoch vor dem in den letzten Jahren für die Unternehmensfinanzierung wichtiger gewordenen Risikokapitalmarkt gesehen werden. Trotzdem dominieren in Österreich traditionelle Industriezweige, deren Forschungs- und Entwicklungsaktivitäten weniger ausgeprägt sind als bei dynamisch wachsenden Hochtechnologieunternehmen, wie etwa der Computerbranche.

Grafik 35



1 Die erste Studie, die die empirische Evidenz für diesen Zusammenhang nachweist, ist Carlin, W. und Mayer, C. (1999). *How Do Financial Systems Affect Economic Performance?* Mimeo. 14. Juli.

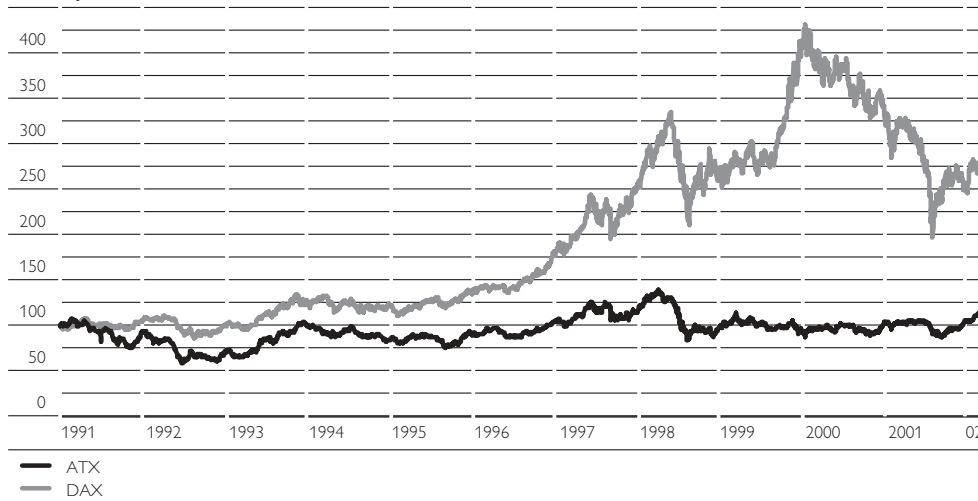
### Gute Kursentwicklung auf dem Wiener Börsenplatz

Der Wiener Börsenplatz befindet sich seit Jahresbeginn 2002 in einem Aufwärtstrend (bis Anfang Mai 2002 betrug das Wachstum des Austrian Traded Index, ATX, rund 18%). Die Kursentwicklung des ATX verlief damit asynchron zu jener der anderen europäischen Aktienmärkte.<sup>1)</sup> So war etwa die Performance des Deutschen Aktienindex (DAX) – ähnlich wie jene anderer Börsenplätze in Europa – bis Mitte Februar 2002 von Kursverlusten geprägt.

Grafik 36

#### ATX und DAX

Index: 1. Jänner 1991 = 100



Quelle: Datastream.

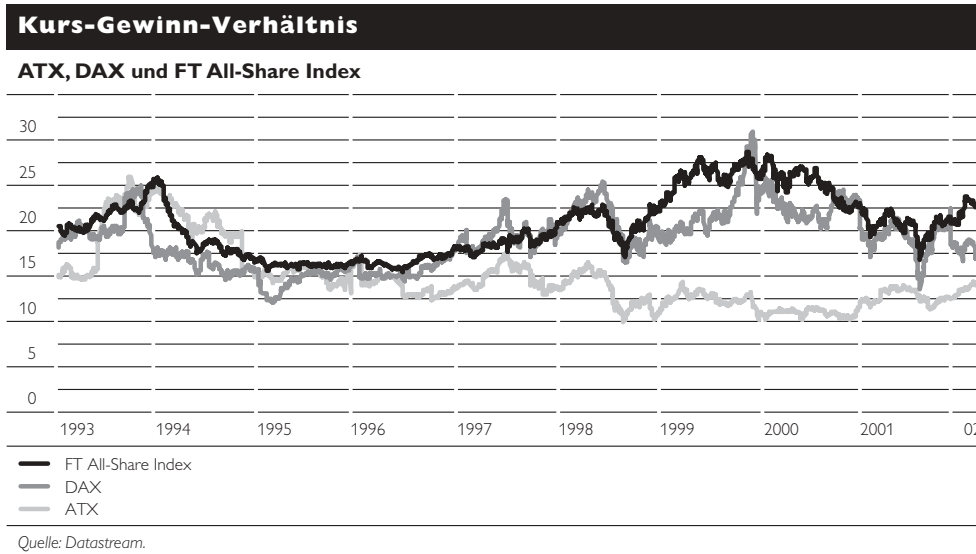
Österreich ist von der erhöhten Verunsicherung auf den Aktienmärkten, welche der Konkurs des US-Energiekonzerns Enron verursacht hat, weitgehend verschont geblieben.<sup>2)</sup> So betrug die Anzahl der Tage mit absoluten Kursveränderungen von mehr als 2% seit Beginn des Jahres 2002 bis in die erste Aprilwoche 2002 in Wien nur ein Achtel jener in Frankfurt.

Die gute Kursperformance des Wiener Börsenplatzes ist nicht unerheblich von der sektoralen Zusammensetzung des ATX getragen worden. Im ersten Quartal 2002 erzielten „zyklische“ Werte (VA Tech, Mayr-Melnhof, Flughafen Wien) die größten Kurssteigerungen.<sup>3)</sup> Zyklische Titel sind üblicherweise in

- 1 Die Wiener Börse ist auch über einen längeren Zeitraum betrachtet verhältnismäßig wenig von der Kursentwicklung auf ausländischen Börsenplätzen beeinflusst. Dies kommt in der deutlich geringeren Korrelation des ATX zu ausländischen Aktienindizes zum Ausdruck. Seit Anfang des Jahres 2000 ist die Korrelation sogar negativ bzw. die Kursentwicklung „gegenläufig“ zum internationalen Trend.
- 2 Der Konkurs des US-Energiekonzerns Enron im Dezember des Jahres 2001, der in weiterer Folge auch die Wirtschaftsprüfungsgesellschaft Arthur Andersen LLP in Mitleidenschaft gezogen hat, löste auch in Europa eine Diskussion über das Bilanz- und Prüfungssystem aus. Dies spiegelte sich in einer gestiegenen impliziten Volatilität des DAX wider.
- 3 Siehe dazu Farrell, J. L. (1983). *Guide to Portfolio Management*. New York: McGraw-Hill. Farrell unterteilt die an Börsen notierten Unternehmen in – unter anderem – zyklische Sektoren und Wachstumssektoren. Die Börsenentwicklung zyklischer Sektoren weist häufig eine starke Anbindung an den Konjunkturzyklus auf. Demgegenüber hängt die Performance von Wachstumssektoren stärker von – nicht immer fundamental gerechtfertigten – Erwartungen der Finanzmarktakteure ab.

Phasen erhöhter Marktunsicherheit der Anleger weit weniger negativ betroffen als Wachstumswerte wie etwa Telekommunikationsunternehmen, die den größten Anteil am Rückgang der europäischen Börseindizes – gemessen am DJ EURO STOXX – hatten.<sup>1)</sup> Auch im Bereich der Technologietitel entwickelte sich der Wiener Börsenplatz gegen den internationalen Trend. Die im Wachstumsindex Vienna Dynamic Index (ViDX) zusammengefassten Werte wiesen seit Jahresbeginn 2002 (bis Anfang Mai 2002) ein Wachstum von etwas mehr als 4% aus.

Grafik 37



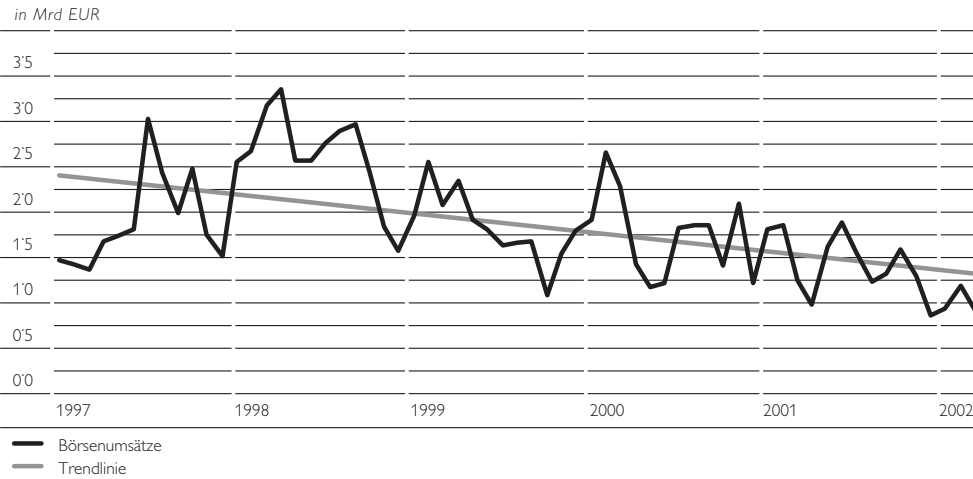
Die gute Kursperformance des ATX hat auch dazu geführt, dass das Kurs-Gewinn-Verhältnis (KGV) seit Beginn des Jahres 2002 angestiegen ist. Anfang Mai 2002 überstieg das KGV des ATX die Marke von 16 und lag damit außerhalb der Bandbreite (10 bis 15), die seit Herbst des Jahres 1998 beobachtet wird. Gegenüber anderen europäischen Börsenindizes besteht aber weiterhin Spielraum nach oben. Zum Beispiel betrug das KGV des FT ALL-Share Index in der ersten Maiwoche 2002 rund 23. Aus dieser Sicht könnte die aktuelle Kursperformance nicht als „Überbewertung“ des Wiener Börsenplatzes interpretiert werden.

Die Marktliquidität der Wiener Börse ist allerdings weiterhin gering. In den ersten drei Monaten des Jahres 2002 sind die Umsätze sogar noch zurückgegangen und betragen nur 44% jener der vergleichbaren Vorjahresperiode und 63% des durchschnittlichen Umsatzes im Jahr 2001.

1 Von den Sektoren des DJ EURO STOXX hatten die Telekommunikationstitel seit Jahresbeginn 2002 mit rund 46% den größten Kursverlust verbucht. Der Frankfurter Index für Wachstums- und Technologiewerte NEMAX wies seit Beginn dieses Jahres einen Rückgang von rund 22% auf. Rückläufige Absatzzahlen bei Mobiltelefonen und Personal Computern führten zu einem verschlechterten Investitionsklima für Technologietitel.

Grafik 38

### Umsätze von Anteilswerten auf dem Wiener Börsenplatz



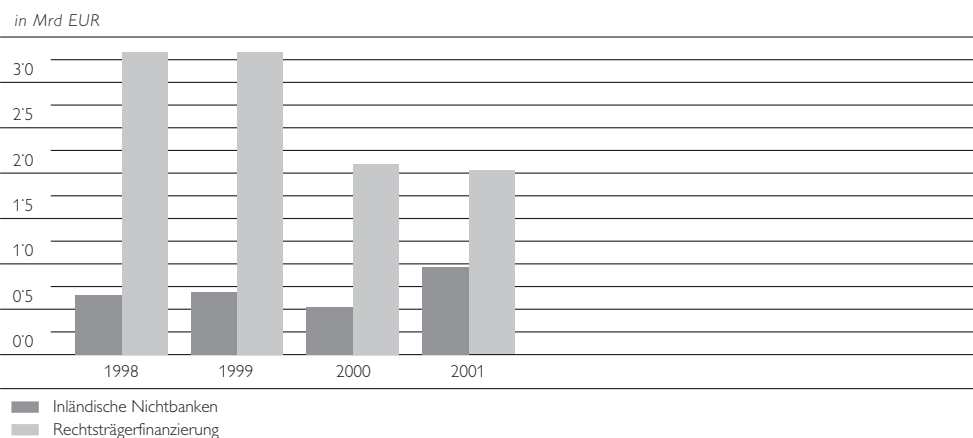
Quelle: Wiener Börse AG.

### Rentenmarkt

Der österreichische Rentenmarkt hat sich im Jahr 2001 weiter gut entwickelt. Gemäß der Emissionsstatistik der OeNB (die keine Auslandsemissionen österreichischer Emittenten enthält) betrugen die Bruttoemissionen 2001 rund 29,6 Mrd EUR. Mit einem Emissionsvolumen (brutto) von rund 14,8 Mrd EUR oder 50% des Gesamtvolumens war der Bund der wichtigste Akteur auf dem inländischen Rentenmarkt, gefolgt von den Kreditinstituten mit rund 13,8 Mrd EUR oder 47%. Die Unternehmen haben sich im Jahr 2001 verstärkt über Anleiheemissionen finanziert. Die sonstigen inländischen Nichtbanken<sup>1)</sup>

Grafik 39

### Bruttoemissionen inländischer Nichtbanken und Rechtsträgerfinanzierung des Bundes



Quelle: OeNB, Staatsschuldenausschuss.

<sup>1)</sup> Sonstige inländische Nichtbanken umfassen Emissionen der Elektrizitätswirtschaft, Industrie und sonstiger inländischer Emittenten.

begaben mit rund 960 Mio EUR (nahezu doppelt so viel wie im Jahr 2000) rund 3% des gesamten Bruttoemissionsvolumens.

Tendenziell kann davon ausgegangen werden, dass sich die direkte Inanspruchnahme des Kapitalmarktes durch österreichische Unternehmen weiter erhöhen wird, und zwar nicht nur auf dem heimischen, sondern auch auf dem europäischen Kapitalmarkt, dessen Integration rasch voranschreitet. Nach Angaben der Gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung wurden im Jahr 2000 mehr als 70% der österreichischen Unternehmensanleihen im Ausland gehalten. Außerdem muss hier berücksichtigt werden, dass der Bund seit dem Jahr 1998 Finanzierungen für Dritte durchführt, indem der öffentliche Sektor Mittel über Wertpapieremissionen aufnimmt und diese an staatsnahe Unternehmen weiterleitet („Rechtsträgerfinanzierungen“). Ende des Jahres 2001 erreichte das Volumen, das der Bund für staatsnahe Unternehmen über Anleiheemissionen aufbrachte, mit 9,6 Mrd EUR einen neuen Höchststand. Gegenüber dem Vorjahr bedeutete dies einen absoluten Zuwachs von rund 2 Mrd EUR. Der tatsächliche Anteil der nichtfinanziellen Kapitalgesellschaften am gesamten Umlauf österreichischer Emittenten ist daher deutlich höher.

# S C H W E R P U N K T T H E M E N

# 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.

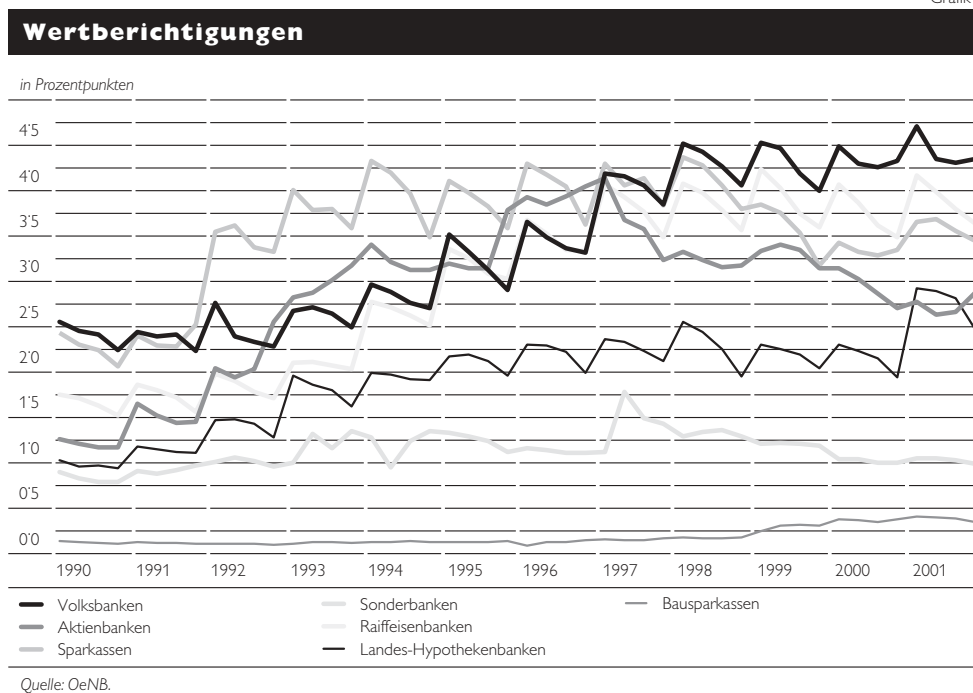
Die Alternative, also die Durchführung von Krisentests auf Makroebene, stellt die zuständigen Stellen vor die Aufgabe, die relevanten Rohdaten von den Einzelinstituten einzuholen. Damit die Daten aggregiert und verglichen werden können, müssen die Institute einheitliche Bilanzierungs- und Meldevorschriften 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 Schuldner 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 Schuldentrückzahlung 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 Nettorealposition 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

**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.

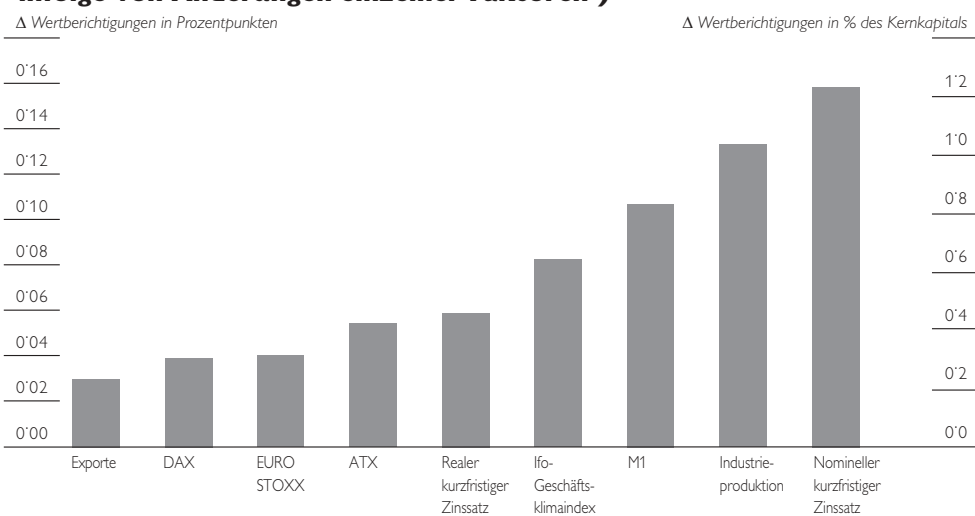
index schlägt sich in einem Anstieg des Verhältnisses der Wertberichtigungen zu den Kundenforderungen um 0'13 bzw. 0'11 bzw. 0'08 bzw. 0'06 Prozentpunkte nieder. Der Exportrückgang hat den geringsten Effekt, etwa ein Fünftel des Effekts des Rückgangs bei den kurzfristigen Nominalzinsen. Die Indikatoren 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 gemes-

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.

# Eine neue Methode zur Risikoeinschätzung von Interbankenkrediten

## Einleitung

Eine der wesentlichen Entwicklungen im Bankensektor während der letzten beiden Jahrzehnte war der Einsatz von komplexen und mächtigen Methoden des Risikomanagements. Die Ursache für diese Entwicklung ist unter anderem sicherlich darin zu suchen, dass die Banken seit den frühen Siebzigerjahren gezwungen waren, sich in einer wesentlich volatileren und dynamischeren Umgebung zurechtzufinden, als sie es aus der unmittelbaren Nachkriegsära gewohnt waren. In dieser Periode waren Währungsrisiken weitgehend bedeutungslos, die Fluktuation von Marktzinsen war äußerst gering, der Wettbewerb war durch Kartellpraktiken und Zinsregulierungen stark eingeschränkt, und der Wettbewerb durch Nichtbanken spielte keine Rolle. Nach dem Zusammenbruch des Bretton-Woods-Systems änderten sich diese Bedingungen dramatisch. Währungsrisiken spielten plötzlich eine Rolle, Zinsschwankungen nahmen Ausmaße an, die vorher unvorstellbar waren, die Aufhebung von Kapitalverkehrsbeschränkungen führte zu einer enormen Internationalisierung des Finanzsystems, und der Wettbewerb durch Nichtbanken nahm stark zu. Neue Technologien und Kommunikationstechniken machten Wettbewerbsbarrieren, die auf räumlicher Distanz und nationalen Grenzen beruhten, unbedeutend – es kam zu einer regelrechten Welle von Finanzinnovationen. In dieser Situation verstärkte sich auch der Druck auf die Banken von Seiten der Regulatoren, die sich angesichts der stetigen Ausweitung und Verfeinerung von Kapitaladäquanz-Vorschriften stark auf individuelle Risikomanagementmodelle verließen. In der Öffentlichkeit wurden diese regulatorischen Maßnahmen stets durch den Hinweis auf ihre Notwendigkeit zur Eindämmung von *systemischen Risiken* und zur Stärkung der *Stabilität des Finanzsystems* gerechtfertigt. Aber ist das Argument richtig, dass die Verbesserung von Risikomanagementmodellen und die Durchsetzung von Kapitaladäquanz-Richtlinien auf der Ebene von Einzelinstitutionen automatisch zu einer besseren Risikokontrolle auf der Ebene des Bankensystems führen?

Es gibt gute Gründe, dieses Argument in Zweifel zu ziehen. Diese liegen im Wesentlichen darin, dass die komplexen Kreditbeziehungen zwischen Banken, die durch das Liquiditätsmanagement und den Derivativhandel entstehen, auf der Ebene des Systems zu Risiken führen können, die auf der Ebene von Einzelinstitutionen nicht erfassbar sind. So ist z. B. das Gegenparteirisiko einer Bank auf der Ebene der Einzelinstitution schwer zu beurteilen, weil die gesamte Kette von Verpflichtungen und Gegenverpflichtungen nicht sichtbar wird. Es kann daher unbemerkt bleiben, dass eine einzelne Bank Teil einer Kaskade von wechselseitigen Verpflichtungen ist, in der die Risiken hoch korreliert sind. Ein weiteres Problem, auf das Hellwig (1997) hingewiesen hat, liegt in der Möglichkeit, dass ein komplexes Netzwerk von Interbankenbeziehungen zu komplizierten Fristentransformationen des Systems führt, sodass Zinsänderungsrisiken, denen das System ausgesetzt ist, auf Einzelbankebene nicht sichtbar

Helmut Elsinger,  
Alfred Lehar,  
Martin Summer<sup>1)</sup>

1 Helmut Elsinger – Universität Wien; E-Mail: [helmut.elsinger@univie.ac.at](mailto:helmut.elsinger@univie.ac.at).

Alfred Lehar – Universität Wien; E-Mail: [alfred.lehar@univie.ac.at](mailto:alfred.lehar@univie.ac.at).

Martin Summer – Oesterreichische Nationalbank; E-Mail: [martin.summer@oenb.co.at](mailto:martin.summer@oenb.co.at) (Ansprechpartner).

Die Autoren danken Ralf Dobringer, Gerhard Fiam, Bettina Kunz und Franz Partsch für die Zusammenstellung des Datensatzes und Andreas Worms, Christian Upper sowie den Teilnehmern des Workshops der Oesterreichischen Nationalbank mit der Deutschen Bundesbank für wertvolle Hinweise.

werden. Die Beurteilung des Risikos eines Bankensystems ist daher auf der Ebene von Einzelinstitutionen kaum zu leisten und macht eine Systembetrachtung erforderlich. Während einzelne Banken mit ihren Risikomanagementmethoden ihr Auslangen finden mögen, geht es für den Regulator, der an der Stabilität des gesamten Bankensystems interessiert ist, gerade und vornehmlich um eine Risikobeurteilung auf der Ebene des gesamten Bankensystems. Eine möglichst adäquate Beurteilung dieser Risiken ist aus dieser Sicht von höchster Bedeutung, da eine systemische Bankenkrise – eine Situation, in der die Finanzintermediation in hohem Ausmaß zusammenbricht – enorme volkswirtschaftliche Kosten verursacht.

Was bedeutet es aber genau, eine Risikobeurteilung auf Systemebene und nicht auf Einzelbankebene abzugeben, und wie kann so eine Beurteilung praktisch erfolgen? In einem Forschungsprojekt der Abteilung für volkswirtschaftliche Studien der Oesterreichischen Nationalbank (OeNB) in Zusammenarbeit mit dem BetriebsWirtschaftsZentrum der Universität Wien wird versucht, eine konkrete Antwort auf diese Frage zu finden.<sup>1)</sup> Unsere Fragen lauten: Wie kann – unter expliziter Berücksichtigung des Netzwerks wechselseitiger Kreditverpflichtungen – eine Beurteilung des Risikos von Interbankenkrediten auf Systemebene vorgenommen werden? Wie können bestehende Datenquellen, wie sie in Notenbanken üblicherweise vorhanden sind, optimal für diese Zwecke genutzt werden? Im Folgenden sollen die wesentlichen Resultate dieser Arbeit kurz dargestellt werden.

### **Das Modell im Überblick**

Grundbestandteil unserer Methode ist ein Netzwerkmodell des Interbankenmarktes. Unter bestimmten Annahmen über die Auflösung von Insolvenzen erklärt das Modell für eine gegebene Struktur von Interbankenverpflichtungen und für eine gegebene Struktur der übrigen Aktiva und Passiva aus dem Bankgeschäft endogen die möglichen Zahlungsströme zwischen den Banken für verschiedene zukünftige Risikoszenarien. Risikoszenarien werden durch die systematische gemeinsame Analyse von Auswirkungen von Zinsänderungen, Wechselkurs- und Aktienkursschwankungen sowie Kreditausfällen auf das Bankgeschäft entworfen. Für jedes Szenario bestimmt das Netzwerkmodell eindeutig die möglichen Interbankenzahlungen. Aus diesem Ergebnis können dann Ausfallhäufigkeiten sowie die Höhe der Verluste abgelesen werden. Das Modell ist auch in der Lage, Insolvenzen, welche sich als direkte Konsequenz der Schocks ergeben, von solchen zu unterscheiden, die erst infolge der Insolvenz anderer Institutionen im System auftreten. Die relative Bedeutung von fundamentalen Insolvenzen gegenüber Insolvenzen durch Kettenreaktionen kann somit beurteilt werden. Wir nehmen eine Einschätzung des Risikos von Interbankenkrediten auf Grund dieser Analyse vor.

Als Datenquelle dienen uns Rohbilanzdaten aus dem Monatsausweis der OeNB sowie Daten aus der Großkreditevidenz der OeNB und des Kreditenschutzverbands von 1870. Schließlich verwenden wir auch Marktdaten aus Datastream. Aus den Rohbilanzdaten schätzen wir bilaterale Interbankenpositionen ab und erhalten andere wichtige Informationen über das Aktiv- und

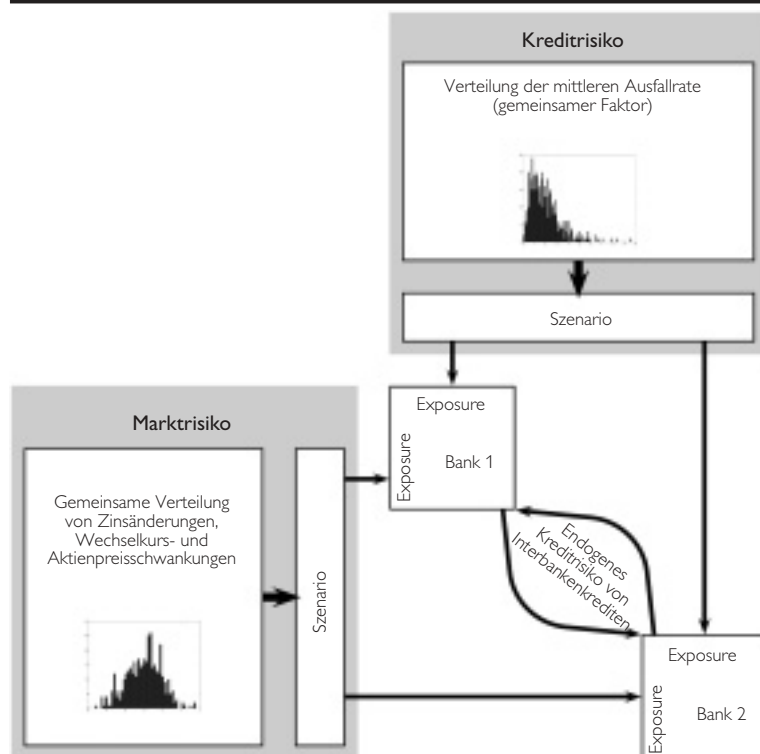
<sup>1</sup> Erste Resultate aus diesem Projekt finden sich in *Elsinger, Lehar und Summer (2002)*.

Passivgeschäft der einzelnen Institute. Die Marktdaten, die Daten aus der Großkreditevidenz und die Daten des Kreditschutzverbands von 1870 gehen in den Entwurf der Szenarien ein.

Die Modellrechnung wird für einen Querschnitt der österreichischen Kreditinstitute zum Beobachtungszeitpunkt September 2001 durchgeführt. Die Resultate aus dieser Rechnung zeigen, dass das österreichische Bankensystem sehr stabil ist und dass systemische Bankenrisiken äußerst unwahrscheinlich sind. Aus der Perspektive des Beobachtungszeitpunkts (September 2001) ist die Wahrscheinlichkeit, dass eine österreichische Bank insolvent wird, im Median kleiner als 1%. Nur ein sehr kleiner Prozentsatz aller Insolvenzen in der Modellrechnung kann als Insolvenz durch Kettenreaktionen bezeichnet werden. Die Häufigkeit von Kettenreaktionen ist klar mit der Stärke negativer Entwicklungen in den fundamentalen Risikofaktoren korreliert.

Einen Überblick über die grundsätzliche Struktur unseres Modells bietet Grafik 1.

Grafik 1



Die Grafik zeigt die Grundstruktur des Modells. Banken sind Schocks von Markt- und Kreditrisiken ausgesetzt. Das Risiko von Interbankenkrediten ergibt sich endogen durch das Netzwerkmodell.

## Das Netzwerkmodell

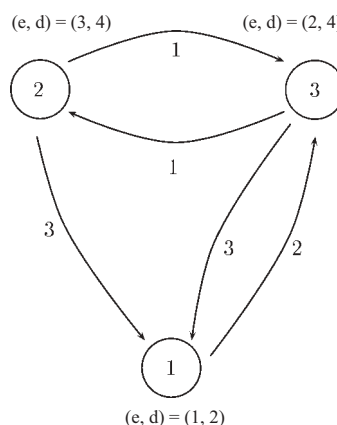
Das Netzwerkmodell, das wir zur Analyse der Interbankenbeziehungen heranziehen, wurde in der Literatur erstmals von Eisenberg und Noe (2001) eingeführt. Diese Autoren nehmen in ihrer Arbeit eine abstrakte, statische Analyse eines Clearingproblems vor. Für unsere Zwecke bauen wir dieses Modell für den Fall von Unsicherheit aus. Um die wesentlichen Ideen dieses Ansatzes zur Modellierung des Interbankennetzwerks zu illustrieren, wollen

wir uns ein stark vereinfachtes Beispiel ansehen. Hier besteht das Bankensystem aus drei Banken, deren Interbankenverpflichtungen bekannt seien. In diesem Fall könnte man sich die Forderungs- und Verbindlichkeitsstruktur als Matrix vorstellen. Sagen wir, diese Matrix sieht folgendermaßen aus:

$$L = \begin{pmatrix} 0 & 0 & 2 \\ 3 & 0 & 1 \\ 3 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

Die Zeilen dieser Matrix stellen die Verbindlichkeiten von Bank 1, Bank 2 und Bank 3 gegenüber den anderen Banken im System dar. So hat z. B. Bank 2 Verbindlichkeiten von 3 bei Bank 1 und Verbindlichkeiten von 1 bei Bank 3. Lesen wir die Matrix spaltenweise, so sehen wir die Forderungen, welche einzelne Banken gegen die anderen Banken im System haben. In der Diagonale stehen Nullen, da die Banken keine Verbindlichkeiten bei sich selbst haben. Die Gesamtverbindlichkeiten für jede Bank können wir durch eine Liste oder einen Vektor  $d = (2, 4, 4)$  darstellen.

Grafik 2



Nehmen wir an, dass das Nettoeinkommen der Banken 1, 2 und 3, welches sich außerhalb des Interbankengeschäfts aus all ihren aktiv- und passivseitigen Geschäftsfeldern ergibt, durch den Einkommensstrom  $e = (1, 3, 2)$  dargestellt werden kann. Wir können uns nun folgende Frage stellen: Sind die Banken in der Lage, alle ihre auf dem Interbankenmarkt eingegangenen Verpflichtungen zu erfüllen? Im konkreten Fall lautet die Antwort: Ja. Mit den gegebenen Einkommensströmen können alle Banken simultan ihre Zahlungsverpflichtungen erfüllen. Die Zahlungen, die zwischen den einzelnen Instituten stattfinden, sind schematisch in Grafik 2 dargestellt.

Nehmen wir an, dass Wechselkursschwankungen, Zinsänderungen oder Kreditausfälle die Positionen des Aktiv- und Passivgeschäfts, die nicht zum Interbankengeschäft gehören, in einer Weise verändern, sodass aus  $e = (1, 3, 2)$  der neue Vektor  $e = (1, 1, 1)$  wird. Sind die Banken in diesem Szenario in der Lage, ihre Verbindlichkeiten zu erfüllen? Die Antwort ist – im Gegensatz zu vorher – ein klares Nein!

Um sich das klar zu machen, ist es hilfreich, die Matrix  $L$  der Interbankenverbindlichkeiten so anzuschreiben, dass die einzelnen Einträge durch die Gesamtverbindlichkeiten normiert werden. Wir erhalten dadurch eine neue Matrix

$$\begin{pmatrix} 0 & 0 & 1 \\ \frac{3}{4} & 0 & \frac{1}{4} \\ \frac{3}{4} & \frac{1}{4} & 0 \end{pmatrix}$$

Angenommen, alle Banken würden ihre Verpflichtungen voll erfüllen, dann wäre der Nettowert aller Banken gegeben durch

$$\begin{pmatrix} 0 & \frac{3}{4} & \frac{3}{4} \\ 0 & 0 & \frac{1}{4} \\ 1 & \frac{1}{4} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2 \\ 4 \\ 4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 2 \\ 4 \\ 4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 5 \\ -2 \\ 0 \end{pmatrix}$$

Es ist zu beachten, dass wir für obige Rechnung, die normierte Verbindlichkeitsmatrix transponieren müssen, damit wir für jede Bank die Einnahmen aus dem Interbankengeschäft erhalten. Unter der Annahme, dass alle Banken ihre Zahlungsverpflichtungen voll erfüllen, hätte Bank 2 einen negativen Wert, sie wäre also insolvent. Nehmen wir also an, dass Bank 1 und Bank 2 proportional bedient werden und gleichzeitig ihre Versprechen voll erfüllen. Unter dieser Annahme erhalten wir

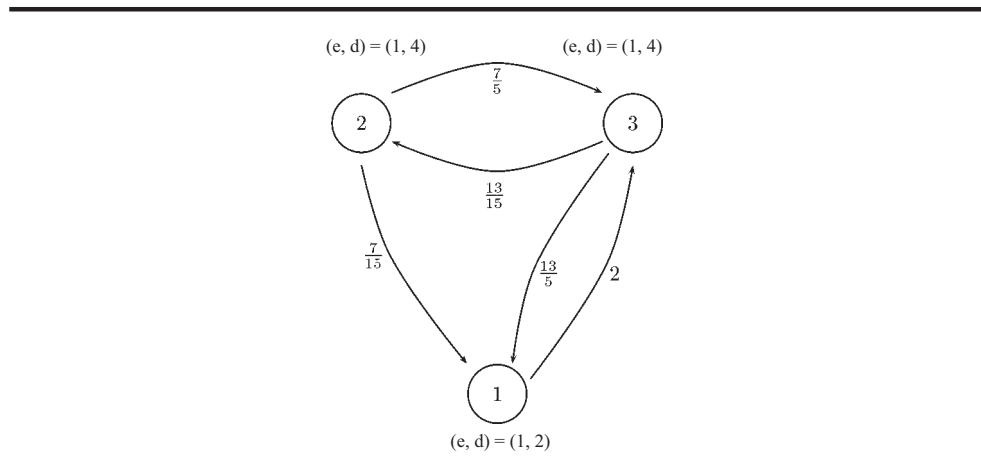
$$\begin{pmatrix} 0 & \frac{3}{4} & \frac{3}{4} \\ 0 & 0 & \frac{1}{4} \\ 1 & \frac{1}{4} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \\ 4 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1 \\ 1 \\ 1 \end{pmatrix} - \begin{pmatrix} 2 \\ 2 \\ 4 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \frac{7}{2} \\ -2 \\ -\frac{1}{2} \end{pmatrix}$$

Wir sehen nun eine interessante Konsequenz aus der Insolvenz von Bank 2. Dieses Ereignis reduziert die Ansprüche von Bank 3 auf dem Interbankenmarkt so stark, dass sie nicht mehr in der Lage ist, ihre Zahlungsverpflichtungen einzuhalten. Sie wird ebenfalls insolvent. Die Insolvenz von Bank 2 induziert also durch eine *Kettenreaktion* die Insolvenz von Bank 3.

Eine wiederholte Anwendung der in diesem Beispiel beschriebenen Insolvenzauflösungsregel durch proportionale Bedienung der Gläubiger führt schließlich zu einem Zahlungsvektor zwischen den Banken, der alle Versprechungen konsistent macht. In unserem Fall lautet dieser Zahlungsstrom  $p^* = (2.28, 15.52, 15)$ . An diesem Vektor kann man unmittelbar ablesen, dass Bank 2 und Bank 3 insolvent sind und wie hoch deren Ausfälle sind. Das Verfahren zur Berechnung der Lösung hat darüber hinaus gezeigt, dass die Insolvenz von Bank 2 die Insolvenz von Bank 3 nach sich gezogen hat. Die konsistenten Zahlungsströme lassen sich ebenfalls in einer Grafik veranschaulichen (siehe dazu Grafik 3).

In der Arbeit von Eisenberg und Noe (2001) wurde bewiesen, dass sich dieses Beispiel verallgemeinern lässt. Insbesondere kann man zeigen, dass Vektoren, welche die wechselseitigen Versprechen konsistent machen, – so genannte „clearing payment“-Vektoren – stets existieren. Sie sind weiters unter sehr schwachen Regularitätsannahmen über das Netzwerk auch eindeutig. Der

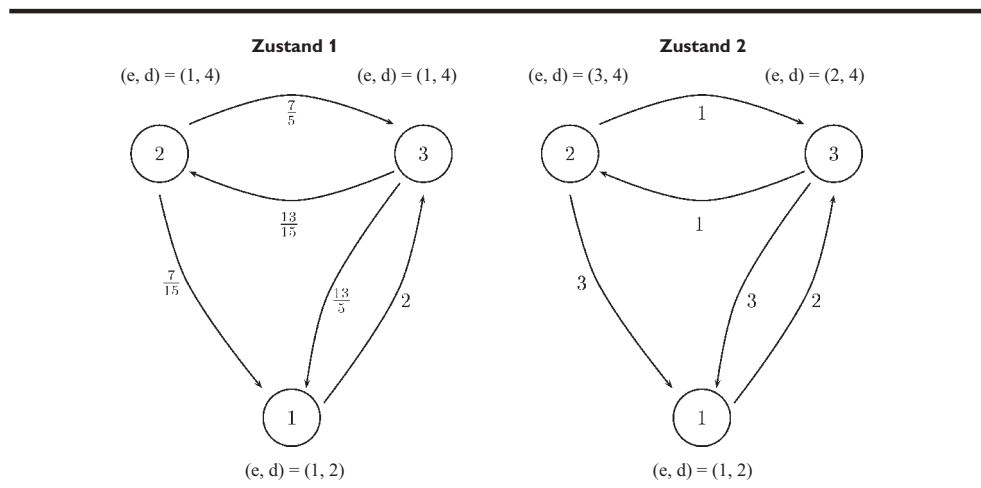
Grafik 3



im Beispiel verwendete Algorithmus, der diesen Vektor ausrechnet, konvergiert nach endlich vielen Schritten, und zwar nach maximal so vielen, wie es Banken im System gibt.

Diese Resultate erlauben es uns, eine *Szenarioanalyse* durchzuführen, da wir wissen, dass in jedem Szenario der Clearingvektor eindeutig festgelegt ist. Das legt folgende Vorgangsweise nahe: Zu einem gegebenen Beobachtungszeitpunkt werden die Rohbilanzdaten des Bankensystems erhoben, aus denen  $L$  und  $e$  ermittelt werden. Sodann werden für einen fiktiven Clearingzeitpunkt in der Zukunft – sagen wir in einem Jahr – Szenarien entworfen. Das Netzwerkmodell legt für jedes Szenario eindeutig die Zahlungsströme, und damit Ausfallhäufigkeiten, und die Höhe der Ausfälle sowie die Insolvenzen auf Grund von Kettenreaktionen fest. Durch die relativen Häufigkeiten der einzelnen Ereignisse über die unterschiedlichen Szenarien können dann Wahrscheinlichkeits-einschätzungen vorgenommen werden. Grafik 4 verdeutlicht diese Vorgangsweise anhand unseres vorangegangenen Beispiels.

Grafik 4





## Die Schätzung der bilateralen Interbankenverbindlichkeiten

Die Rohbilanz der Banken aus dem Monatsausweis der OeNB weist Forderungen und Verbindlichkeiten gegenüber anderen Kreditinstituten gesondert aus. Diese Tatsache können wir uns bei der Analyse der Monatsausweisdaten zunutze machen. Allerdings gibt diese Information wenig Aufschluss über die Struktur der *bilateralen* Forderungen und Verbindlichkeiten. Die Regeln des Meldewesens fordern von den Banken, dass Forderungen und Verbindlichkeiten zwischen Kreditinstituten auch danach gegliedert werden, ob sie gegenüber Aktienbanken, Sparkassen, Landes-Hypothekenbanken, Raiffeisenkassen, Bausparkassen, Volksbanken, Sonderbanken, dem Ausland oder der OeNB gehalten werden. In den Sektoren mit einer Organisation, die eine oder zwei Ebenen von Spitzeninstituten vorsieht, also im Sparkassen-, Raiffeisen- und Volksbankensektor, haben die Banken darüber hinaus Forderungen und Verbindlichkeiten gegenüber dem Zentralinstitut zu melden. Da sehr viele Raiffeisenbanken, Sparkassen und Volksbanken ihre Interbankenverbindlichkeiten nahezu ausschließlich mit dem Zentralinstitut halten, können wir rund 80% der Einträge in der Matrix  $L$  aus den Daten rekonstruieren. Um die restlichen Eintragungen zu rekonstruieren, müssen wir anhand einer speziellen Methode vorgehen.

Das Problem kann man sich vielleicht wiederum am besten anhand unseres Beispiels vor Augen führen. Die Datenlage erlaubt es uns nicht, die gesamte Matrix  $L$  zu beobachten. Wir sehen aus den Daten Zeilensummen bzw. Spaltensummen für die einzelnen sektoralen Unterblöcke. Wir wissen, dass die Diagonale null sein muss. Wir kennen Einzeleinträge durch unsere Kenntnis der Positionen, die einzelne Institute beim Zentralinstitut halten. Da für viele Banken die Position beim Zentralinstitut ihre einzige Interbankenposition ist, ist mit der sektoralen Zeilen bzw. Spaltensumme gleichzeitig festgelegt, dass alle anderen Zeilen- bzw. Spalteneinträge null sein müssen. Auf unser Beispiel umgelegt, haben wir es mit einer Situation zu tun, in der wir anstelle der Matrix  $L$  folgende Beobachtung machen:

	1	2	3	
1	0	$x$	$x$	2
2	$x$	0	$x$	4
3	$x$	$x$	0	4
	6	1	3	10

Aus dieser Tabelle kennen wir Spalten- und Zeilensummen sowie die Diagonaleinträge. Über die anderen Einträge können wir zunächst nichts sagen.

Dieses Problem der Rekonstruktion von Tabellen ist ein Standardproblem der angewandten Mathematik und taucht in zahlreichen Kontexten auf. Der bekannteste Anwendungsfall aus der Ökonomie ist vielleicht die Input-Output-Rechnung. Hier geht es darum, aus der vergangenen Input-Output-Tabelle und den aktuellen aggregierten Informationen die neue Tabelle zu schätzen.

Das Verfahren, das wir in diesem Zusammenhang zur Anwendung bringen, heißt *Entropiemaximierung* und kann folgendermaßen beschrieben werden: Das

Verfahren versucht, die Masse aus den Zeilen- und Spaltensummen in einer solchen Weise auf die Zellen aufzuteilen, dass die Summenbedingungen eingehalten werden und dass größtmögliche Konsistenz mit der A-priori-Information über die unbekanntes Zelleinträge gewahrt wird. Die formalen Details sind in Elsinger, Lehar und Summer (2002) genauer beschrieben. Für den Zweck dieser Darstellung begnügen wir uns damit, anhand des Beispiels zu zeigen, wie dieses Verfahren die Matrix befüllt.

$$L = \begin{pmatrix} 0 & 0.443637 & 1.55456 \\ 2.55452 & 0 & 1.445441 \\ 3.44548 & 0.556363 & 0 \end{pmatrix}$$

Im Gegensatz zu unserem hier gewählten Illustrationsbeispiel sind die Daten, die wir aus dem Monatsausweis erhalten, nicht konsistent. Das ist auch nicht weiter verwunderlich, da auf Grund von Abgrenzungsproblemen bei der Meldung durch Irrtümer und auf Grund anderer Umstände die Bilanzidentitäten nicht *exakt* erfüllt sind. Zur Schätzung der Matrix ist natürlich eine exakte Einhaltung dieser Identitäten notwendig, da es keine Rolle spielen darf, in welcher Reihenfolge die Matrixeinträge summiert werden. Zurzeit experimentieren wir mit Hilfe verschiedener Methoden, mit diesen Diskrepanzen umzugehen. Für die vorliegende Rechnung haben wir in jedem Sektor eine artifizielle Bank eingeführt, die etwaige Diskrepanzen in den Bilanzidentitäten auffängt.

### Die Erzeugung von Szenarien

Die Szenarien, die wir betrachten, werden durch die Exposition von unterschiedlichen Bilanzpositionen gegenüber Risikofaktoren erzeugt. In jedem Szenario haben Banken Gewinne bzw. Verluste aus Markt- und Kreditrisiken. Während Schocks auf alle Bilanzpositionen, die nicht dem Interbankengeschäft zuzurechnen sind, exogen erfolgen, ergibt sich das Interbankenkreditrisiko endogen durch das Netzwerkmodell. Tabelle 1 stellt die Bilanzpositionen dar und zeigt schematisch, welchen Risiken die einzelnen Positionen in unserer Analyse ausgesetzt sind.

Tabelle 1

Risiken nach Bilanzpositionen			
	Zinsen/Aktien	Kreditrisiko	Wechselkursrisiko
<b>Aktiva</b>			
Schuldtitle öffentlicher Stellen	Ja <sup>1)</sup>	Nein	Ja <sup>1)</sup>
Forderungen an Kreditinstitute	Ja <sup>1)</sup>	Endogen durch Netzwerkmodell	Ja <sup>1)</sup>
Forderungen an Kunden (Nichtbanken)	Ja <sup>1)</sup>	Kreditrisikomodell	Ja <sup>1)</sup>
Schuldverschreibungen	Ja <sup>1)</sup>	Nein <sup>2)</sup>	Ja <sup>1)</sup>
Aktien	Ja <sup>1)</sup>	Nein	Ja <sup>1)</sup>
Sonstige Aktiva	Nein	Nein	Nein
<b>Passiva</b>			
Verbindlichkeiten gegenüber Kreditinstituten	Ja <sup>1)</sup>	Endogen durch Netzwerkmodell	Ja <sup>1)</sup>
Verbindlichkeiten gegenüber Kunden (Nichtbanken)	Ja <sup>1)</sup>	Nein	Ja <sup>1)</sup>
Verbriefte Verbindlichkeiten	Ja <sup>1)</sup>	Nein	Ja <sup>1)</sup>
Sonstige Passivposten	Nein	Nein	Nein

Um exogene Schocks zu modellieren, wählen wir einen klassischen Ansatz des Risikomanagements. Szenarioverluste oder Gewinne, die auf Marktrisiken zurückzuführen sind, werden mit Hilfe einer historischen Simulation durchgeführt, während Kreditverluste durch ein Kreditrisikomodell abgebildet sind. Bei der historischen Simulation werden vergangene Realisationen von Zinsen, Wechselkursen und Aktienkursen als empirische Verteilung aufgefasst, und aus dieser gemeinsamen Verteilung werden Marktszenarien gezogen. Die historische Simulation verlangt einige indirekte Überlegungen und die Anwendung einiger Approximationen, da nicht alle Informationen direkt aus den Monatsausweisdaten ablesbar sind. Dies betrifft etwa Abschätzungen von Änderungen in der Zinsstruktur. Genauere Details sind in Elsinger, Lehar und Summer (2002) ausführlich dargestellt.

Während wir für Marktrisiken direkt auf Datenzeitreihen aus Datastream zurückgreifen können, ist eine solche Vorgangsweise für Kreditausfälle nicht möglich. Wir versuchen daher, Kreditausfälle durch ein Standard-Kreditrisikomodell abzubilden. Wir verwenden für diesen Zweck CreditRisk+ (Credit Suisse, 1997), das wir allerdings dahingehend anpassen müssen, dass wir es nicht mit dem Kreditportfolio einer einzelnen Bank, sondern mit einem System von Kreditportfolios zu tun haben.

Was das Kreditrisikomodell – grob gesprochen – macht, ist Folgendes. Es berücksichtigt, dass alle Banken sowohl von aggregierten als auch von ideosynkratischen Schocks auf ihr Kreditportfolio betroffen sind. Das Kreditrisikomodell verlangt als Input für jede Bank die durchschnittliche Ausfallhäufigkeit ihres individuellen Kreditportfolios sowie die Standardabweichung dieser Häufigkeit. Mit diesen Parametern kann für jede Bank eine Kreditverlustverteilung berechnet werden, aus der dann die Kreditausfälle für jedes Szenario gezogen werden.

Diese Daten können natürlich nur näherungsweise abgeschätzt werden. Wir teilen zunächst den Gesamtbilanzposten Forderungen an Kunden (Nichtbanken) gemäß den Daten der Großkreditevidenz auf verschiedene in dieser Statistik ausgewiesene Industriezweige auf. Das residuale Kreditvolumen teilen wir einem generellen Posten zu. Da wir auch die Anzahl der Großkredite in den einzelnen Branchen wissen, kennen wir für die einzelnen Industriezweige die Anzahl der Kredite und deren durchschnittliches Volumen. Auf Grund der Daten des Kreditschutzverbands von 1870 können wir dann jedem dieser Kredite in den verschiedenen Branchen eine geschätzte Ausfallhäufigkeit und deren Standardabweichung zuordnen. Für den anderen Teil des Kreditvolumens, der sich nicht durch die Großkreditevidenzdaten zuordnen lässt, nehmen wir Näherungen aus Durchschnitten unserer vorhandenen Daten. Mit diesem Verfahren können wir die gewünschten Parameter für die einzelnen Kreditportfolios bilden und damit für jede Bank eine Kreditverlustverteilung ausrechnen. Aus dieser werden dann Kreditausfallszenarien gezogen. Die formalen Details dieses Verfahrens sind in Elsinger, Lehar und Summer (2002) dargelegt.

Die Kombination von historischer Simulation und Kreditrisikomodell ermöglicht es nun, Szenarien zu generieren. In jedem Szenario legt das Netzwerkmodell fest, was die Konsequenz der Schocks für die möglichen Zahlungen auf dem Interbankenmarkt ist.

## Resultate für Österreich

Die folgenden Resultate stammen aus einer Modellrechnung für den Beobachtungszeitpunkt September 2001. Wir haben für diese Rechnung 10.000 Szenarien generiert. Auf Grund der Rechnung lässt sich Folgendes sagen:

### Insolvenzhäufigkeiten

Tabelle 2 zeigt verschiedene Quantile der Insolvenzwahrscheinlichkeiten, die sich aus der Modellrechnung ergeben. Diese berechnet für jede der 908 Banken in unserem Datensatz die Insolvenzwahrscheinlichkeit über die 10.000 Simulationsszenarien. Im nächsten Schritt werden die Banken nach ihrer Ausfallwahrscheinlichkeit aufsteigend sortiert. Daraus berechnen wir die Kennzahlen, die in Tabelle 2 zu sehen sind. Nehmen wir z. B. die letzte Zeile, welche sich auf das gesamte Bankensystem bezieht: In der Spalte „10%-Quantil“ sehen wir, dass die „besten“ 10% der Banken eine Ausfallwahrscheinlichkeit von 0% haben. Sie werden also in keinem der 10.000 Szenarien insolvent. Die Spalte „Median“ zeigt, dass 50% der Banken in weniger als 0,73% der Szenarien insolvent werden. In der letzten Spalte – „90%-Quantil“ – sehen wir, dass nur 10% der Banken eine Konkurswahrscheinlichkeit von mehr als 5,52% haben. Diese Kennzahlen werden in Tabelle 2 auch für die einzelnen Sektoren ausgewiesen und sind in derselben Weise zu lesen. Man sieht, dass ein überwiegender Teil der Banken als sehr sicher eingeschätzt werden kann.

Tabelle 2

### Insolvenzwahrscheinlichkeiten nach Sektoren

	10%-Quantil	Median	90%-Quantil
	in %		
Aktienbanken	0'00	0'06	2'39
Sparkassen	0'00	0'19	2'34
Landes-Hypothekenbanken	0'00	0'17	0'61
Raiffeisenbanken	0'09	0'98	6'33
Volksbanken	0'12	0'48	7'16
Bausparkassen	1'21	3'35	7'18
Sonderbanken	0'00	0'00	0'61
Gesamtes Bankensystem	0'00	0'73	5'52

Quelle: OeNB, eigene Berechnungen.

### Höhe der Verluste

Bei der Einschätzung des Kreditrisikos ist natürlich nicht nur die Häufigkeit der Insolvenzen, sondern auch die Höhe der Verluste wichtig. Das Netzwerkmodell erlaubt eine endogene Bestimmung der Ausfallhöhe. Wir berechnen für jede Bank im Insolvenzfall den Anteil ihrer Verbindlichkeiten, der noch bedient werden kann. Über diese Anteile bilden wir für jede Bank einen Durchschnitt und sortieren die Resultate aufsteigend. Nehmen wir in Tabelle 3 z. B. wieder die letzte Zeile, welche das gesamte Bankensystem beschreibt: 10% der insolventen Banken fallen für ihre Gegenparteien vollständig aus. 50% der insolventen Banken können ihre Interbankenverbindlichkeiten durchschnittlich nur zu weniger als 53,31% erfüllen. Schließlich gibt es 10%, die im Insolvenzfall mehr als 90,8% ihrer Verbindlichkeiten erfüllen können. Tabelle 3 weist diese Rückzahlungsquoten („recovery rates“) auch nach Sektoren gegliedert aus.

Tabelle 3

### Rückzahlungsquoten nach Sektoren

	10%-Quantil	Median	90%-Quantil
	in %		
Aktienbanken	0'00	57'80	92'30
Sparkassen	24'45	78'03	92'90
Landes-Hypothekenbanken	34'31	42'70	87'06
Raiffeisenbanken	0'00	51'42	90'35
Volksbanken	1'46	53'74	85'94
Bausparkassen	0'00	0'00	25'79
Sonderbanken	0'00	2'64	98'12
Gesamtes Bankensystem	0'00	53'31	90'80

Quelle: OeNB, eigene Berechnungen.

### Systemische Stabilität

Ein Regulator, der das Risiko der Banken auf Systemebene einschätzen will, kann aus den Simulationsergebnissen einige interessante Dinge lernen. Bankinsolvenzen können als direkte Folge der Schocks auftreten (fundamentale Insolvenz), aber auch deshalb, weil andere Banken insolvent werden (Kettenreaktion). Der Algorithmus, mit dem wir den Clearingvektor berechnen, gibt uns diesbezüglich die Möglichkeit, beide Fälle auseinander zu halten.

Insolvenzen, die nicht als Folge einer Kettenreaktion auftreten, zeigen sich durch einen negativen Wert der Bank in der ersten Iteration des Verfahrens. Banken, deren Wert erst in weiteren Iterationsschritten negativ wird, werden insolvent als Folge der Insolvenz anderer Institutionen im System. Diese Fälle können als Insolvenzen auf Grund von Kettenreaktionen angesehen werden. Diese Risiken sind z. B. für eine Bankenaufsicht, welche auf Einzelinstitutionsebene agiert, nicht sichtbar.

Tabelle 4 zeigt die Resultate der Simulationsrechnung. Die Tabelle ist folgendermaßen zu lesen. Der Eintrag 0'075 in der Zeile „11–20“ und der Spalte „1–10“ zeigt z. B., dass die Wahrscheinlichkeit, dass zwischen 11 und

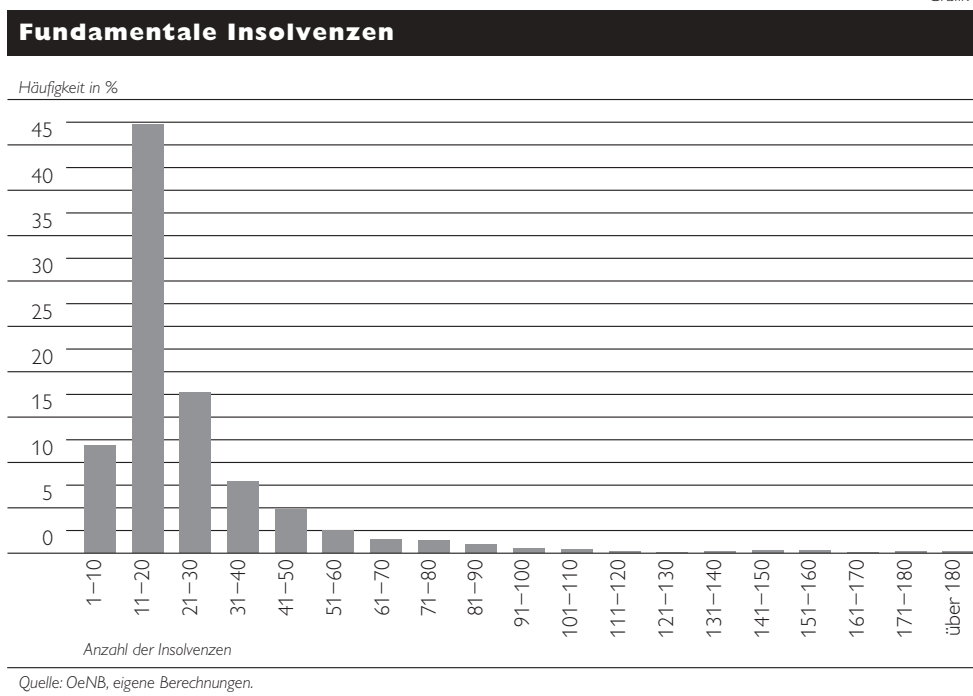
Tabelle 4

### Fundamentale Insolvenzen und Insolvenzen durch Kettenreaktion

Anzahl der fundamentalen Insolvenzen	Insolvenzen durch Kettenreaktion				
	0	1–10	11–20	21–30	mehr als 31
	in %				
1–10	11'784	0'011	0'000	0'000	0'000
11–20	46'877	0'075	0'000	0'000	0'000
21–30	17'557	0'022	0'000	0'000	0'000
31–40	7'838	0'097	0'000	0'000	0'000
41–50	4'795	0'054	0'000	0'000	0'000
51–60	2'441	0'183	0'000	0'000	0'000
61–70	1'484	0'215	0'000	0'000	0'000
71–80	1'365	0'204	0'000	0'000	0'000
81–90	0'892	0'215	0'000	0'000	0'000
91–100	0'516	0'237	0'011	0'000	0'000
101–110	0'398	0'151	0'000	0'000	0'000
111–120	0'204	0'172	0'011	0'000	0'000
121–130	0'065	0'108	0'022	0'000	0'000
131–140	0'194	0'097	0'032	0'000	0'000
141–150	0'323	0'065	0'000	0'000	0'000
151–160	0'258	0'065	0'011	0'022	0'000
161–170	0'065	0'065	0'000	0'000	0'000
171–180	0'108	0'000	0'000	0'032	0'011
über 180	0'183	0'290	0'043	0'140	0'097
Summe	97'345	2'322	0'129	0'194	0'108

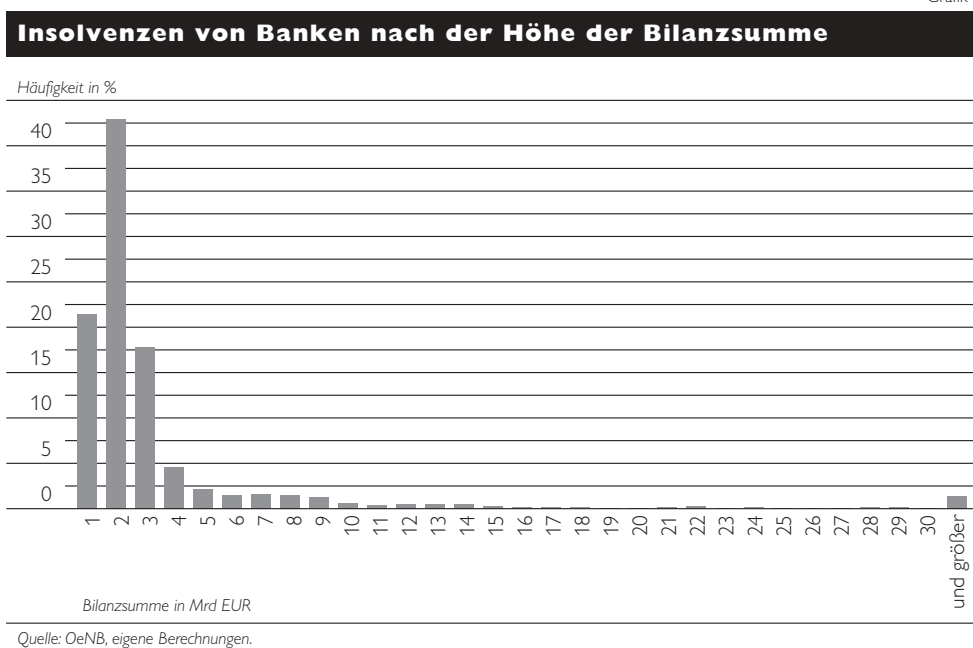
Quelle: OeNB, eigene Berechnungen.

Grafik 5



20 Banken als direkte Folge von Schocks insolvent werden und 1 bis 10 weitere Banken in die Insolvenz mitreißen, 0,075% beträgt. Aus der letzten Zeile der Tabelle geht hervor, dass der überwiegende Anteil der gesamten Insolvenzen, nämlich rund 97%, als fundamental klassifiziert werden kann, und nur ein sehr geringer Teil, nämlich rund 3%, der kettenreaktionsartigen Ausbreitung von Insolvenzen im System zugeschrieben werden kann.

Grafik 6



Die erste Spalte in Tabelle 4 – die Anzahl fundamentaler Insolvenzen – kann auch in einem Histogramm dargestellt werden (siehe dazu Grafik 5). Wenn man die Häufigkeit von Bankinsolvenzen über alle Szenarien betrachtet, sieht man, dass eine größere Bankenkrise sehr unwahrscheinlich ist.

Was Grafik 5 allerdings nicht zeigt, ist die Größe der insolventen Banken. Für ein Bankensystem kann eine Situation, in der wenige große Banken insolvent werden, viel bedrohlicher sein als Situationen, in denen viele kleine Banken in Schwierigkeiten geraten. Um diese Frage zu analysieren, berechnen wir abschließend die gesamten Bilanzsummen der insolventen Banken für jedes Szenario. Die Grafik 6 zeigt, dass die Bilanzsummen der insolventen Banken relativ gering sind und daher kleine Banken eine relativ höhere Wahrscheinlichkeit haben, insolvent zu werden.

### **Schlussfolgerungen**

Wir haben eine neue Methode zur Einschätzung des Risikos von Interbankenkrediten vorgestellt und diese Methode auf einen österreichischen Datensatz angewendet. Die Innovation besteht einerseits darin, dass sie eine Risiko-beurteilung auf Systemebene anstatt auf Einzelinstitutionsebene vornimmt und andererseits aufzeigt, wie bestehende, in Notenbanken üblicherweise vorliegende Datenquellen zu diesem Zweck genutzt werden können. Wir sehen drei wesentliche Vorteile eines solchen Ansatzes:

Erstens macht die Systembetrachtung versteckte Expositionen gegenüber aggregierten Risiken sichtbar, die für eine Bankenaufsicht, die sich nur auf Einzelbankebene bewegt, unsichtbar bleiben müssen. Die Methode kann Risiken auf Grund von fundamentalen Schocks von Risiken, die sich aus der Gefahr von Kettenreaktionen ergeben, unterscheiden. Zweitens kann unsere Betrachtungsweise dazu beitragen, die zur Zeit sehr auf die Verfeinerung von Kapitaladäquanz-Richtlinien fixierte Regulierungsdebatte mehr auf die fundamentale Frage zu richten, wie es um die gesamtökonomische Risikoallokation bestellt ist und welchen Anteil des aggregierten Risikos das Bankensystem eigentlich trägt. In dieser Diskussion könnte unser Modell eine nützliche Rolle dahingehend spielen, dass sich in ihm leicht eine Vielzahl von Wenn-dann-Fragen analysieren lässt. Schließlich ist das Modell so angelegt, dass es versucht, so weit wie möglich auf bereits existierende Datenquellen zurückzugreifen. Auch wenn diese Daten nicht ideal sein mögen, so hoffen wir doch, dass unsere Arbeit zeigt, dass wir vor der Aufgabe einer Risikobeurteilung auf Systemebene nicht resignieren müssen. Im Zuge der Erfahrungen, die wir in diesem Prozess gewinnen werden, schärft sich möglicherweise auch der Blick dafür, was die wirklich essenziellen Informationen sind, die zur Beurteilung der Stabilität des Bankensystems erforderlich sind.

Wir hoffen, dass sich diese Ideen für Regulatoren und Zentralbanken als nützlich erweisen werden, indem sie einen praktikablen Weg aufzeigen, bestehende Datenquellen für die Analyse von systemischen Risiken einzusetzen. Wir hoffen aber auch, dass diese Ideen einen nützlichen Beitrag zur akademischen Debatte über den Systemzugang zur Bankenaufsicht leisten können.

### **Literaturverzeichnis**

- Credit Suisse (1997).** CreditRisk+: A Credit Risk Management Framework. Credit Suisse Financial Products.
- Elsinger, H., Lehar, A. und Summer, M. (2002).** The Risk of Interbank Credits: A New Approach to the Assessment of Systemic Risk. Working Paper (in Vorbereitung).
- Eisenberg, L. und Noe, T. (2001).** Systemic Risk in Financial Systems. In: Management Science, 47, 236–249.
- Hellwig, M. (1997).** Systemische Risiken im Finanzsektor. In: Duwendag, D. (Hrsg.), Finanzmärkte im Spannungsfeld von Globalisierung, Regulierung und Geldpolitik. Duncker & Humblot, Berlin.



# Einflussfaktoren auf Börseneinführungen: Eine europäische Paneldatenanalyse

## I Einleitung

Luise Breinlinger,  
Evgenia Glogova

Vor dem Hintergrund traditionell bankendominierter Finanzsysteme in den kontinentaleuropäischen Ländern (vorwiegend institutionell bedingt) spielt die Fremdkapitalfinanzierung eine wichtigere Rolle als die Eigenkapitalfinanzierung, weshalb der Verschuldungsgrad der Unternehmen auch relativ hoch ist. Die Kapitalstruktur einer Gesellschaft beeinflusst wiederum die Konkurswahrscheinlichkeit: je höher der Verschuldungsgrad, desto höher ist auch das Konkursrisiko. Da der Verschuldungsgrad eines Unternehmens im Zuge einer Börseneinführung tendenziell sinkt, wie eine Reihe empirischer Studien für Europa belegen (siehe z. B. Pagano et al., 1998), können Börseneinführungen (Initial Public Offerings, IPOs) als konkursrisikoverringern angesehen werden, weil durch sie die Eigenkapitalausstattung verbessert bzw. der Verschuldungsgrad reduziert wird. Diese Verringerung des Konkursrisikos, besonders im Zusammenhang mit einer potenziellen Systemrelevanz von Unternehmen, die an die Börse gehen, kann sich auf die Finanzmarktstabilität insgesamt positiv auswirken, da die Banken vom geringeren Kreditrisiko profitieren und die Gesellschaften insofern mehr Handlungsspielraum gewinnen sollten, als die Restriktionen, unter denen sie ihre Unternehmensstrategien optimieren müssen, durch die Börseneinführung eigentlich geringer werden sollten. Studien über Börseneinführungen haben sich in der Vergangenheit überwiegend auf die Unterbewertung bei Erstemissionen sowie die Underperformance der ausgegebenen Aktien konzentriert. Vergleichsweise gering ist hingegen vor allem die empirische Literatur zur Frage, warum und wann Unternehmen an die Börse gehen und welche Folgen Börseneinführungen in der Regel haben, wobei diese Unterscheidung schwer zu treffen ist. Wenn man bedenkt, welche beträchtlichen Implikationen IPOs unternehmensintern wie -extern haben, ist dies eigentlich erstaunlich; die Tendenz zur Verringerung des Verschuldungsgrads ist ja nur ein Aspekt, wenn auch der Schwerpunkt dieser Studie. Dass außerdem viele Studien auf den US-amerikanischen Markt fokussiert sind, ist ein Grund mehr, die weitgehend unterschiedliche IPO-Kultur in Europa näher zu untersuchen.

Eine detaillierte Behandlung dieses Themas auf Mikroebene (der Unternehmensebene) findet sich bei Pagano et al. (1998). Die Autoren untersuchen eine umfassende Menge italienischer Unternehmensdaten und leiten Bestimmungsfaktoren für den Gang an die Börse einerseits von Unternehmenscharakteristika („Ex-ante-Einflussfaktoren“) und andererseits von den Konsequenzen ab, die Börseneinführungen für das Investitions- und Finanzverhalten von Unternehmen haben. Ob unabhängige Unternehmen (im Gegensatz zu Tochterunternehmen) an die Börse gehen, hängt laut Pagano et al. erstens hauptsächlich von der Unternehmensgröße ab (je größer die Gesellschaft, desto höher die Wahrscheinlichkeit, dass sie an die Börse gehen wird) und zweitens vom branchenspezifischen Verhältnis des Kurswerts zum Buchwert. So ist eine typische italienische Firma zum Zeitpunkt ihrer Börseneinführung achtmal so groß und sechsmal so alt wie ihr amerikanisches Pendant. Im Hinblick auf die Konsequenzen für das Investitions- und Finanzverhalten kommen die Autoren für italienische IPOs zu folgender Hauptschlussfolgerung: Erstens verbilligt die Börseneinführung die Fremdkapitalaufnahme, und zweitens nutzen die Gesellschaften IPOs eher zur Bilanzkonsolidierung nach einer starken Investitions-

und Wachstumsphase als zur Finanzierung nachfolgender Investitionen bzw. von Wachstum generell. In den USA hingegen ist bei Gesellschaften nach der Börseneinführung in der Regel ein intensiver Wachstumsprozess auszumachen.

Es gibt auch relativ wenige Studien, in denen, sei es auch nur am Rande, eine makroökonomische Analyse der Einflussfaktoren auf eine Börseneinführung durchgeführt wird. Loughran et al. (1994) allerdings untersuchen das Timing von Börseneinführungen anhand eines Datensatzes für 15 Länder und modellieren die Zahl der Erstemissionen im Verhältnis zu inflationsbereinigten Aktienkursindizes sowie zur Wachstumsrate des Bruttonationalprodukts (BNP). Die Ergebnisse spiegeln einen positiven Zusammenhang zwischen Börseneinführungen und dem Kursniveau wider, aber keine Korrelation mit der Konjunkturerwicklung. Auf Basis von Daten zu elf europäischen Ländern für den Zeitraum 1980 bis 1989 (im Fall Schwedens für den Zeitraum 1970 bis 1991) führten Rydqvist und Högholm (1995) ebenfalls eine Länder-Querschnittsanalyse durch, wobei sie die Zahl der Börseneinführungen separat unter anderem auf das BNP-Wachstum und relative Änderungen im Aktienkursniveau regressierten. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass nicht zeitverzögerte Aktienkursrenditen einen signifikanten Erklärungswert für Börseneinführungen haben. Hingegen ergibt sich für das BNP-Wachstum über die ganze Bandbreite des europäischen Samples kein signifikanter Erklärungswert für IPOs. Im Einklang mit den oben skizzierten Resultaten zeigen weitere Ergebnisse, dass die durchschnittliche europäische Gesellschaft zum Zeitpunkt ihrer Börseneinführung bereits ziemlich alt ist (über 40 Jahre beim untersuchten Datensatz); außerdem bezwecken die ursprünglichen Eigentümer mit dem Gang an die Börse meistens eher eine Portefeuilleumschichtung als die Finanzierung von Investitions- oder Wachstumsplänen. Aus einer empirischen Studie über Deutschland (Ljungqvist, 1995) geht hervor, dass Unternehmen verstärkt dann an die Börse gehen, wenn der Aktienindexstand hoch und das Wirtschaftsklima günstig ist. Dies geschieht tendenziell nach Phasen, in denen IPOs stark unterbewertet durchgeführt wurden. Rees (1997) schließlich untersucht anhand britischer Daten, was Unternehmen zum Gang an die Börse bewegt. Die Ergebnisse deuten ebenfalls darauf hin, dass sowohl die Zahl als auch der Wert der Erstemissionen signifikant positiv mit dem Kursniveau auf den Aktienmärkten sowie mit der Einführung des Unlisted Securities Market im Vereinigten Königreich korreliert sind; was die Zahl der Börseneinführungen betrifft, so ist auch eine signifikant positive Korrelation mit einem Indikator für den Konjunkturzyklus auszumachen. Kein signifikanter Zusammenhang lässt sich hingegen für das Zinsniveau feststellen.

Zweck dieser Studie ist, die Erklärungskraft ausgewählter makroökonomischer Faktoren für Börseneinführungen zu untersuchen, um Muster in den kontinentaleuropäischen IPOs zu identifizieren; deshalb ist der Datensatz auch auf diese Region beschränkt. Unser Datensatz besteht aus jährlichen Beobachtungen der Erstemissionsvolumina in sechs kontinentaleuropäischen Ländern innerhalb eines Zeitraums von 18 Jahren (1980 bis 1997). Auf Grund des Strukturwandels an den europäischen Börsen in den letzten Jahren endet unser Untersuchungszeitraum mit dem Jahr 1997. Die letzten Jahre als Periode des Aktienbooms trotz überhöhter Aktienbewertungen und entsprechender Anpassungen im Finanzierungsverhalten der Unternehmen, gefolgt von starken

Kurskorrekturen, einem Vertrauensschwund bei den Anlegern und, als eine unvermeidbare Konsequenz, letztlich von einer erneuten Anpassung des Börseneinführungsmusters, dürften als eine Übergangsphase anzusehen sein. Demnach sollte die jüngste gewissermaßen konsolidierte Periode eine Vergleichsbasis für künftige stabilere Perioden darstellen. In eine abschließende Analyse müssen natürlich mikro- und makroökonomische Überlegungen gleichermaßen einfließen; wir haben hingegen mikroökonomische Aspekte bewusst ausgeklammert, um die Problemstellung handhabbar zu halten. Was die Zusammensetzung der Daten betrifft, so wurden bisher nach unserem Wissensstand in keiner Studie homogene Länder-Querschnittsdaten oder Länder-Querschnittsdaten zum Erstemissionsvolumen untersucht. Wir halten beide Kriterien für wichtig und haben deshalb versucht, sie entsprechend zu berücksichtigen. Schließlich ist die Homogenität der Daten die Grundvoraussetzung für das Zusammenführen der Datensätze für die einzelnen Länder. Außerdem lässt das Erstemissionsvolumen – im Gegensatz zur Anzahl der IPOs – Rückschlüsse darauf zu, wie stark der Primärmarkt zur Eigenkapitalfinanzierung tatsächlich beansprucht wurde, weil es sich dabei um monetäre Daten handelt. Zur Durchführung der Untersuchung verwenden wir Panel-datenanalysemethoden, was auf Grund der gegebenen Datenbankstruktur als statistischer Ansatz geeignet erscheint. Konkret analysieren wir die Erklärungskraft der folgenden makroökonomischen Faktoren für das jährliche Erstemissionsvolumen: Aktienindexentwicklung, Entwicklung der Spareinlagen, BIP-Wachstum und Zinsniveau.

Im Wesentlichen lässt sich folgendes Resümee ziehen: Für die Aktienindexentwicklung ergeben alle gepoolten Auswertungen signifikant positive Parameterschätzungen, während die Einzelland-Regressionen auf Basis nicht transformierter Erstemissionsvolumina tendenziell keine signifikanten Parameterschätzungen liefern; nach logarithmischer Transformation der IPO-Volumina ergeben sich hingegen für die gepoolten wie für die separaten Länderdaten durchgehend signifikante Schätzungen. Als nicht signifikant für das Volumen der Erstemissionen (und zwar in keiner der getesteten Spezifikationen) erweisen sich die Spareinlagenentwicklung und das BIP-Wachstum. Auch für das Zinsniveau war kein erkennbarer Einfluss auf Börseneinführungen ableitbar.

Diese Studie ist wie folgt gegliedert: In Abschnitt 2 werden die verwendeten Daten beschrieben, die Modelle spezifiziert und die angewandte Methodik skizziert. Die empirischen Ergebnisse werden in Abschnitt 3 vorgestellt, analysiert und interpretiert. Abschnitt 4 fasst die Studie zusammen.

## 2 Daten, Modellspezifikationen und Methodik

### 2.1 Daten

Die folgende Tabelle bietet einen Überblick über die in dieser Studie verwendeten Variablen:

<b>Abhängige Variable: Jährliche Erstemissionsvolumina</b>			
<b>(erste Differenzen oder ln)</b>			
Erklärende Variablen	Datenquelle	Berechnung	Erwartetes Vorzeichen
Aktienindexentwicklung			+
Entwicklung der Spareinlagen		Jahreswachstumsraten (bezogen auf Jahresendstände)	-
BIP-Wachstum	IFS & MEI		+
Zinsniveau		Renditen von Staatsanleihen mit 10-jähriger Laufzeit	+

*Erstemissionsvolumina:* Zur empirischen Analyse ziehen wir das jährliche Erstemissionsvolumen der einzelnen Länder in der jeweiligen Landeswährung heran, wobei sich die nationalen Volumina aus dem Kurs der Erstnotiz, multipliziert mit der Anzahl der ausgegebenen Aktien, summiert über alle Börseneinführungen pro Jahr und Land, ergeben. Wir haben diese Daten für sechs kontinentaleuropäische Staaten (Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, die Niederlande und Österreich) für einen Zeitraum von 18 Jahren (1980 bis 1997) vom jeweils wichtigsten nationalen Börsenplatz eingeholt. Die makroökonomischen Faktoren, die wir als erklärende Variablen verwenden (Aktienindexentwicklung, Entwicklung der Spareinlagen, BIP-Wachstum und Zinsniveau) sowie die Wechselkurse stammen aus der IFS-Datenbank (International Financial Statistics) bzw. der MEI-Datenbank (Main Economic Indicators). Die Aktienindexentwicklung und die Entwicklung der Spareinlagen sowie das BIP-Wachstum berechnen wir als Jahreswachstumsraten bezogen auf Jahresschlussdaten. Als Bezugsgröße verwenden wir den US-Dollar. Damit die jährliche Entwicklung der Zeitreihen nicht durch Wechselkursfluktuationen von  $DC/USD_{it}$  (Wechselkurs der Landeswährung des Landes  $i$  gegenüber dem US-Dollar im Zeitraum  $t$ ) verzerrt werden, berechnen wir den Durchschnittswert der  $DC/USD_{it}$ -Wechselkurse für den gesamten Beobachtungszeitraum und verwenden das Ergebnis ( $DC/USD_i$ ) als Umrechnungsfaktor (der für jedes Land konstant bleibt, womit die erforderliche Kontinuität gewährleistet ist).

*Aktienindexentwicklung:* Anders als Spareinlagen zählen Aktienindizes (Stand und Veränderung) zu den im Zusammenhang mit der Analyse von Börseneinführungen am stärksten untersuchten Variablen. Bisherige Studien kommen zu dem Ergebnis, dass sowohl das Aktienindexniveau (siehe etwa Loughran et al., 1994; Ljungqvist, 1995; und Rees, 1997) als auch die Aktienindexentwicklung (siehe etwa Rydqvist and Högholm, 1995) einen signifikant positiven Einfluss auf die Zahl von Börseneinführungen haben. Rees (1997), der auch monetäre Werte inkludiert, stellt ebenso fest, dass diese Faktoren einen signifikant positiven Einfluss auf das Volumen der Erstemissionen haben. Der Ansatz von Pagano et al. (1998) unterscheidet sich von jenem der zuvor genannten Studien insofern, als hier die Autoren unter anderem die Wahrscheinlichkeit von Börseneinführungen auf der Mikroebene untersuchen und

auf branchenspezifische Indikatoren abstellen; sie verwenden dabei das Verhältnis des Branchen-Kurswerts zum Branchen-Buchwert als eine erklärende Variable. Sie stellen fest, dass diese Größe einen signifikant positiven Effekt auf die Wahrscheinlichkeit von Börseneinführungen hat. Erste Analysen im Rahmen der gegenständlichen Studie lieferten jedoch zunächst ambivalente Ergebnisse: anders als bei früheren Studien ließ sich keine eindeutig signifikante Abhängigkeit des IPO-Volumens von der Aktienindexentwicklung erkennen. Somit stellte sich die Frage, ob wir im Begriff waren, im Vergleich zu bisherigen Studien teils gegenläufige Ergebnisse zu produzieren, oder ob bestimmte funktionale und interaktive Aspekte in früheren Untersuchungen unberücksichtigt geblieben waren, deren Nichtberücksichtigung zu instabilen Ergebnissen führen könnte. Nach näherer Überprüfung dieser Frage definierten wir das Problem wie folgt: Angenommen, Unternehmen richten sich beim Timing ihrer Börseneinführung nach dem nationalen Aktienindexniveau, um einen möglichst hohen Emissionskurs zu erzielen, dann entspricht das Verhalten der Akteure genau dem empirisch festgestellten signifikant positiven Einfluss des Aktienindexniveaus auf die Börseneinführungstätigkeit. Nachfrageseitig betrachtet könnte man alternativ annehmen, dass die Aktienindexrendite einen positiven Effekt auf das IPO-Volumen hat, weil das gesteigerte Gewinnpotenzial in Form höherer Renditen das Kaufinteresse nähren sollte. Bei näherer Betrachtung zeigt sich, dass erfolgreiche Bemühungen, den Zeitpunkt einer Börseneinführung im Hinblick auf den erzielbaren Aktienkurs optimal zu planen, inkompatibel sind mit einem über alle Aktienindexniveaus hinweg signifikant positiven homogenen Parameter für die Aktienindexrendite. Am deutlichsten zeigt sich das an der Tatsache, dass auf Grund dieser Kursmaximierungstendenz viele Unternehmen zum Zeitpunkt eines Börsenhochs ihre Erstemission ansetzen, wenn die Aktienrenditen schon dramatisch gesunken sind oder sogar schon negativ sind. Sogar für jene Aktienindexstände, die einen positiven Einfluss der Aktienrendite auf das Volumen der Erstemissionen aufweisen, sollte dieser Effekt bei einem niedrigen Kursniveau viel schwächer sein als bei einem hohen. Angesichts der daraus resultierenden Notwendigkeit einer differenzierten Problemstellung formulieren wir unsere Frage wie folgt: gibt es stabile Indikationen dafür, dass in hier so bezeichneten konsolidierten Phasen, also in Perioden, die nicht im Zeichen extremer positiver oder negativer Markt-Stimmungen stehen, das Jahresvolumen der Erstemissionen von der Aktienindexentwicklung abhängt?

*Spareinlagenentwicklung:* Prozentuelle Veränderungen im Stand der Spareinlagen verwenden wir als erklärende Variable, um etwaige Umschichtungen zwischen Spareinlagen und Aktienveranlagungen (hier Investitionen in IPOs) zu identifizieren und um zu ermitteln, ob ein Rückgang des einen Aggregats mit einem Anstieg des anderen einhergeht. Die Spareinlagen selbst könnten als ein Indikator für jene Mittel gesehen werden, die potenziell anders veranlagt werden könnten (z. B. Aktienkauf). Diese Überlegung zielt darauf ab, dass Spareinlagen gewissermaßen ein Finanzierungsreservoir für neue Investitionen darstellen. Je höher die liquide Geldhaltung ist, desto plausibler ist die Annahme, dass ein Teil der Mittel für andere Zwecke (in diesem Fall für den Aktienerwerb) genutzt werden können. Anders ausgedrückt, die Spareinlagen sind ein Potenzialindikator. Da jedoch nichttransformierte Spareinlagen nicht

stationär sind, müssen die verfügbaren Daten entsprechend umgeformt werden – in dieser Studie etwa in die prozentuelle Veränderung des Spareinlagenstands. Nach unserem Wissensstand erfolgt die Prüfung der Spareinlagenentwicklung als mögliche Erklärungsvariable für das IPO-Volumen erstmals in dieser Studie.

*BIP-Wachstum:* Auf den ersten Blick zeigen frühere Untersuchungen keine konsistenten Ergebnisse bezüglich der Erklärungskraft des BIP/BSP-Wachstums für Börseneinführungen. Bei näherer Betrachtung sind die Ergebnisse nur dann inkonsistent, wenn Analysen der kurzfristigen BIP/BSP-Wachstumsraten mit Analysen des langfristigen BIP-Wachstums oder von Niveauewerten verglichen werden. Die Studien von Loughran et al. (1994) sowie von Rydquist und Högholm (1995) fallen in die erste Kategorie. In beiden Fällen lässt sich kein signifikanter Einfluss des BSP-Wachstums auf die Zahl der Börseneinführungen ableiten. Die Studie von La Porta et al. (1997) ist der zweiten Kategorie zuzuordnen. Die Autoren interessieren sich zwar mehr für den Einfluss des wirtschaftlichen Umfelds (konkret für den Einfluss des jeweiligen Rechtssystems) auf die Zahl der Börseneinführungen als für den Einfluss des BIP pro Einwohner, aber die Ergebnisse ihrer Länder-Querschnittsstudie sind auch in diesem Zusammenhang sehr aufschlussreich. Es zeigt sich nämlich, dass die Qualität des Rechtsvollzugs, die stark mit dem Pro-Kopf-BIP korreliert, einen stark positiven Effekt auf die Zahl der Börseneinführungen hat. Außerdem machen die Autoren einen statistisch signifikanten Einfluss des langfristigen BIP-Wachstums (konkret des durchschnittlichen Jahreszuwachses des Pro-Kopf-BIP im Zeitraum 1970 bis 1993) auf die Börseneinführungen aus. In Ergänzung dieser vorliegenden empirischen Ergebnisse (die auf einen positiven Einfluss des langfristigen BIP-Wachstums und des BIP-Niveaus auf Börseneinführungen hindeuten, hingegen für das kurzfristige BIP keinen Einfluss ableiten lassen) wollen wir den Erklärungswert des kurzfristigen BIP-Wachstums für die Erstemissionsvolumina unseres Samples testen. Da die Anzahl der Querschnittsbeobachtungen in unserer Analyse nicht groß genug ist, konnten wir das langfristige BIP-Wachstum und das BIP-Niveau nicht als erklärende Variable verwenden.

*Zinsniveau:* Um einen repräsentativen Anhaltspunkt für die Fremdfinanzierungskosten zu haben, verwendet unsere Studie die Rendite von Staatsanleihen mit 10-jähriger Laufzeit, berechnet als Jahresdurchschnitt der zwölf Monatsbeobachtungen. Da diese Daten für Finnland nicht verfügbar waren, zogen wir ersatzweise die finnische Base Middle Rate in Erwägung. Bei näherer Betrachtung und beim Kontrollvergleich mit der finnischen Interbank Fixing 3M Offered Rate zeigte sich jedoch, dass Letztere in den späten Achtzigerjahren und frühen Neunzigerjahren bis zu 900 Basispunkte über der Base Middle Rate lag, bevor es ab dem Jahr 1993 zu einer Annäherung der beiden Zeitreihen kam. Aus diesem Grund sind die für die Zinssatzanalyse verwendeten Daten aus dem finnischen Sample – offensichtlich teilweise durch die finnische Bankenkrise bedingt – für unsere Analyse Zwecke nicht geeignet. Damit mussten wir den finnischen Datensatz letztlich aus der Zinssatzanalyse ausklammern, obwohl es interessant hätte sein können, die Jahre, in denen die beiden Zinssätze stark auseinander klafften, näher zu untersuchen, weil innerhalb der Stichprobenperiode gerade in dieser Phase die meisten finnischen Unternehmen an die Börse gingen.

## 2.2 Modellspezifikationen

Die Modelle, auf denen die hier vorgestellten Schätzergebnisse beruhen, lassen sich wie folgt spezifizieren:

$$IPO_{it} = \alpha + \beta_1 IPO_{it-1} + \beta_2 SR_{it-1} + \beta_3 SG_{it-1} + \beta_4 GDPG_{it} + u_{it} \quad I$$

wobei die Variablen wie nachstehend angeführt definiert sind (zu  $u_{it}$  siehe Abschnitt 2.3):

$$IPO_{it} = \left( \sum_{j=1}^p FLP_j * NB_j \right) (\text{in Mio}) * DC/USD_i$$

$j$  = Index der Erstemissionen für das Land  $i$  im Zeitraum  $t$

$p$  = Zahl der Börseneinführungen im Land  $i$  im Zeitraum  $t$

$FLP_j$  = Kurs der Erstnotiz des IPO  $j$

$NB_j$  = Anzahl der Aktien im IPO  $j$

$$SR_{it} = \frac{SP_{it} - SP_{it-1}}{SP_{it-1}} * 100$$

wobei:  $SP_{it}$  = Aktienindex für das Land  $i$  im Zeitraum  $t$

$$SG_{it} = \frac{SD_{it} - SD_{it-1}}{SD_{it-1}} * 100$$

wobei:  $SD_{it}$  = Höhe der Spareinlagen im Land  $i$  im Zeitraum  $t$

$$GDPG_{it} = \frac{GDP_{it} - GDP_{it-1}}{GDP_{it-1}} * 100$$

wobei:  $GDP_{it}$  = Bruttoinlandsprodukt des Landes  $i$  im Zeitraum  $t$  (in Mio)

Wir testen diese Modellspezifikation auch für die ersten Differenzen, weil die Zeitreihe der Erstemissionen – im Gegensatz zu den ersten Differenzen – nicht eindeutig stationär ist. Deswegen führen wir die Schätzungen für beide Alternativen durch.

$$\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \text{ in } \% * 100\right) = \alpha + \beta_1 \ln\left(\frac{IPO_{it-1}}{GDP_{it-1}} \text{ in } \% * 100\right) + \beta_2 SR_{it-1} + \beta_3 SG_{it-1} + \beta_4 GDPG_{it} + u_{it} \quad II$$

Die Modell-II-Spezifikation wurde gewählt, um die Erstemissionsvolumina zum BIP in Bezug zu setzen, damit Unterschiede im Volumen der Börseneinführungen, die aus der unterschiedlichen Wirtschaftsgröße der einzelnen Länder in unserem Sample resultieren, nicht durch die länderspezifischen Effekte aufgefangen werden müssen. Außerdem wollten wir unsere Annahme testen, dass die Abhängigkeit des Erstemissionsvolumens von den einbezogenen unabhängigen Variablen besser mit einem nichtlinearen (konkret einem logarithmischen) Verhältnis modelliert werden könnte. Wir testeten das Modell II jeweils mit und ohne Berücksichtigung des Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable. Nullbeobachtungen für das Erstemissionsvolumen wurden approximiert, indem  $\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \text{ in } \% * 100\right) = 0$  durch 0'00001 bzw. (zur Sensitivitätsprüfung) durch 0'0000001 ersetzt wurde – eine Approximierung, die wir für wirtschaftlich vernachlässigbar halten.

$$\Delta IPO_{it} = \alpha + \beta_1 GBY_{it} + u_{it} \quad III$$

wobei:  $GBY_{it}$  = Rendite der Staatsanleihen des Landes  $i$  im Zeitraum  $t$  in Prozent

Da wir Finnland aus dem Datensatz ausklammern mussten (siehe Abschnitt 2.1), führten wir die Zinssatzanalysen separat von den Berechnungen für Gleichung I und II durch, um eine unnötige Verkleinerung des Gesamtsamples zu vermeiden.

### 2.3 Methodik

Die Modellkoeffizienten wurden mit Hilfe von Paneldatenanalysemethoden geschätzt. Die für die Untersuchungen in dieser Studie relevanten methodischen Aspekte werden im Folgenden überblicksmäßig dargestellt. Gleichung (1) stellt ein einfaches Regressionsmodell für Paneldaten dar, das je nach verwendetem Datensatz und Analysezweck unterschiedlich spezifiziert und modifiziert werden muss:

$$y_{it} = \alpha + x_{it}^T \beta + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

wobei  $i$  die Querschnittseinheiten bezeichnet und  $t$  die Zeiteinheiten oder Zeitpunkte. Ferner sei  $\alpha$  eine skalare Größe,  $\beta$  ein  $K \times 1$  Vektor,  $x_{it}$  der  $it$ -te Beobachtungsvektor für  $K$  erklärende Variable, und  $u_{it}$  der Zufallsstörterm (für die nachfolgenden Ausführungen siehe Baltagi, 2001; Hsiao, 1990). In der Wirtschaftsforschung gelten Paneldaten als wertvolle Datensätze, weil sie einige wichtige Vorteile gegenüber konventionellen Querschnitts- oder Zeitreihendatensätzen haben. Zum einen sollte mit Paneldaten eine große Anzahl von Beobachtungen einhergehen, was zur Steigerung der Effizienz der ökonometrischen Schätzung beiträgt, weil sich die Anzahl der Freiheitsgrade erhöht und sich die Kollinearitäten zwischen den erklärenden Variablen reduzieren. Zum anderen kann man mit Hilfe von Paneldaten wirtschaftliche Fragestellungen untersuchen, die ausschließlich auf Basis von Querschnitts- oder Zeitreihendaten schwierig oder unmöglich zu analysieren sind (z. B. dynamische Effekte, präzise Schätzungen dynamischer Koeffizienten, bessere Berücksichtigung der Effekte fehlender oder unbeobachteter Variablen).

Eine Möglichkeit, die Heterogenität von Daten über Querschnittseinheiten hinweg bzw. im Zeitverlauf zu berücksichtigen, ist die Verwendung von Variable Intercepts (= variierenden Regressionskonstanten). Im Rahmen von Variable-Intercept-Modellen können entweder Individualeffekte oder Zeiteffekte oder eine Kombination von Individual- und Zeiteffekten berücksichtigt werden, um die Effekte aller außer Acht gelassenen Variablen abzubilden.<sup>1)</sup>

*Modell mit einer Fehlerkomponente (One-Way Error Component Model):* Die erste Verallgemeinerung eines Modells mit konstanten Regressionskoeffizienten (Constant-Intercept/Constant-Slope-Modell) für Paneldaten ist die Einführung von Dummyvariablen, um jenen unberücksichtigten Variablen Rechnung zu tragen, die (a) entweder spezifisch für einzelne Querschnittseinheiten sind, aber über die Zeit hinweg konstant bleiben, oder (b) spezifisch für jede Zeitperiode, aber konstant zu einem bestimmten Zeitpunkt sind – mit anderen Worten, es

1 Stimmt die Annahme nicht, dass die Regressionsparameter dieselben Werte für alle Querschnittseinheiten im Zeitverlauf annehmen, wie bei einem einzigen (konstanten) Parameterpaar der Fall wäre ( $\alpha, \beta$ ), dann können die gepoolten Kleinste-Quadrate-Schätzungen zu falschen Folgerungen führen. Wir mussten daher in einem ersten Schritt testen, ob bzw. welche Parameter über sämtliche  $i$  und  $t$  hinweg konstant bleiben. Eine detaillierte Beschreibung der Tests zur Prüfung, ob die Daten gepoolt werden können, findet sich bei Hsiao (1990).



geht darum, ein Variable-Intercept-Modell mit einer Fehlerkomponente zu bilden. Die nachstehenden Ausführungen beziehen sich auf Individualeffekte (konkret länderspezifische Effekte), gelten aber für Zeiteffekte gleichermaßen. Das Modell kann somit wie folgt formuliert werden:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_N \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_T \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \alpha_1^* + \begin{bmatrix} 0 \\ e_T \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix} \alpha_2^* + \dots + \begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ \vdots \\ e_T \end{bmatrix} \alpha_N^* + \begin{bmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_N \end{bmatrix} \beta + \begin{bmatrix} v_1 \\ \vdots \\ v_N \end{bmatrix}$$

$$\text{wobei } y_i = \begin{bmatrix} y_{i1} \\ y_{i2} \\ \vdots \\ y_{iT} \end{bmatrix}; \quad X_i = \begin{bmatrix} x_{1i1} & x_{2i1} & \dots & x_{Ki1} \\ x_{1i2} & x_{2i2} & \dots & x_{Ki2} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ x_{1iT} & x_{2iT} & \dots & x_{KiT} \end{bmatrix}; \quad i = 1, \dots, N. \quad (2)$$

Außerdem gilt:  $v_i^T = (v_{i1}, \dots, v_{iT})$ ,  $Ev_i = 0$ ,  $Ev_i v_i^T = \sigma_v^2 I_T$ , und  $Ev_i v_j = 0$  if  $i \neq j$ . Dabei sei  $I_T$  die  $T \times T$  Einheitsmatrix und  $e_T$  ein  $T$ -dimensionaler Vektor von Einsen. Ferner haben wir  $\alpha_i^* = \alpha + \mu_i$ , einen  $1 \times 1$  konstanten Skalar. Der Fehlerterm  $v_{it}$  erfasst die Effekte der unberücksichtigten Variablen, die sowohl für die einzelnen Einheiten als auch die untersuchten Zeitperioden charakteristisch sind und durch eine IID-Zufallsvariable mit dem Mittelwert 0 und der Varianz  $\sigma_v^2$  dargestellt werden können. Das Modell (2) ist ein so genanntes Kovarianzanalysemodell. Gegeben die oben angeführten Eigenschaften von  $v_{it}$ , gilt, dass der OLS-Schätzer (Ordinary Least Squares = Kleinste-Quadrate-Schätzer) von (2) der beste erwartungstreue lineare Schätzer ist. Die OLS-Schätzer für  $\alpha_i^*$  und  $\beta$  sind:

$$\hat{\beta}_{CV} = \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(x_{it} - \bar{x}_i)^T \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{it} - \bar{x}_i)(y_{it} - \bar{y}_i) \right] \quad (3)$$

$$\hat{\alpha}_i^* = \bar{y}_i - \beta^T \bar{x}_i \quad i = 1, \dots, N; T = 1, \dots, T \quad (4)$$

wobei  $\bar{y}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T y_{it}$  and  $\bar{x}_i = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T x_{it}$ .

Mit der Gleichung (2) können wir auch den LSDV-Schätzer (Least-Squares Dummy Variables = Kleinste-Quadrate-Dummyvariablen) herleiten, und zwar durch Multiplikation des Modells mit einer  $T \times T$ -idempotenten Transformationsmatrix  $Q$  (um  $\alpha_i^*$  mittels  $Qe_T \alpha_i^* = 0$  zu eliminieren):  $Qy_i = QX_i \beta + Qv_i$ , wobei  $Q = I_T - \frac{1}{T} e_T e_T^T$ . Durch die Anwendung von OLS auf letztere Gleichung erhält man

$$\hat{\beta}_{CV} = \left[ \sum_{i=1}^N X_i^T Q X_i \right]^{-1} \left[ \sum_{i=1}^N X_i^T Q y_i \right]. \quad (5)$$

Da Gleichung (2) als Kovarianzanalysemodell bezeichnet wird, wird der LSDV-Schätzer von  $\beta$  manchmal auch Kovarianzschätzer genannt – oder auch Within-Group-Schätzer, weil nur die Variation innerhalb einer Gruppe zur Bildung dieses Schätzers verwendet wird. Der Kovarianzschätzer  $\hat{\beta}_{CV}$  ist erwartungs-

treu und auch konsistent, wenn entweder  $N$  oder  $T$  oder beide nach unendlich gehen, während der Interceptschätzer (4) – obwohl erwartungstreu – nur konsistent ist, wenn  $T \rightarrow \infty$  gilt.

Eine andere Generalisierungsmöglichkeit besteht darin, die Individual-effekte als Zufallsvariablen einzubauen, wie  $v_{it}$ , unter der Annahme, dass das Residuum  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$  beschrieben werden kann. Ferner gilt:

$$E\mu_i = Ev_{it} = 0, \quad E\mu_i v_{it} = 0, \quad E\mu_i x_{it}^T = Ev_{it} x_{it}^T = 0, \quad \text{ sowie}$$

$$E\mu_i \mu_j = \begin{cases} \sigma_\mu^2 & \text{if } i = j \\ 0 & \text{if } i \neq j \end{cases} \quad \text{ und } \quad Ev_{it} v_{js} = \begin{cases} \sigma_v^2 & \text{if } i = j, t = s \\ 0 & \text{sonst.} \end{cases}$$

Die Varianz von  $y_{it}$  gegeben  $x_{it}$  ist folglich  $\sigma_y^2 = \sigma_\mu^2 + \sigma_v^2$ , wobei die Varianzen  $\sigma_\mu^2$  und  $\sigma_v^2$  als Varianzkomponenten bezeichnet werden – wovon sich nicht zuletzt die Bezeichnung Varianzkomponentenmodell (oder Fehlerkomponentenmodell) ableitet. Die Modellspezifikation kann schließlich durch die Gleichung

$$y_i = Z_i \delta + u_i \quad i = 1, \dots, N \quad (6)$$

beschrieben werden, wobei gilt:

$Z_i = (e_T, X_i)$ ,  $\delta^T = (\alpha, \beta^T)$ ,  $u_i^T = (u_{i1}, \dots, u_{iT})$ , und  $u_{it} = \mu_i + v_{it}$ . Da die Residuen von (6) korreliert sind ( $u_{it}$  und  $u_{is}$  enthalten beide  $\mu_i$ ), muss der GLS-Schätzer (Generalized Least Squares) angewendet werden, um effiziente Schätzungen für  $\delta^T = (\alpha, \beta^T)$  zu erhalten. Die Normalgleichungen für die GLS-Schätzer erhält man durch<sup>1</sup>)

$$\left[ \sum_{i=1}^N Z_i^T \Omega_i^{-1} Z_i \right] \hat{\delta}_{GLS} = \left[ \sum_{i=1}^N Z_i^T \Omega_i^{-1} y_i \right] \quad (7)$$

*Modell mit zwei Fehlerkomponenten (Two-Way Error Component Model):* Die nächst breitere Verallgemeinerung ist mit einem Modell mit zwei Fehlerkomponenten möglich:

$$y_{it} = \alpha + x_{it}^T \beta + \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (8)$$

wobei gilt:  $\alpha$  sei eine Konstante,  $\mu_i$  ein unbeobachteter Individualeffekt,  $\lambda_t$  ein unbeobachteter Zeiteffekt,  $v_{it}$  eine unbeobachtete Restgröße und  $u_{it}$  (siehe später)  $= \mu_i + \lambda_t + v_{it}$ . Zunächst unterstellen wir, dass  $\mu_i$  und  $\lambda_t$  unbekannte, aber fixe Parameter sind, sodass  $\sum_{i=1}^N \mu_i = 0$  und  $\sum_{t=1}^T \lambda_t = 0$ . Die Restgröße  $v_{it}$  ist eine Zufallsvariable, sodass  $Ev_{it} = 0$  und  $Ev_{it} v_{js} = \sigma_v^2$  wenn  $i = j$  und  $t = s$  (ansonsten 0). In diesem Fall ist der beste erwartungstreu lineare Schätzer

für  $\beta$

$$\hat{\beta} = (X^T Q_F X)^{-1} X^T Q_F y \quad (9)$$

mit  $Q_F = I_N \otimes I_T - I_N \otimes \bar{J}_T - \bar{J}_N \otimes I_T + \bar{J}_N \otimes \bar{J}_T$ , wobei  $I_N$  ( $I_T$ ) eine Einheitsmatrix der Dimension  $N$  ( $T$ ) ist mit  $J_T$  ( $J_N$ ) als Matrix von Einsen der Dimension  $T$  ( $N$ ) sowie  $\bar{J}_T$  ( $\bar{J}_N$ )  $= \frac{J_T}{T}$  ( $\frac{J_N}{N}$ ).

<sup>1</sup> Schätzdetails für die Varianz-Kovarianz-Matrix finden sich bei Baltagi (2001).

Als nächstes nehmen wir an, dass die Komponenten  $\mu_i, \lambda_t$  und  $v_{it}$  Zufallsvariablen sind, sodass  $E\mu_i = 0, E\mu_i\mu_j = \sigma_\mu^2$  wenn  $i = j$ , 0 wenn  $i \neq j$ ;  $E\lambda_t\lambda_s = \sigma_\lambda^2$  wenn  $t = s$ , 0 wenn  $t \neq s$ ;  $Ev_{it} = 0, Ev_{it}v_{js} = \sigma_v^2$  wenn  $i = j$  und  $t = s$ , ansonsten 0. Außerdem seien  $\mu_i, \lambda_t$  und  $v_{it}$  voneinander unabhängig und  $T > K, N > K$  sowie die Varianzen  $\sigma_\mu^2, \sigma_\lambda^2$  und  $\sigma_v^2$  nicht bekannt. Ein echter GLS-Schätzer wäre der beste erwartungstreue lineare Schätzer (BLUE = Best Linear Unbiased Estimator) für diese Konstellation, aber die Varianzkomponenten sind in der Regel nicht gegeben und müssen geschätzt werden. Die resultierenden GLS-Schätzer sind dann grundsätzlich asymptotisch effizient. Dieser zweistufige GLS-Schätzer ist gegeben durch  $\tilde{\beta} = (X^T \tilde{\Omega}^{-1} X)^{-1} X^T \tilde{\Omega}^{-1} y$ .<sup>1)</sup>

*Fixe Effekte versus Zufallseffekte:* Je nachdem, ob die Effekte als fix oder zufällig betrachtet werden (siehe für die folgenden Überlegungen Hsiao, 1990), können sich die Parameterschätzungen erheblich unterscheiden. Eine Möglichkeit, Modelle mit fixen Effekten und mit Zufallseffekten auf eine einheitliche Basis zu stellen, ist, als Ausgangspunkt anzunehmen, dass die Effekte zufälliger Natur sind. Während das Modell mit fixen Effekten als eines betrachtet werden kann, das Schlüsse in Bezug auf die im Sample auftretenden Effekte tätigt, kann man das Modell mit Zufallseffekten als ein Modell sehen, bei dem unbedingte Schlüsse in Bezug auf die Grundgesamtheit der Effekte gezogen werden. Somit ist es an sich vom Konzept der betreffenden Studie abhängig, ob Schlüsse in Bezug auf die Charakteristika der Grundgesamtheit oder nur in Bezug auf die vom Sample abgedeckten Effekte gezogen werden. Beschränken sich die Schlüsse auf die Effekte im Sample, können diese dementsprechend als fix behandelt werden. Werden allerdings Schlussfolgerungen für die Grundgesamtheit abgeleitet, dann sollten diese als Zufallseffekte behandelt werden. Bei der Formulierung des zweiten Modelltyps gilt es vor allem herauszufinden, ob sich die bedingte Verteilung von  $\mu_i$  gegeben  $x_i$  mit der unbedingten Verteilung von  $\mu_i$  deckt. Falls im linearen Regressionsmodell  $\mu_i$  mit  $x_i$  korreliert, ergibt die Behandlung von  $\mu_i$  als fixen Effekten genau jenen Schätzer für  $\beta$ , den man erhalten würde, wenn bei der Konstruktion des Schätzers explizit diese Korrelation Eingang findet. Eine Möglichkeit festzustellen, ob ein Modell mit fixen Effekten oder mit Zufallseffekten anzuwenden ist, besteht darin, die Gleichung (6) mittels der Hausmann-Teststatistik (1978) auf eine falsche Spezifikation hin zu testen, wobei  $\mu_i$  als Zufallsvariable angenommen wird.

$$m = \hat{q}^T \hat{Var}(\hat{q})^{-1} \hat{q} \quad (10)$$

wobei  $\hat{q} = \hat{\beta}_{CV} - \hat{\beta}_{GLS}$  und  $\hat{Var}(\hat{q}) = Var(\hat{\beta}_{CV}) - Var(\hat{\beta}_{GLS})$ . Die Nullhypothese  $E(\mu_i | X_i) = 0$  wird gegen die Alternativhypothese  $E(\mu_i | X_i) \neq 0$  getestet. Unter der Annahme von  $H_0$  ( $\mu_i$  und  $x_i$  sind nicht korreliert) ist diese Test-Statistik mit  $K$  Freiheitsgraden asymptotisch zentral chi-quadrat-verteilt, während sie unter  $H_1$  ( $\mu_i$  und  $x_i$  sind korreliert) nicht zentral chi-quadrat-verteilt ist mit dem Nichtzentralitäts-Parameter  $\bar{q}^T Var(\hat{q})^{-1} \bar{q}$ , wobei  $\bar{q} = plim(\hat{\beta}_{CV} - \hat{\beta}_{GLS})$ .

1) Für die Darstellung der Schätzverfahren bei unbekanntem Varianzkomponenten (wie in dieser Studie der Fall) verweisen wir auf Baltagi (2001).

*Dynamische Modelle:* Ein Vorteil von Paneldaten besteht darin, dass man damit dynamische Beziehungen besser analysieren kann. Charakteristisch für solche dynamischen Beziehungen ist, dass sich unter den Regressoren eine zeitverzögerte abhängige Variable befindet:

$$y_{it} = \gamma y_{i,t-1} + x_{it}^T \beta + \mu_i + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T \quad (11)$$

wobei  $\gamma$  eine skalare Größe ist. Zu Illustrationszwecken gehen wir von einem Modell mit einer Fehlerkomponente aus. Im Fall fixer Effekte (siehe Baltagi, 2001) wird der LSDV-Schätzer mit  $O(\frac{1}{T})$  verzerrt sein und seine Konsistenz von der Dimension von  $T$  abhängen. Zufallseffekte hingegen, für die wir  $\mu_i \sim IID(0, \sigma_\mu^2)$  und  $v_{it} \sim IID(0, \sigma_v^2)$  annehmen sowie, dass sie voneinander und untereinander unabhängig sind, können nicht ohne weiteres und hinreichend mit einem GLS-Fehlerkomponentenmodell behandelt werden. Eine Alternative ist die Modellierung mit fixen Effekten. Es ist allerdings bekannt, dass der LSDV-Schätzer für ein endliches  $T$  und  $N \rightarrow \infty$ , inkonsistent ist. Kiviet (1995) führte daher eine Approximierung für Nicht-Erwartungstreue (Bias) auf Grund kleiner Stichprobengrößen (endliches  $N$  und endliches  $T$ ) für den LSDV-Schätzer ein und demonstrierte die Konstruktion eines bias-korrigierten LSDV-Schätzers, der mit anderen konsistenten ( $N \rightarrow \infty$ , fixes  $T$ ) Schätzern vergleichbar ist. Aus Kiviets Monte-Carlo-Simulationen folgt, dass in vielen Fällen eine bereinigte Version des (im Prinzip inkonsistenten) LSDV-Schätzers gegenüber den etablierten konsistenten Schätzmethoden unerwartet effizient ist. Die Restfehler des hier präsentierten Ansatzes sind  $O(N^{-1}T^{-\frac{3}{2}})$ . Wir nahmen die vorgeschlagenen Korrekturen vor, erhielten allerdings Korrekturgrößen von (für unsere Ergebnisse) vernachlässigbarer Dimension.

### 3 Empirische Ergebnisse

Für jede Variable wurden zeitverzögerte wie auch synchrone Werte getestet, wobei hier jeweils jene dargestellt werden, welche die signifikantesten Resultate erzielten (siehe Tabellen 1 bis 6).

#### 3.1 Ergebnisse für Spezifikation I

Wir begannen unsere Untersuchung mit den unmodifizierten IPO-Zeitreihen in US-Dollar (Schätzergebnisse siehe Tabelle 1). Einzelland-Regressionen wurden zusätzlich in den jeweiligen Landeswährungen ausgeführt. Die wichtigsten Ergebnisse in Tabelle 1 lauten wie folgt: Unter Zugrundelegung der gepoolten Daten erwiesen sich nur die Parameter für Lag 1 der IPO-Volumina als signifikant (auf dem 1-Prozent-Niveau). Außerdem konnte keine signifikante Abhängigkeit des Erstemissionsvolumens von der Aktienindexentwicklung festgestellt werden, sieht man von der schwachen Abhängigkeit ab, die sich bei den Einzelland-Regressionen für Österreich und Finnland ergab. Weder die Spareinlagenentwicklung noch das BIP-Wachstum zeigten einen signifikanten Einfluss auf das Erstemissionsvolumen. Hinzu kommen relative hohe Werte für  $R^2$ : 0,492 bei der gepoolten OLS-Regression, 0,560 beim Modell mit einem fixen Effekt und 0,359 beim Modell mit einem Zufallseffekt.

Bei näherer Untersuchung erwies sich die gepoolte Schätzung aber als nicht stabil. Beim Versuch, die Stabilität zu verbessern, entfernen wir das nieder-

ländische Datenmaterial, weil das Volumen der niederländischen Börseneinführungen vergleichsweise stark schwankte (siehe Grafiken 1 bis 6), unterstützt durch den Wert der Parameterschätzungen ( $-18.87$ ) und die  $t$ -Statistik ( $-0.26$ ). Nach der Entfernung der niederländischen Daten brachte die Auswertung der gepoolten Daten (siehe Tabelle 2) erstens stabile Ergebnisse und zweitens hoch signifikante Parameterschätzungen für die Aktienindexentwicklung, während die Schätzungen für die zeitverzögerten IPOs signifikant blieben, jedoch weniger ausgeprägt. Offensichtlich waren die Schwankungen im niederländischen Erstemissionsvolumen zu stark, um effektiv durch die länderspezifischen Effekte erfasst zu werden, wodurch sie zu Problemen im Schätzvorgang führten. Außerdem ist anzumerken, dass nur gepoolte Auswertungen signifikante Parameterschätzungen liefern, die Einzelland-Analyse hingegen kaum (außer bei Österreich und Finnland). Dies könnte zu Gunsten des gepoolten Ansatzes und seiner Eignung, relevante Interpretationen aus Querschnittsbeobachtungen zu liefern, interpretiert werden.

Da die unmodifizierten Zeitreihen für Erstemissionsdaten wie gesagt nicht eindeutig stationär sind, untersuchten wir als Nächstes die ersten Differenzen der Erstemissionsvolumina für alle Länder im Sample mit Ausnahme der Niederlande (weil das zuvor beschriebene Problem auch in dieser Konstellation relevant ist). Auch hier erwies sich Lag 1 der abhängigen Variable als hoch signifikant; dies gilt auch für die Aktienindexentwicklung. Zum Beispiel ergab die gepoolte OLS-Regression ( $R^2 = 0.24$ ) eine Parameterschätzung von  $5.74$  für die Aktienindexentwicklung bei einem  $t$ -Wert von  $2.79$ , während das Modell mit einem fixen Effekt ( $R^2 = 0.25$ ) zu einem Schätzwert von  $5.88$  bei einem  $t$ -Wert von  $2.78$  führte. Hingegen sind die Schätzungen für den ersten Lag der ersten Differenzen nicht nur hoch signifikant, sondern sowohl bei der gepoolten Auswertung als auch bei den Einzelland-Regressionen durchgehend negativ. Die gepoolte OLS-Regression ergibt wieder eine Parameterschätzung von  $-0.46$  in Kombination mit einem  $t$ -Wert von  $-4.45$ , und das Modell mit einem fixen Effekt eine Schätzung von  $-0.46$  bei einem  $t$ -Wert von  $-4.39$ . Am signifikantesten unter den einzelnen Ländern sind die Ergebnisse für Frankreich, mit einer Parameterschätzung von  $-0.67$  und einem  $t$ -Wert von  $-2.75$ . Von dieser empirischen Beobachtung könnte man die These ableiten, dass die Börseneinführungen innerhalb des Beobachtungszeitraums eine Tendenz zu ihrem Mittelwert haben („mean-reverting“).

Was die Spareinlageneinwicklung und das BIP-Wachstum betrifft, konnten wir keinen signifikanten Einfluss feststellen, weder auf Basis der unmodifizierten Erstemissionszeitreihen noch auf Basis der ersten Differenzen. Das einmalige Auftreten eines  $t$ -Werts von  $1.47$  für das BIP-Wachstum im Fall der Niederlande (siehe Tabelle 1) dürfte nicht weiter von Belang sein.

### 3.2 Ergebnisse für Spezifikation II

Bei Modell II versuchten wir die bei der Analyse von Modell I gewonnenen empirischen Ergebnisse zu berücksichtigen. Das bedeutet zunächst, dass wir die IPO-Volumina in Relation zum BIP stellten, damit Unterschiede, die sich aus der verschiedenen Größe der einzelnen Volkswirtschaften ergeben, nicht durch die länderspezifischen Effekte aufgefangen werden müssen. Außerdem wollten wir unsere – anhand der Ergebnisse aus der Einzelland-Analyse mit Modell I

forcierte – Annahme testen, dass die Abhängigkeit des Erstemissionsvolumens von den einbezogenen unabhängigen Variablen besser in einem nichtlinearen (konkret einem logarithmischen) Zusammenhang dargestellt werden kann als in einem linearen Verhältnis. Auch diese Überlegung ist auf Zeiträume bezogen, die nicht durch besondere Fluktuationen auffallen. Die Schätzergebnisse für Modell II sind in den Tabellen 3 bis 6 dargestellt.

Nullbeobachtungen für das Erstemissionsvolumen wurden durch den Ersatz von  $\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \text{ in } \% * 100\right) = 0$  mit 0'00001 approximiert, bzw. (zur Sensitivitätsprüfung) mit 0'0000001. Tabelle 3 enthält die Schätzergebnisse für Modell II unter Berücksichtigung aller sechs Länder und näherungsweise Ersetzung von  $\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \text{ in } \% * 100\right)$  mit 0'0000001. Es zeigt sich, dass die Schätzergebnisse in erster Linie für den ersten Lag der abhängigen Variable sowie für die Aktienindexentwicklung signifikant sind. Allerdings erhalten wir im Gegensatz zur Spezifikation für das Modell I hier auch bei den Regressionen für die einzelnen Länder (mit Ausnahme Belgiens und der Niederlande) signifikant positive Parameterschätzungen für die Aktienindexentwicklung. Das könnte ein Indiz dafür sein, dass der anhand von Modell II getestete Zusammenhang der linearen Annahme im Sinne von Modell I überlegen ist.

Wenn wir uns von der gepoolten Auswertung aller Länder zu Schätzungen ohne die Niederlande wenden, so beeinflusst dies kaum die Parameterschätzungen für die Aktienindexentwicklung. Sowohl der erste Lag der abhängigen Variable als auch die Aktienindexentwicklung weisen hoch signifikante Schätzungen auf (abgesehen von Modellen mit zwei fixen Effekten, was sich mit einer Art Überanpassung erklären ließe). Auch die  $R^2$ -Werte sind im Durchschnitt ähnlich, unabhängig davon, ob die Niederlande berücksichtigt werden oder nicht. Mit anderen Worten, setzt man die Erstemissionen in Verhältnis zum BIP, dann dürften die Effekte, die aus der unterschiedlichen Wirtschaftsgröße resultieren, entsprechend aufgefangen werden.

In einem nächsten Schritt führten wir einen Sensitivitätstest im Hinblick auf die näherungsweise Bestimmung von  $\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \% * 100\right) = 0$  durch. Zu diesem Zweck testeten wir dieselben Modellspezifikationen, wie in Tabelle 4 dargestellt, bis auf das Detail der Approximierung (Tabelle 4: 0'0000001). Tabelle 5 enthält die Schätzergebnisse, wenn die Approximierung mit 0'00001 durchgeführt wird. Trotz geringfügiger Änderungen sind die Abweichungen für die Zwecke unserer Studie unerheblich. In einem letzten Schritt zur Prüfung der Stabilität der Schätzergebnisse von Modell II nahmen wir den ersten Lag der abhängigen Variable als erklärende Variable heraus (siehe Tabelle 6). Die Schätz- und Testergebnisse für die Aktienindexentwicklung wurden durch diese Reduktion kaum berührt. Die einzig bemerkenswerte, wenn auch erwartete Konsequenz war eine signifikante Verringerung von  $R^2$  – im Fall der gepoolten OLS-Regression z. B. von 0'25 auf 0'09, beim Modell mit einem fixen Effekt von 0'46 auf 0'39 und beim Modell mit einem Zufallseffekt von 0'23 auf 0'12.

Außerdem zeigen auch hier bei allen getesteten Spezifikationen weder die Spareinlagenentwicklung noch das BIP-Wachstum einen signifikanten Einfluss auf das Erstemissionsvolumen. Im Hinblick auf die Spareinlagenentwicklung (die inkludiert wurde, um etwaige Umschichtungen zwischen Spareinlagen und Aktienanlagen zu erfassen) sprechen die Ergebnisse also offensichtlich gegen die Hypothese, dass über eine Reduzierung der Spareinlagen freigesetzte Liquidität

das Volumen der Erstemissionen signifikant beeinflusst. Die signifikanten Ergebnisse für das BIP-Wachstum im Fall der Spezifikationen mit zwei Fehlerkomponenten könnte durchaus auf eine Überanpassungstendenz zurückzuführen sein, die sich aus der zusätzlichen Berücksichtigung der Zeiteffekte ergibt, dürften allerdings nicht weiter von Belang sein.

### 3.3 Ergebnisse für Spezifikation III

Model III wurde darauf ausgelegt, den potenziellen Einfluss der Zinssatzentwicklung auf das Erstemissionsvolumen zu testen, wobei das Zinsniveau als Indikator für den Preis einer alternativen Finanzierungsform steht. Die analysierten Datenreihen waren erste Differenzen des IPO-Volumens. In Anbetracht des Datenproblems im Zusammenhang mit finnischen Staatsanleihen (siehe Abschnitt 2.1) mussten wir die Analysen auf die verbleibenden vier Länder beschränken. Die Schätzwerte für den Einfluss der Staatsanleihenrendite auf die IPOs erwiesen sich sowohl bei der Einzelland-Analyse als auch bei der gepoolten Auswertung als hoch insignifikant. Schlossen wir Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable aus, dann lag  $R^2$  praktisch durchgehend fast bei null. Diese Ergebnisse deuten also darauf hin, dass der Preis alternativer Finanzierungsformen IPOs nicht spürbar beeinflusst.

## 4 Schlussfolgerung

Es gibt nur wenige Untersuchungen dazu, weshalb und wann Unternehmen an die Börse gehen und welche Konsequenzen die Börseneinführung hat. Dies ist umso überraschender, als die Implikationen für viele firmeninterne und -externe Aspekte beträchtlich sind. In dieser Studie wurde der Erklärungswert ausgewählter makroökonomischer Faktoren für Börseneinführungen unter Zugrundelegung des jährlichen Erstemissionenvolumens in sechs kontinental-europäischen Ländern in einem Zeitraum von 18 Jahren untersucht. Mikroökonomische Aspekte wurden bewusst ausgeklammert, um die Problemstellung handhabbar zu halten. Im Wesentlichen lässt sich folgendes Resümee ziehen: Zur Analyse des Einflusses der Aktienindexentwicklung auf das Erstemissionsvolumen sehen wir die Notwendigkeit, die Fragestellung im Hinblick auf das Aktienkursniveau weiter zu differenzieren, weil bei näherer Betrachtung erfolgreiche Bemühungen, den Zeitpunkt des Börsengangs im Hinblick auf das Kursniveau optimal zu planen, offensichtlich nicht mit über alle Aktienindexniveaus hinweg signifikant positiven homogenen Parametern für die Aktienindexentwicklung einhergehen können. Aus diesem Grund untersuchten wir die Frage, ob es stabile Anzeichen dafür gibt, dass IPOs in bestimmten, von uns als konsolidiert bezeichneten Perioden von der Aktienindexentwicklung abhängen. Während alle gepoolten Auswertungen signifikant positive Parameterschätzungen ergaben, lieferten die Einzelland-Regressionen mit nicht transformierten Erstemissionsvolumina keine signifikanten Parameterschätzungen (außer für Finnland und Österreich). Hingegen führte die logarithmische Transformation der Erstemissionsvolumina (im Sinne unserer Annahme eines nichtlinearen Verhältnisses zwischen dem Erstemissionsvolumen und der Aktienindexentwicklung) sowohl für die gepoolten Regressionen als auch für Einzelland-Regressionen zu durchgehend signifikanten Schätzungen. Bei keiner der getesteten Spezifikationen konnte die Hypothese, dass die Spareinlagen-

entwicklung und das BIP-Wachstum einen Erklärungswert für das Volumen der Erstemissionen haben, empirisch unterstützt werden; für beide Faktoren war kein signifikanter Einfluss ableitbar. Das Gleiche gilt für die Zinssätze (ein Indikator für die Kosten einer alternativen Finanzierungsform), für die ebenfalls kein erkennbarer Einfluss auf Börseneinführungen feststellbar war.

Eine mögliche Richtung für künftige Forschung, die hier angesprochenen Fragestellungen betreffend, könnte zum einen eine Datensatzerweiterung sein; mit einem umfassenderen (aber noch homogenen) Sample könnte die Repräsentativität der Ergebnisse erhöht werden. Zum anderen würden Analysen von Perioden mit extremen (positiven oder negativen) Marktstimmungen die Diskussion ergänzen und bereichern.

## Literaturverzeichnis

- Ahn, S. C. und Schmidt, P. (1995).** Efficient estimation of models for dynamic panel data. In: *Journal of Econometrics* 68, 5–27.
- Anderson, T. W. und Hsiao, C. (1981).** Estimation of dynamic models with error components. In: *Journal of the American Statistical Association* 76, 589–606.
- Anderson, T. W. und Hsiao, C. (1982).** Formulation and estimation of dynamic models using panel data. In: *Journal of Econometrics* 18, 47–82.
- Arellano, B. und Bond, S. (1991).** Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. In: *Review of Economic Studies* 58, 277–297.
- Baltagi, B. H. (1981).** Pooling: An experimental study of alternative testing and estimation procedures in a two-way error component model. In: *Journal of Econometrics* 17, 21–49.
- Baltagi, B. H. (2001).** *Econometric analysis of panel data*. Chichester.
- Baltagi, B. H. und Griffin, J. M. (1997).** Pooled estimators vs. their heterogeneous counterparts in the context of dynamic demand for gasoline. In: *Journal of Econometrics* 77, 303–327.
- Beggs, J. J. und Nerlove, M. (1988).** Biases in dynamic models with fixed effects. In: *Economics Letters* 26, 29–31.
- Bhargava, A., Franzini, L. und Narendranathan, W. (1982).** Serial correlation and fixed effects model. In: *Review of Economic Studies* 49, 533–549.
- Greene, W. H. (2000).** *Econometric analysis*. Englewood Cliffs, New Jersey.
- Hausman, J. A. (1978).** Specification tests in econometrics. In: *Econometrica* 46, 1251–1271.
- Hsiao, C. (1990).** *Analysis of panel data*. Cambridge.
- Kiviet, J. F. (1995).** On bias, inconsistency, and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. In: *Journal of Econometrics* 68, 53–78.
- La Porta, R., Lopez de Silanes, F., Shleifer, A. und Vishny, R. (1997).** Legal determinants of external finance. In: *Journal of Finance* 52, 1131–1150.
- Ljungqvist, A. P. (1995).** When do firms go public? Poisson evidence from Germany. Working Paper, University of Oxford.
- Loughran, T., Ritter, J. R. und Rydqvist, K. (1994).** Initial public offerings: International insights. In: *Pacific-Basin Finance Journal* 2(2), 165–200.
- Pagano, M., Panetta, F. und Zingales, L. (1998).** Why do companies go public? An empirical analysis. In: *Journal of Finance* 53(1), 27–64.
- Pesaran, M. H. und Smith, R. (1995).** Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. In: *Journal of Econometrics* 68(1), 79–113.



**Rees, W. P. (1997).** The arrival rate of initial public offers in the UK. In: European Financial Management 3(1), 45–62.

**Rydqvist, K. und Högholm, K. (1995).** Going public in the 1980s: Evidence from Sweden. In: European Financial Management 1, 287–315.

**Wansbeek, T. und Bekker, P. (1996).** On IV, GMM and ML in a dynamic panel data model. In: Economics Letters 51, 145–152.

**Abkürzungen – Legende:**

OLSp: gepoolte OLS-Regression (unter Einbeziehung aller Länder und des gesamten Beobachtungszeitraums).

OLS-BL, OLS-DK, OLS-FL, OLS-FR, OLS-NL und OLS-AT stehen für die länderspezifischen OLS-Regressionen, die separat für Belgien, Dänemark, Finnland, Frankreich, die Niederlande und Österreich durchgeführt wurden.

FE1W / FE2W: Modelle mit fixen Effekten (eine/zwei Fehlerkomponenten).

RE1W / RE2W: Modelle mit Zufallseffekten (eine/zwei Fehlerkomponenten); mit LSDV-Residuen geschätzt.

\*\*\*: signifikant auf dem 1-Prozent-Niveau;

\*\* : signifikant auf dem 5-Prozent-Niveau;

\* : signifikant auf dem 10-Prozent-Niveau.

SR: Aktienindexrendite; SG: Spareinlagenwachstum; GDPG: BIP-Wachstum.

$$IPO_{it} = \alpha + \beta_1 IPO_{it-1} + \beta_2 SR_{it-1} + \beta_3 SG_{it-1} + \beta_4 GDPG_{it} + u_{it} \quad I$$

Tabelle 1

**Schätzergebnisse für Modell I (a)**

**Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable inkludiert; gepoolte Ergebnisse: 6 Länder**

Methode	R <sup>2</sup>	x <sub>1</sub> = abh. V.-Lag 1		x <sub>2</sub> = SR-Lag 1		x <sub>3</sub> = SG-Lag 1		x <sub>4</sub> = GDPG	
		Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert
OLSp	0.492	0.7330	9.5081***	5.3140	0.6301	– 6.8994	–0.4914	– 21.2106	–0.3374
OLS-BL	0.051	–0.0125	–0.0411	2.1465	0.5671	– 0.8782	–0.3300	– 17.2288	–0.5277
OLS-DK	0.158	0.0049	0.0145	– 0.1205	–0.0314	– 4.8791	–1.2562	0.2219	0.0077
OLS-FL	0.321	0.2313	0.9187	2.2467	1.4914*	0.4626	0.1476	– 0.4738	–0.0448
OLS-FR	0.211	–0.1859	–0.6523	3.4901	0.5301	33.9448	0.7867	– 72.2531	–1.7211
OLS-NL	0.441	0.4134	1.7617***	–18.8725	–0.2605	–448.2796	–1.3208	1.136.3743	1.4689*
OLS-AT	0.385	0.4147	1.7434***	7.2957	1.8094**	– 28.9314	–0.5807	63.1408	0.5504
FE1W	0.560	0.5462	6.1630***	3.3910	0.4191	– 5.4492	–0.3904	24.9731	0.3988
RE1W	0.359	0.6119	7.3122***	4.0679	0.5033	– 5.9558	–0.4313	8.5601	0.1384
FE2W	0.659	0.5098	4.9573***	– 4.4912	–0.4468	– 3.4133	–0.2300	112.3377	1.2250
RE2W	0.339	0.5901	6.9360***	1.5046	0.1787	– 5.1069	–0.3765	31.9909	0.4717

Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse basieren auf 102 Beobachtungen, die Regressionen für die einzelnen Länder auf je 17 Beobachtungen.

Tabelle 2

**Schätzergebnisse für Modell I (b)**

Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable inkludiert; gepoolte Ergebnisse: 5 Länder (ohne NL)

Methode	R <sup>2</sup>	x <sub>1</sub> = abh. V-Lag 1		x <sub>2</sub> = SR-Lag 1		x <sub>3</sub> = SG-Lag 1		x <sub>4</sub> = GDPG	
		Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert
OLSp	0'210	0'3740	3'6424***	4'3417	2'4527***	-1'0133	-0'3567	-16'8043	-1'2644
FE1W	0'344	0'1718	1'5746*	4'8559	2'9240***	-0'2987	0'1082	-18'8606	-1'4808
RE1W	0'150	0'2297	2'1706**	4'7112	2'8321***	-0'5139	-0'1875	-18'2581	-1'4385
FE2W	0'489	0'0931	0'7075	3'9825	1'9052**	1'3010	0'4261	-3'0757	-0'1511
RE2W	0'121	0'1989	1'8508**	4'6141	2'7009***	0'1109	0'0408	-16'3117	-1'1813

Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse basieren auf 85 Beobachtungen, die Regressionen für die einzelnen Länder auf je 17 Beobachtungen.

$$\ln\left(\frac{IPO_{it}}{GDP_{it}} \text{ in } \% * 100\right) = \alpha + \beta_1 \ln\left(\frac{IPO_{it-1}}{GDP_{it-1}} \text{ in } \% * 100\right) + \beta_2 SR_{it-1} + \beta_3 SG_{it-1} + \beta_4 GDPG_{it} + u_{it} \quad II$$

Tabelle 3

**Schätzergebnisse für Modell II (a)**

Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable inkludiert; gepoolte Ergebnisse: 6 Länder

Methode	R <sup>2</sup>	x <sub>1</sub> = abh. V-Lag 1		x <sub>2</sub> = SR-Lag 1		x <sub>3</sub> = SG-Lag 1		x <sub>4</sub> = GDPG	
		Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert
OLSp	0'166	0'0287	3'3902***	0'0729	2'1643**	-0'0630	-1'1252	0'1142	0'4553
OLS-BL	0'142	0'2026	1'0838	0'0525	0'3213	-0'0538	-0'4684	0'4213	0'2991
OLS-DK	0'344	-0'0210	-0'2793	0'1719	2'1766**	0'0648	0'7957	-1'0953	-1'9043
OLS-FL	0'517	0'1675	1'4380*	0'1943	2'6339***	-0'0777	-0'5037	-0'1607	-0'3105
OLS-FR	0'376	-0'0352	-0'5654	0'0214	1'6791*	0'0785	0'9539	-0'1669	-2'1492
OLS-NL	0'276	0'0288	2'0359**	0'0532	0'3425	-0'1281	-0'1798	-0'5701	-0'3428
OLS-AT	0'378	0'0483	1'5061*	0'0507	1'4163*	-0'5389	-1'2281	0'1177	0'1159
FE1W	0'389	0'0313	3'4647***	0'0845	2'8433***	-0'0441	-0'8596	0'0232	0'1008
RE1W	0'819	0'0307	3'5202***	0'0825	2'7662***	-0'0475	-0'9291	0'0414	0'1806
FE2W	0'705	0'0142	1'6737**	0'0104	0'3557	-0'0558	-1'2980*	1'0860	4'0191***
RE2W	0'215	0'0235	2'9299***	0'0415	1'4709*	-0'0542	-1'2374	0'5878	2'4525***

Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse basieren auf 102 Beobachtungen, die Regressionen für die einzelnen Länder auf je 17 Beobachtungen (Nullapproximation mit 0'0000001; siehe Abschnitt 2.2).

Tabelle 4

**Schätzergebnisse für Modell II (b)**

Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable inkludiert; gepoolte Ergebnisse: 5 Länder (ohne NL)

Methode	R <sup>2</sup>	x <sub>1</sub> = abh. V-Lag 1		x <sub>2</sub> = SR-Lag 1		x <sub>3</sub> = SG-Lag 1		x <sub>4</sub> = GDPG	
		Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert	Schätzung	t-Wert
OLSp	0'209	0'1128	3'5425***	0'0714	2'1567**	-0'0634	-1'1958	0'1399	0'5667
FE1W	0'441	0'0843	2'2896***	0'0828	2'8892***	-0'0438	-0'9195	0'0647	0'2970
RE1W	0'200	0'0898	2'8255***	0'0810	2'8171***	-0'0469	-0'9867	0'0755	0'3463
FE2W	0'677	0'0197	0'5681	0'0223	0'7195	-0'0472	-1'0425	0'8880	2'8543***
RE2W	0'168	0'0585	1'8939**	0'0504	1'779**	-0'0460	-1'0573	0'4215	1'6991**

Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse basieren auf 85 Beobachtungen (Nullapproximation mit 0'0000001; siehe Abschnitt 2.2).

Tabelle 5

**Schätzergebnisse für Modell II (c)****Lag 1 der abhängigen Variable als erklärende Variable inkludiert; gepoolte Ergebnisse: 5 Länder (ohne NL)**

Methode	R <sup>2</sup>	x <sub>1</sub> = abh. V.-Lag 1		x <sub>2</sub> = SR-Lag 1		x <sub>3</sub> = SG-Lag 1		x <sub>4</sub> = GDPG	
		Schätzer	t-Wert	Schätzer	t-Wert	Schätzer	t-Wert	Schätzer	t-Wert
OLSp	0'245	0'0782	3'9799***	0'0510	2'4935***	-0'0364	-1'1113	0'0625	0'4103
OLS-BL	0'129	0'1172	1'0057	0'0355	0'3489	0'0330	-0'4610	0'2444	0'2782
OLS-DK	0'301	-0'0023	-0'0453	0'1010	1'8857**	0'0336	0'6051	-0'6115	-1'5585
OLS-FL	0'547	0'1032	1'4811*	0'1238	2'8070***	-0'0406	-0'4404	-0'1053	-0'3400
OLS-FR	0'376	-0'0352	-0'5654	0'0214	1'6791*	0'0785	0'9539	-0'1669	-2'1492
OLS-AT	0'462	0'0391	1'9023**	0'0398	1'7308*	-0'3807	-1'3510*	0'1532	0'2348
FE1W	0'459	0'0581	2'8728***	0'0579	3'2523***	-0'0256	-0'8643	0'0215	0'1588
RE1W	0'233	0'0621	3'1493***	0'0568	3'1775***	-0'0274	-0'9265	0'0275	0'2027
FE2W	0'704	0'0177	0'8462	0'0209	1'1140	-0'0256	-0'9338	0'5285	2'1800***
RE2W	0'200	0'0413	2'1920**	0'0375	2'1688**	-0'0253	-0'9565	0'2485	1'6321*

Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse basieren auf 85 Beobachtungen, die Regressionen für die einzelnen Länder auf je 17 Beobachtungen (Nullapproximation mit 0'00001; siehe Abschnitt 2.2).

Tabelle 6

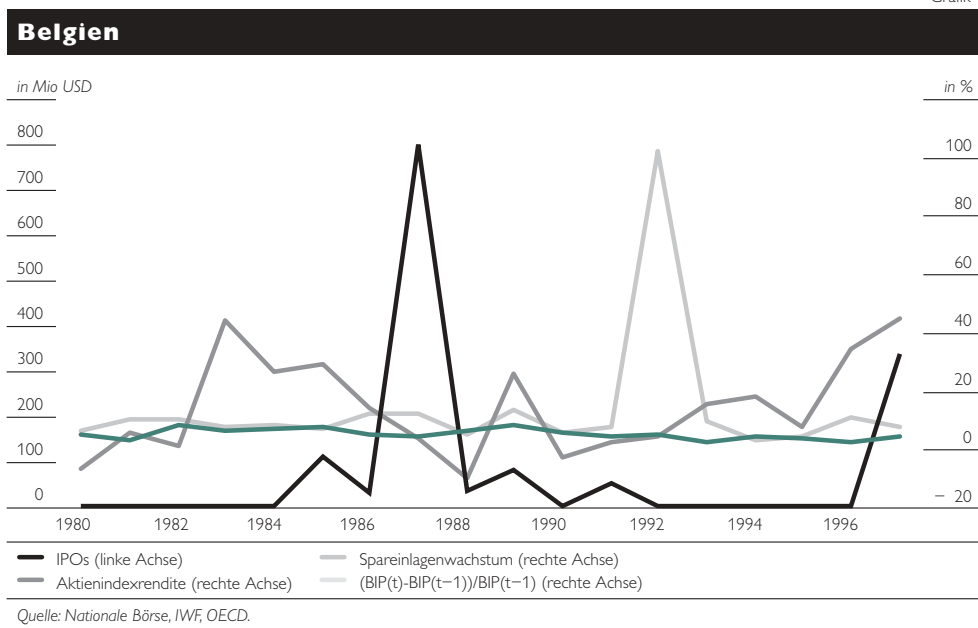
**Schätzergebnisse für Modell II (d)****Lag 1 der abhängigen Variable nicht einbezogen; gepoolte Ergebnisse: 5 Länder (ohne NL)**

Methode	R <sup>2</sup>	x <sub>1</sub> = SR-Lag 1		x <sub>2</sub> = SG-Lag 1		x <sub>3</sub> = GDPG	
		Schätzer	t-Wert	Schätzer	t-Wert	Schätzer	t-Wert
OLSp	0'085	0'0777	2'1988**	-0'0674	-1'1900	0'0730	0'2776
OLS-BL	0'058	0'0300	0'1841	-0'0512	-0'4428	0'7151	0'5139
OLS-DK	0'340	0'1599	2'4435***	0'0629	0'8039	-1'0127	-2'1295
OLS-FL	0'433	0'2029	2'6529***	-0'0196	-0'1268	-0'1621	-0'3010
OLS-FR	0'359	0'0203	1'6552*	0'0777	0'9698	-0'1586	-2'1364
OLS-AT	0'260	0'0528	1'4094*	-0'5928	-1'2939*	-0'1120	-0'1064
FE1W	0'391	0'0878	2'9618***	-0'0448	-0'9084	0'0431	0'1911
RE1W	0'121	0'0865	2'9060***	-0'0478	-0'9688	0'0473	0'2093
FE2W	0'675	0'0210	0'6836	-0'0473	-1'0510	0'9402	3'1814***
RE2W	0'134	0'0489	1'7052**	-0'0460	-1'0471	0'5077	2'0303**

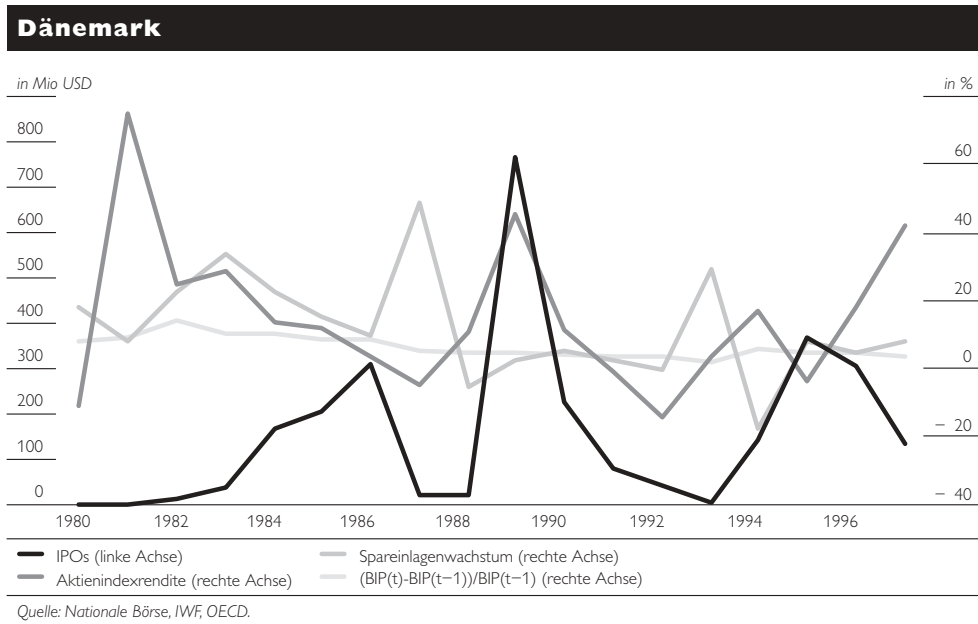
Quelle: OeNB.

Die gepoolten Ergebnisse beruhen auf 85 Beobachtungen, die Regressionen für die einzelnen Länder auf je 17 Beobachtungen (Nullapproximation mit 0'00001; siehe Abschnitt 2.2).

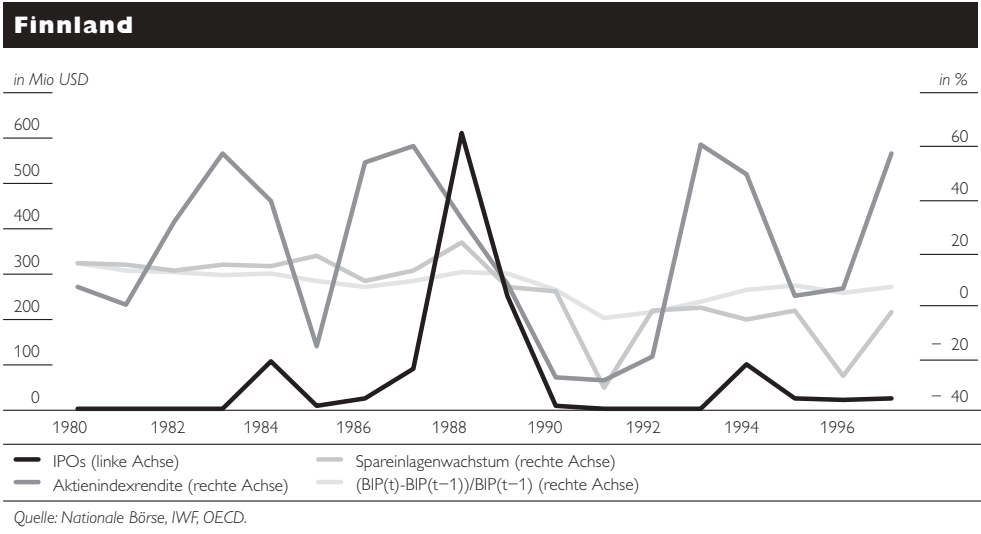
Grafik 1



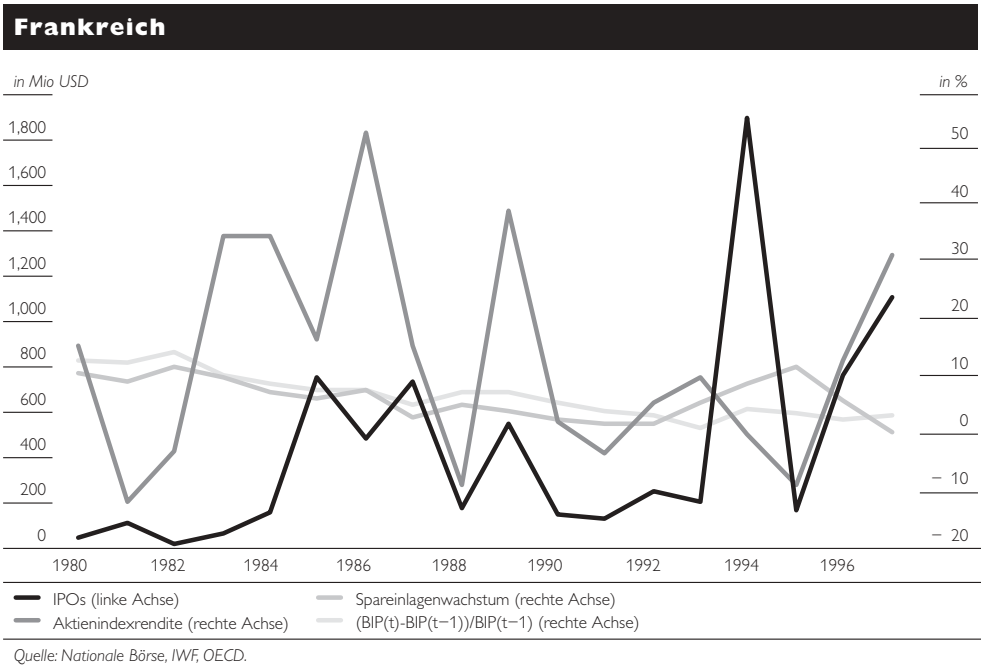
Grafik 2



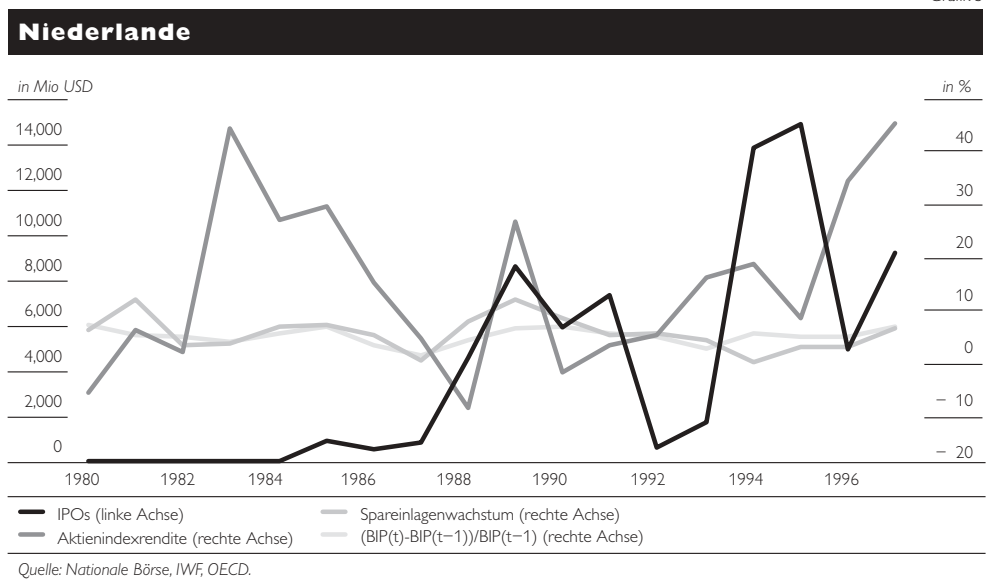
Grafik 3



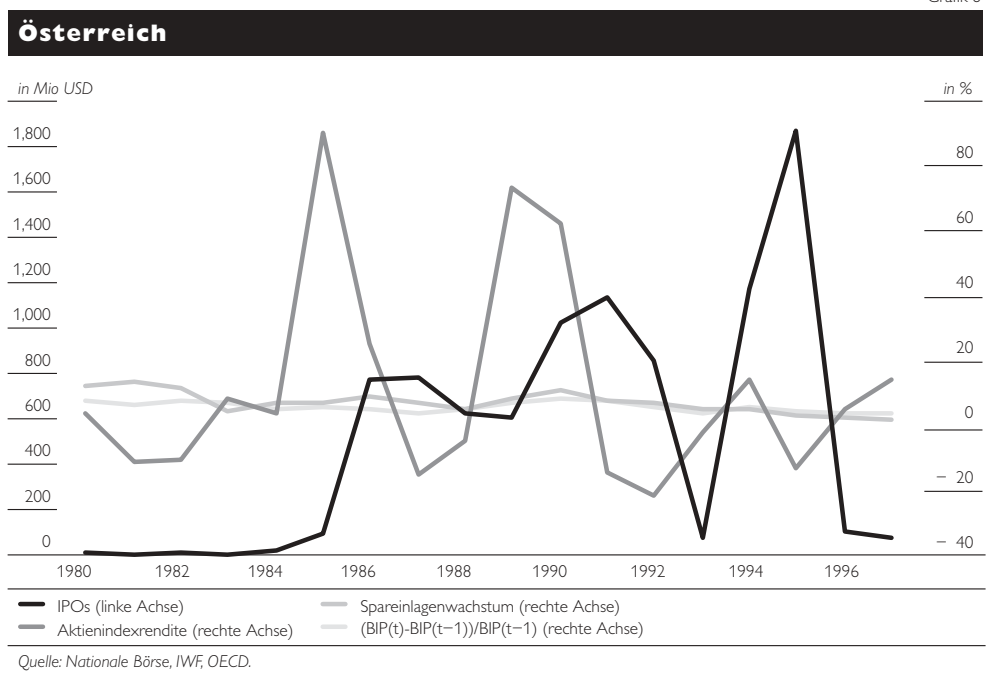
Grafik 4



Grafik 5



Grafik 6



# Zeichenerklärung, Abkürzungsverzeichnis

## Zeichenerklärung

- = Zahlenwert ist null
- .. = Angabe liegt zur Zeit der Berichterstattung nicht vor
- × = Eintragung kann aus sachlichen Gründen nicht gemacht werden
- 0 = Eine Größe, die kleiner als die Hälfte der ausgewiesenen Einheit ist
- ∅ = Durchschnitt
- = Neue Reihe

Rundungen können Rechendifferenzen ergeben.

## Abkürzungsverzeichnis

ARTIS	Austrian Real-Time Interbank Settlement	IHS	Institut für Höhere Studien
A-SIT	Zentrum für sichere Informationstechnologie – Austria	InvFG	Investmentfondsgesetz
ATX	Austrian Traded Index	IWF	Internationaler Währungsfonds
BIP	Bruttoinlandsprodukt	KGV	Kurs-Gewinn-Verhältnis
BIZ	Bank für Internationalen Zahlungsausgleich (Bank for International Settlements)	LTCM	Long-Term Capital Management
BMF	Bundesministerium für Finanzen	NASDAQ	National Association of Securities Dealers Automated Quotation System
BSP	Bruttosozialprodukt	NEMAX	Neuer Markt Aktienindex
BWG	Bankwesengesetz	NZBen	Nationale Zentralbanken
DAX	Deutscher Aktienindex	OECD	Organisation für wirtschaftliche Zusammenarbeit und Entwicklung
DJIA	Dow Jones Industrial Average	OeKB	Oesterreichische Kontrollbank
EBWE	Europäische Bank für Wiederaufbau und Entwicklung	OeNB	Oesterreichische Nationalbank
EK	Europäische Kommission	OLS	Ordinary Least Squares
EONIA	Euro OverNight Index Average	PKG	Pensionskassengesetz
ESZB	Europäisches System der Zentralbanken	ROA	Return on Assets
EU	Europäische Union	ROE	Return on Equity
EURIBOR	European Interbank Offered Rate	TARGET	Trans-European Automated Real-time Gross settlement Express Transfer
EWS	Europäisches Währungssystem	VAG	Versicherungsaufsichtsgesetz
EZB	Europäische Zentralbank	VaR	Value at Risk
FED	Federal Reserve System	ViDX	Vienna Dynamic Index
FEFSI	Fédération Européenne des Fonds et Sociétés d'Investissement	VÖIG	Vereinigung Österreichischer Investmentgesellschaften
FMA	Finanzmarktaufsichtsbehörde	VPI	Verbraucherpreisindex
FMAG	Finanzmarktaufsichtsgesetz	WBI	Wiener Börse Index
FOMC	Federal Open Market Committee	WIFO	Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung
FRA	Forward Rate Agreements	WSB	Wertpapiersammelbank
FSLIC	Federal Savings and Loan Corporation	WWU	Wirtschafts- und Währungsunion
HGB	Handelsgesetzbuch	ZSA	Zahlungssystemaufsicht
IAS	International Accounting Standards		
IATX	Immobilien-Austrian-Traded-Index		

