

# Determinanten der Zinsspannen österreichischer Banken<sup>1</sup>

David Liebeg,  
Markus S. Schwaiger<sup>2</sup>

*In den meisten EU-Mitgliedstaaten sind die Zinsspannen der Banken in den letzten zehn Jahren zurückgegangen. Diese Studie untersucht anhand bankenaufsichtlicher Daten für den Zeitraum von 1996 bis 2005 die Determinanten der Zinsspannen österreichischer Banken. Die durchgeführte Schätzung beruht auf dem einstufigen verallgemeinerten Momentenschätzer (Generalized Method of Moments – GMM) für dynamische Panel-datenmodelle nach Arellano und Bond. Als Hauptgründe für den Rückgang der Zinsspannen der österreichischen Banken konnten sinkende Betriebskosten, die wachsende Bedeutung von Fremdwährungskrediten in Kombination mit steigenden Nichtzinserträgen sowie die Intensivierung des Wettbewerbs festgemacht werden. Im Gegensatz zu bisherigen Erkenntnissen aus anderen Studien wird hier zudem gezeigt, dass sich das Hausbankprinzip positiv auf die Zinsmargen auswirkt und somit die abnehmende Bedeutung von Hausbankbeziehungen einer der Gründe für den Rückgang der Zinsspannen ist.*

JEL-Klassifikation: G21, E40, C33

Schlagwörter: Zinsspanne, Kreditbepreisung, Ertragslage

## 1 Einleitung

In den meisten EU-Mitgliedstaaten sehen sich die Banken mit sinkenden Zinsspannen konfrontiert (siehe z. B. EZB, 2006, zu den Banken im Euroraum). Tatsächlich sind die Zinsspannen seit 1999 nur in 5 der 25 EU-Mitgliedstaaten (nämlich in der Tschechischen Republik, in Griechenland, Ungarn, der Slowakei und im Vereinigten Königreich) stabil geblieben oder (leicht) angestiegen, wie der Bureau van Dijk Bankscope-Datenbank zu entnehmen ist.<sup>3</sup> Österreich bildet hier keine Ausnahme. Die Zinsspanne der österreichischen Banken ging in den letzten zehn Jahren erheblich zurück.<sup>4</sup> In dieser Studie werden die wichtigsten Bestimmungsfaktoren für die Entwicklung der Zinsspannen österreichischer Banken identifiziert und die Gründe für deren während der letzten zehn Jahre beobachteten Rückgang aufgezeigt.

Da Zinserträge nach wie vor knapp die Hälfte des Betriebsergebnisses der österreichischen Banken ausmachen, ist die beobachtete Verringerung der Zinsmargen sowohl auf der Mikro- (aus Sicht der einzelnen Kreditinstitute) als auch auf der Makroebene (im Hinblick auf die Finanzmarktstabilität) von Bedeutung. Kennt man die Ursachen für den Rückgang der Zinsspannen und ist somit in der Lage, deren Entwicklung vorherzusagen, so sollte es aus mikroökonomischer Sicht möglich sein, künftige Veränderungen dieses Abwärtstrends einschätzen zu können. Aus der Perspektive der Finanzmarktstabilität ist der Rückgang der Zinsspannen in zweifacher Hinsicht relevant: Einerseits könnte sich für die Banken der Anreiz ergeben, zur Verbesserung der Ertragslage andere, potenziell risikoreichere Geschäftsbereiche zu erschließen. Andererseits

<sup>1</sup> Die in diesem Beitrag vertretenen Ansichten geben die Meinung der Autoren und nicht notwendigerweise jene der OeNB und des Eurosystems wieder. Übersetzung aus dem Englischen.

<sup>2</sup> Oesterreichische Nationalbank: david.liebeg@oenb.at; markus.schwaiger@oenb.at.

<sup>3</sup> Maudos und Fernández de Guevara (2004) belegen außerdem für den Zeitraum von 1993 bis 2000 rückläufige Zinsspannen für ein Sample von fünf großen EU-Mitgliedstaaten.

<sup>4</sup> Darüber hinaus zeigt die EZB-Zinssatzstatistik, dass die Zinsspannen der österreichischen Banken im Kredit- bzw. Einlagengeschäft seit Beginn der statistischen Erhebungen im Jahr 2003 durchwegs niedriger sind als die durchschnittlichen Zinsmargen der Banken im Euroraum.

ist es für die Regulierungsbehörden aus geldpolitischer Sicht relevant, ob ein Rückgang der Zinsspannen hauptsächlich auf mikroökonomische Gründe oder vielmehr auf makroökonomische Entwicklungen zurückzuführen ist.

In der Fachliteratur wurde bereits eine Reihe von Faktoren aufgezeigt, die die Höhe der Zinsmargen der Banken beeinflussen. Aus gesamtwirtschaftlicher Sicht zählen dazu die konjunkturelle Lage (siehe z. B. Bikker und Hu, 2002), die Zinskurve und die Zinsvolatilität (siehe z. B. Ho und Saunders, 1981) sowie die Effizienz der Rechtsumsetzung (Laeven und Majnoni, 2005), während auf der Mikroebene (d. h. auf Bankenebene) die Betriebskosten (siehe z. B. Demirgüç-Kunt und Huizinga, 1998), das Zinsrisiko (siehe Ho und Saunders, 1981), das Ausfallrisiko (siehe Angbazo, 1997), die Größe des Kreditinstituts (siehe z. B. Athanasoglou et al., 2005), die Marktstruktur bzw. der Wettbewerb (Marktmacht vs. Effizienz-Hypothese, siehe z. B. Goddard et al., 2004) sowie Risikoaversion (siehe z. B. Maudos und Fernández de Guevara, 2004) eine Rolle spielen.

In diesem Zusammenhang waren im österreichischen Bankensektor eine Reihe interessanter Entwicklungen zu beobachten, die mit dem kontinuierlichen Rückgang der Zinsspannen während der letzten zehn Jahre einhergingen. Wie in vielen anderen EU-Mitgliedstaaten haben die Nichtzinsenerträge auch für österreichische Banken innerhalb kürzester Zeit enorm an Bedeutung gewonnen. In den vergangenen zehn Jahren stieg der Anteil der Nichtzinsenerträge an den Betriebserträgen der Medianbank um mehr als 50%. Verantwortlich dafür ist neben der erfolgreichen

Expansion in Mittel- und Osteuropa die steigende Abhängigkeit von Provisionserträgen.

Außerdem nimmt Österreich im Hinblick auf Ausleihungen in Fremdwährung zumindest im Euroraum eine einzigartige Stellung ein. Der Anteil der Fremdwährungskredite am gesamten Kreditvergabevolumen an Nichtbanken hat sich nämlich seit 1996 mehr als verdreifacht und beträgt derzeit rund 20%. Darüber hinaus lässt sich der österreichische Bankensektor nach wie vor als typisches Universalbankensystem beschreiben, in dem das im deutschsprachigen Raum übliche Hausbankprinzip eine wichtige Rolle spielt (siehe z. B. Elsas, 2005). Wenn das Hausbankprinzip tatsächlich einen Anstieg der Zinsspannen bewirkt (siehe z. B. Boot, 2000, und Thakor, 2000), so könnten die sinkenden Zinsmargen der letzten Jahre auch mit der abnehmenden Bedeutung der Hausbankbeziehungen zusammenhängen.

In dieser Studie sollen die Gründe für den Rückgang der Zinsspannen österreichischer Banken untersucht werden. Die Gesamrentabilität der österreichischen Banken war bereits Gegenstand von Studien (siehe z. B. Arpa et al., 2001, Hahn, 2005a und 2005b, sowie Rossi et al., 2006); ebenso liegen Arbeiten vor, in denen Daten zu ausgewählten österreichischen Banken in ein länderübergreifendes Sample einbezogen wurden (siehe z. B. EZB, 2000 und 2006b); die vorliegende Studie ist jedoch nach unserem Kenntnisstand die erste, in der die Bestimmungsfaktoren der Zinsspannen österreichischer Banken umfassend untersucht werden. Auf Grundlage des Modellierungsansatzes von Maudos und Fernández de Guevara (2004) und der Schätzung eines

dynamischen Paneldatenmodells konnte festgestellt werden, dass der Rückgang der Zinsspannen der österreichischen Banken hauptsächlich auf sinkende Betriebskosten, die wachsende Bedeutung von Fremdwährungskrediten, den Anstieg der Nichtzinserträge und stärkeren Wettbewerb zurückzuführen ist. Darüber hinaus hat auch die abnehmende Bedeutung von Hausbankbeziehungen eine Verringerung der Zinsspannen zur Folge.

Im folgenden zweiten Abschnitt wird die Entwicklung der Zinsspannen in Österreich im Zeitverlauf beschrieben. Das zugrunde liegende theoretische Modell wird in Abschnitt 3 erklärt, Abschnitt 4 ist dessen empirischer Anwendung gewidmet. In Abschnitt 5 werden die Ergebnisse dieser Studie präsentiert, und Abschnitt 6 enthält eine Zusammenfassung.

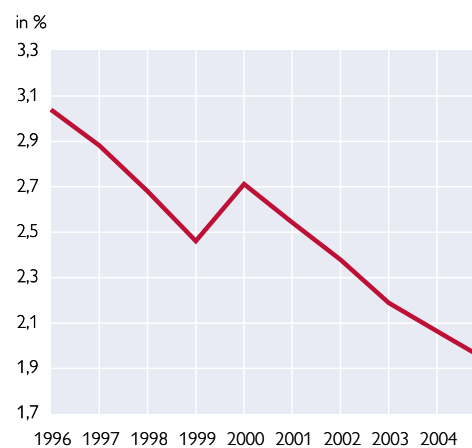
## 2 Entwicklung der Zinsspannen der Banken im Zeitverlauf

Zwischen 1996 und 2005 ging die Medianzinsspanne im österreichischen Bankensektor (definiert als Nettozinsertrag im Verhältnis zur Bilanzsumme) um 36% – von 3,04% auf 1,94% – zurück (siehe Grafik 1). Hierbei waren die Zinsspannen während des gesamten Beobachtungszeitraums rückläufig, d. h. dieser Trend beschränkte sich nicht nur auf einen engeren Zeitraum, in dem eine bestimmte Wirtschaftsentwicklung zu beobachten war, wie etwa auf den bis zum Jahr 2000 zu beobachtenden Aktienkursanstieg. Darüber hinaus waren nicht nur einzelne Untergruppen des Bankensektors (etwa große oder kleine Banken, Aktienbanken oder Genossenschaftsbanken) betroffen; vielmehr verringerten sich die

Zinsspannen – unterschiedlich rasch – im gesamten Bankensektor.

Grafik 1

### Median der Zinsspannen österreichischer Banken im Zeitverlauf



Quelle: OeNB.

## 3 Determinanten der Zinsspannen der Banken

Die Determinanten der Zinsspannen der Banken werden in dieser Studie anhand des allgemein anerkannten Dealership-Modells in der Tradition von Ho und Saunders (1981) untersucht. Im ursprünglichen Modell von Ho und Saunders werden Banken als risikoaverse Intermediäre zwischen Gläubigern und Schuldern angesehen. Dabei sind sie den Faktoren Wettbewerbsdruck und Zinsrisiko ausgesetzt, die maßgeblichen Einfluss auf die Zinsspannen ausüben. Das Dealership-Modell wurde seither um unterschiedliche Arten von Krediten/Einlagen (siehe Allen, 1988), die Volatilität der Geldmarktsätze (siehe McShane und Sharpe, 1985), das Kreditrisiko (siehe Angbazo, 1997) sowie die Betriebskosten (siehe Maudos und Fernández de Guevara, 2004) erweitert.

In der Folge wird das ursprüngliche Modell von Ho und Saunders in der Erweiterung von Maudos und

Fernández de Guevara (2004) angewandt. Dieses erweiterte Modell funktioniert folgendermaßen: Banken sind risikoaverse Akteure, die Einlagen hereinnehmen und Kredite gewähren; die Nachfrage nach Krediten und das Angebot von Einlagen hängen dabei von dem von der Bank angebotenen Zinssatz und der Elastizität der Nachfrage nach Krediten bzw. des Angebots von Einlagen ab. Aufgrund dieser Unvorhersehbarkeit der Kreditnachfrage bzw. Einlagenbereitstellung besteht für die Banken ein Zinsrisiko. Wenn eine Bank eine Einlage hereinnimmt und den Betrag aufgrund mangelnder gleichzeitiger Kreditnachfrage auf dem Geldmarkt investiert, so ist die Bank aufgrund der Unsicherheit ihrer Veranlagungserträge einem Reinvestitionsrisiko ausgesetzt. Wird andererseits ein Kredit auf dem Geldmarkt refinanziert, erwächst der Bank aufgrund der Unsicherheit ihrer Refinanzierungskosten ein Refinanzierungsrisiko. Da der Ertrag aus diesem Kredit ungewiss ist (weil nicht im Voraus feststeht, ob der Kredit tatsächlich zurückgezahlt wird oder nicht), ist die Bank – zusätzlich zu dem oben erwähnten Zinsrisiko – auch einem Kreditrisiko ausgesetzt. Ein risikoaverser Akteur verlangt daher bei höherem Kreditrisiko eine höhere Zinsspanne. Maudos und Fernández de Guevara (2004) zufolge schlägt sich die Rolle der Banken als Finanzintermediäre außerdem in den Betriebskosten nieder, da die Banken auch bei nicht vorhandener Marktmacht bzw. beim Fehlen jeglichen Risikos betriebskostendeckend arbeiten müssen. Die Betriebskosten wiederum sind eine Funktion aus herein genommenen Einlagen und gewährten Krediten. Folglich müssen Banken, deren Betriebskosten höher sind,

auch höhere Zinsmargen verrechnen. Da auf einem Markt mit vollkommenem Wettbewerb die Preise jedoch vom Markt gesetzt werden, wodurch Banken mit hohen Aufwendungen einfach aus dem Markt ausscheiden, kann man dieser Argumentationslinie etwas skeptisch gegenüberstehen. Dennoch werden in der vorliegenden Analyse auch die Betriebskosten berücksichtigt, da höhere Kosten das Resultat größerer Produktdifferenzierung aufgrund von höheren Dienstleistungs- bzw. Marketingaufwendungen sein können, was es den Banken ermöglicht, für Kredite höhere Zinsen zu verrechnen und für Einlagen niedrigere Zinsen zu gewähren. Weiters ist die Zinsspanne dem Modell zufolge eine steigende Funktion des durchschnittlichen Geschäftsvolumens der jeweiligen Bank, da es in diesem Fall bei einzelnen Kunden zu einer höheren Risikokonzentration kommt.

Zusammenfassend nennt das theoretische Modell von Maudos und Fernández de Guevara (2004) die folgenden Bestimmungsfaktoren für die Zinsspannen der Banken (und deren vorhergesagte Wirkungsrichtungen), und zwar

- den *Risikoaversionsgrad* einer Bank: je höher die Risikoaversion, desto höher die Zinsspanne;
- die *Wettbewerbsstruktur* des Bankenmarktes: je niedriger der Wettbewerb, desto höher die Zinsspanne;
- *Zinsrisiken*: je volatiler die Zinssätze auf dem Geldmarkt, desto höher das Reinvestitions- und Refinanzierungsrisiko, was wiederum höhere Zinsspannen für risikoaverse Akteure nach sich zieht; das *Kreditrisiko*: je höher das Kreditrisiko, desto höher die Zinsspanne;

- die *Wechselwirkung* zwischen Kredit- und Zinsrisiko: höhere Zinsrisiken vergrößern ceteris paribus die Ausfallwahrscheinlichkeit von Krediten;
- die *Betriebskosten* der Banken: je höher die Betriebskosten, desto höher die Zinsmarge, die eine Bank verrechnen kann (oder muss);
- das *durchschnittliche Volumen* der Bankgeschäfte: je größer das durchschnittliche Geschäftsvolumen, desto höher die Risikokonzentration bei einzelnen Kunden und desto höher die von risikoaversen Akteuren verrechnete Zinsmarge.

In der Fachliteratur wird die durch die oben genannten Faktoren erklärte Zinsspanne als „reine“ oder modellbasierte Zinsspanne bezeichnet. Aus empirischer Sicht könnte eine Reihe anderer Ursachen, die Marktunvollkommenheiten, bankenspezifische Komponenten oder makroökonomische Einflüsse widerspiegeln, zu einer Abweichung der empirischen Zinsspanne von der reinen Zinsspanne führen. So ist in diesem Zusammenhang auch die *Bezahlung impliziter Zinsen* in Form von kredit- oder einlagenbezogenen Gebühren (siehe Saunders und Schumacher, 2000) zu berücksichtigen. Angesichts beträchtlicher Unterschiede hinsichtlich der relativen Größe und der Effizienz der Banken wäre es nicht überraschend, wenn sich *Skaleneffekte* (siehe Athanasoglou et al., 2005) oder die *Managementqualität* (siehe Angbazo, 1997) auf die empirischen Zins-

spannen auswirken. Ebenso wurde das unterschiedliche Ausmaß, in dem die auf einem Markt tätigen Banken *Hausbankbeziehungen* unterhalten, als potenzielle Triebfeder der Zinsmargen identifiziert (siehe z. B. Ergunçor, 2005). Stiroh (2004) dokumentiert außerdem die Wechselwirkung zwischen Nichtzinserträgen und Zinserträgen, die von der *Diversifizierung* der Erträge abhängen könnte. Nicht zuletzt könnten auch Veränderungen in der *allgemeinen Wirtschaftslage* (siehe Bikker und Hu, 2002) eine Rolle spielen. All diese Faktoren müssen also in einem empirischen Modell zu Determinanten von Zinsspannen mitberücksichtigt werden.<sup>5</sup>

Die beobachtete Zinsmarge der Bank  $i$  zur Zeit  $t$ ,  $IRM_{it}$ , ist also gegeben durch:

$$IRM_{it} = f[PIM_{it}(\bullet), X_{it}, Y_t],$$

wobei  $PIM_{it}$  für die reine Zinsspanne steht,  $X_{it}$  einen Vektor für bankenspezifische Kontrollvariablen und  $Y_t$  einen Vektor für branchenspezifische Variablen und Makrokontrollvariablen bezeichnet.

## 4 Empirischer Ansatz

### 4.1 Daten

Der dieser Untersuchung zugrunde liegende Originaldatensatz umfasst die Jahresabschlussdaten sämtlicher 1.119 Banken, die zwischen 1996 und 2005 über eine österreichische Bankkonzession verfügten. Da nicht alle diese Banken während des gesamten Beobachtungszeitraums tätig waren und außerdem die Daten zu den Variablen einiger Kreditinstitute fehlen, umfasst die endgültige Stich-

<sup>5</sup> Die Unterscheidung zwischen einer empirisch beobachteten und einer reinen Zinsspanne, die Kontrollvariablen erforderlich machen kann, ist für *Dealership-Modelle* im Sinne von Ho und Saunders (1981) typisch. Siehe dazu auch Angbazo (1997), Saunders und Schumacher (2000) oder Maudos und Fernández de Guevara (2004).

probe 903 Banken und insgesamt 8.286 Beobachtungen. Die vorliegende Analyse stützt sich auf einen umfassenden Datensatz, der auf den aufsichtsrechtlichen Meldungen der Banken an die Oesterreichische Nationalbank (OeNB) gemäß Bankwesengesetz (BWG)<sup>6</sup> beruht. Dieser Datensatz hat im Vergleich zu in ähnlichen Studien verwendeten Daten drei Vorteile: Erstens werden im Unterschied zu den meisten anderen Studien, die nur Stichproben enthalten und viele kleine Banken nicht einbeziehen, sämtliche Kreditinstitute auf dem Markt berücksichtigt. Zweitens unterliegen alle Banken denselben Rechnungslegungsvorschriften und bankenaufsichtlichen Regelungen, wodurch der potenziell verzerrende Einfluss voneinander abweichender Rechnungslegungsstandards vermieden wird. Drittens sind die Daten aus dem Meldewesen für das gesamte Sample weitaus detaillierter als jene kommerzieller Datenbanken, sodass besser geeignete empirische Variablen gefunden werden konnten – etwa das durchschnittliche Volumen von Kundenkrediten als Maß für das Durchschnittsvolumen von (Kredit-) Geschäften, der Herfindahl-Hirschman-Index für das Kreditportfolio einer Bank als Maß für die Diversifizierung sowie der Kleinkreditanteil als Maß für die Bedeutung von Hausbankbeziehungen.

Die täglichen Angaben zu den Zinssätzen stammen von Thomson Financial Datastream, die Jahres-BIP-Daten zu Österreich wurden von der OeNB zur Verfügung gestellt.

#### 4.2 Empirisches Modell

Um die Persistenz von Bankgewinnen im Zeitverlauf zu erfassen, die zahlreiche andere Studien (z. B. Athanasoglou et al., 2005, und Goddard et al., 2004) etwa Wettbewerbs-hemmnissen oder der mangelnden Transparenz von Informationen zuschreiben, wird ein auf dynamische Paneldaten basierender Ansatz unter Einsatz des einstufigen GMM-Schätzers von Arellano und Bond (1991) verwendet.<sup>7</sup> Die empirische Spezifikation nimmt daher die folgende Form an

$$IRM_{it} = const + \delta IRM_{it-1} + \sum_{k=1}^K \alpha_k PIM_{kit} + \sum_{l=1}^L \beta_l X_{lit} + \sum_{m=1}^M \gamma_m Y_{mt} + u_{it}$$

$$\text{und } u_{it} = \mu_i + v_{it},$$

wobei  $\delta$  der Koeffizient der verzögerten abhängigen Variablen ist,  $\alpha_k$  für die  $K$ -Koeffizienten der Variablen steht, die den reinen Zinssatz  $PIM_{it}$  bestimmen,  $\beta_l$  die  $L$ -Koeffizienten der bankspezifischen Kontrollvariablen bezeichnet und  $\gamma_m$  die  $M$ -Koeffizienten der branchenspezifischen und Makro-

<sup>6</sup> Die Bilanzdaten stammen aus dem Monatsausweis (MAUS), die Daten zur Gewinn- und Verlustrechnung aus dem quartalsweisen Vermögens- und Erfolgsausweis (QUAB).

<sup>7</sup> Man beachte, dass die Schätzung eines statischen Fixe-Effekte- oder Zufällige-Effekte-Modells verzerrte und inkonsistente Parameterschätzungen für die dynamische Wechselwirkung ergeben würde. Nachdem eine derartige Verzerrung mit  $T$  abnimmt und die zeitliche Dimension der Stichprobe  $T=10$  lautet, wurde zur Überprüfung der Stichhaltigkeit der Ergebnisse ein Fixe-Effekte-Modell geschätzt (ein Hausmann-Test hatte die Verwendung eines Fixe-Effekte-Modells statt eines Zufällige-Effekte-Modells nahegelegt). Trotz einer gewissen Verzerrung untermauert das Fixe-Effekte-Modell im Großen und Ganzen die Ergebnisse der vorliegenden Studie.

kontrollvariablen, die in einem bestimmten Jahr für alle Banken konstant sind.  $u_{it}$  besteht aus dem individuellen Effekt  $\mu_i$  und dem Residuum  $v_{it}$ .<sup>8</sup>

Empirisch gesehen stellt die Zinsspanne das Verhältnis Nettozinsertrag zu Bilanzsumme dar. Die oben besprochenen Bestimmungsfaktoren der reinen Zinsspanne werden mithilfe der folgenden Variablen empirisch gemessen:

- Die *Grad der Risikoaversion* wird durch die aufsichtsrechtliche Eigenkapitalquote erfasst, wobei eine höhere Quote einen größeren Abstand zu den aufsichtsrechtlichen Mindeststandards und eine höhere Risikoaversion bedeutet.
- Die *Wettbewerbsstruktur* des Marktes wird durch den durchschnittlichen Lerner-Index für den Bankenmarkt in einem bestimmten Jahr erfasst und nach Angelini und Cetorelli (2003) berechnet. Der Lerner-Index ist der relative Preisaufschlag auf die Grenzkosten, d. h. die Differenz zwischen Preisen und Grenzkosten im Verhältnis zu den Preisen. Zur Ermittlung des Lerner-Index wurde das folgende System simultan<sup>9</sup> für jedes Jahr von 1996 bis 2005 geschätzt:

$$\ln c_i = k_0 + s_1 \ln x_i + \frac{s_2}{2} (\ln x_i)^2 + \sum_{j=1}^3 k_j \ln \omega_{ij} + \sum_{j=1}^3 s_{j+2} \ln x_i \ln \omega_{ij} +$$

$$+ k_4 \ln \omega_{i1} \ln \omega_{i2} + k_5 \ln \omega_{i1} \ln \omega_{i3} + k_4 \ln \omega_{i2} \ln \omega_{i3} + \sum_{j=1}^3 k_j (\ln \omega_{ij})^2$$

$$p_i = s_0 + \frac{c_i}{x_i} \left( s_1 + s_2 \ln x_i + \sum_{j=1}^3 s_{j+2} \ln \omega_{ij} \right),$$

wobei  $c_i$  für die Gesamtkosten steht,  $x_i$  für die Bilanzsumme,  $\omega_{i1}$  für die Finanzierungskosten (Verhältnis Zinsaufwendungen/Einlagen),  $\omega_{i2}$  für die Arbeitskosten (Verhältnis Personalaufwendungen/Anzahl der Beschäftigten) und  $\omega_{i3}$  für die Kosten des physischen Kapitals (Verhältnis Betriebsaufwendungen abzüglich Personalausgaben/Bilanzsumme) der Bank  $i$ . Die erste Gleichung stellt dabei die Translog-Kostenfunktion dar, die zur Ermittlung der Grenzkosten herangezogen wird, die zweite Gleichung ist die Bedingung erster Ordnung der Gewinnmaximierung, die zur Ermittlung des Preisaufschlags dient (durch  $s_0$  erfasst).  $p_i$  ist die Summe aus Zins- und Provisionserträgen im Verhältnis zur Bilanzsumme. Die durchschnittliche Wettbewerbsintensität in einem bestimmten Jahr wird berechnet, indem man die Schätzung von  $s_0$  durch den durchschnittlichen Jahresertrag  $p$  aller Banken dividiert.

- Die *Zinsrisiken* werden durch die Standardabweichung der täglichen

<sup>8</sup> Aufgrund der beträchtlichen Unterschiede in der Größe der einzelnen Kreditinstitute könnte sich in der verwendeten Stichprobe das Problem der Heteroskedastie ergeben. Dieser Effekt wird durch die Verwendung eines robusten Schätzers der Varianz-Kovarianz-Matrix für die Parameterschätzungen neutralisiert. Um sicherzustellen, dass die Daten nicht durch Nichtstationarität beeinflusst werden, wurde darüber hinaus ein Paneldaten-Unit-Root-Test nach Maddala und Wu (1999) durchgeführt, der die Nullhypothese einer Nichtstationarität abgelehnt hat. Die entsprechende Teststatistik stellen die Autoren auf Anfrage gerne zur Verfügung.

<sup>9</sup> Aufgrund der Endogenität der Kosten- und Preisvariablen  $c_i$  und  $p_i$  wurden instrumentale Variablen im Rahmen einer dreistufigen Kleinst-Quadrate-Schätzung verwendet.

kurzfristigen Geldmarktzinssätze im Jahresverlauf erfasst, wobei hier der Drei-Monats-EURIBOR (bzw. VIBOR vor 1999) gewählt wurde. Alternativ wird die Robustheit der Ergebnisse überprüft, indem die Differenz zwischen dem Jahresdurchschnitt der Renditen zehnjähriger Staatsanleihen und dem Drei-Monats-EURIBOR sowie die Standardabweichung der Renditen zehnjähriger Staatsanleihen als Hilfsvariablen herangezogen werden.

- Die *Kreditrisiken* werden durch das Verhältnis von Wertberichtigungen zu Kundenkrediten oder (wiederum zur Überprüfung der Robustheit) durch das Verhältnis risikogewichteter Aktiva zur Bilanzsumme erfasst.
- Die Wechselwirkung zwischen *Kreditrisiken* und *Zinsrisiken* wird durch die Einführung eines Interaktionsterms zwischen den jeweiligen Zinsrisiko- und Kreditrisikospezifikationen erfasst.
- Die *Betriebskosten* errechnen sich aus dem Verhältnis der Betriebsaufwendungen zur Bilanzsumme.
- Das *durchschnittliche Volumen der Bankgeschäfte* wird dadurch erfasst, dass die Höhe der Kundenkredite durch die Anzahl der Kundenkredite dividiert wird – ergänzt durch die Diversifikation des Kreditportfolios, gemessen am Herfindahl-Hirschman-Index

für das Kreditportfolio der einzelnen Banken pro Jahr.<sup>10</sup>

Zur Erfassung der empirischen Abweichungen von den reinen Zinsspannen werden die folgenden Faktoren berücksichtigt: *Zahlungen impliziter Zinssätze* werden dadurch berechnet, dass man Provisionserträge aus Kreditgeschäften durch die Bilanzsumme dividiert; die *Qualität des Bankmanagements* wird durch die Aufwand-Ertrag-Relation dargestellt, die *Skaleneffekte* durch den Marktanteil einer Bank im jeweiligen Jahr; die *Bedeutung der Nichtzinserträge* wird mittels des Verhältnisses von Nichtzinserträgen zur Bilanzsumme errechnet oder, als Alternative (und weitere Robustheitsprüfung), mittels des Verhältnisses von Nichtzinserträgen zu Gesamterträgen. *Änderungen der Wirtschaftslage* werden durch die Abweichung des realen BIP-Wachstums in Österreich in einem gegebenen Jahr vom durchschnittlichen Wachstum über den gesamten Beobachtungszeitraum dargestellt. Um eine sinnvolle Hilfsvariable für die *Bedeutung der Hausbankbeziehungen* zu erhalten, wird die Summe der Kundenkredite mit einem Volumen von unter 500.000 EUR (bzw. unter 360.000 EUR vor 2002) in Relation zur Bilanzsumme gesetzt. Die dieser Festlegung zugrunde liegende Überlegung ist, dass die Art von Informationsasymmetrien, die normalerweise bei Hausbankkrediten auftritt, wahrscheinlich mit der Höhe der Kredite

<sup>10</sup> Das hier verwendete Maß für die Risikostreuung basiert auf der Großkreditevidenz der OeNB, die allerdings nur Kredite über 350.000 EUR erfasst; das Ergebnis ist daher für kleine Banken, die nur wenige Kredite (oder nur einen Kredit) in dieser Kategorie vergeben haben, potenziell verzerrt. Ergebnisse auf Basis der Schätzung einer Unterauswahl, in der diese kleinen Banken (mit einer Bilanzsumme von unter 70 Mio EUR) nicht enthalten sind, ändern jedoch nichts am Gesamtergebnis. Aus diesem Grund wird zusätzlich zum durchschnittlichen Volumen der Bankgeschäfte auch die Diversifikation einbezogen, um so Informationen über den Streuungsgrad des Kreditportfolios zu erfassen.



Tabelle 1

Definitionen der Variablen und Sample-Mediane (für bankenspezifische Variablen)											
Symbol	Definition	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
IRM, %	Verhältnis Nettozinserträge/Bilanzsumme	3,039	2,882	2,680	2,461	2,712	2,544	2,379	2,189	2,064	1,941
LERNER, %	Lerner-Index für Marktmacht	51,210	48,396	50,657	47,341	51,948	53,926	47,891	42,354	39,280	40,028
OPC, %	Verhältnis Betriebsaufwendungen/ Bilanzsumme	2,694	2,696	2,653	2,558	2,567	2,515	2,460	2,392	2,321	2,192
RAV, %	Aufsichtsrechtliche Eigenkapitalquote	13,115	13,419	13,283	13,108	13,016	13,084	13,306	13,665	15,113	15,868
LLPR, %	Wertberichtigungsquote	3,260	3,470	3,590	3,662	3,904	4,056	4,228	4,238	4,251	4,319
RWATOTASS, %	Verhältnis risikogewichtete Aktiva/Bilanzsumme	55,435	56,131	56,776	56,836	57,187	57,329	57,188	56,353	56,904	57,776
STD3M	Standardabweichung des Drei-Monats-EURIBOR	0,154	0,192	0,084	0,331	0,585	0,530	0,148	0,248	0,046	0,112
SLOPE, %	Differenz zwischen Rendite zehnjähriger Staatsanleihen und Drei-Monats-EURIBOR	2,939	2,173	1,118	1,725	1,158	0,800	1,634	1,796	1,982	0,652
STD10Y	Standardabweichung der Rendite zehnjähriger Staatsanleihen	0,247	0,145	0,378	0,591	0,151	0,200	0,320	0,263	0,213	0,233
CROSSIRR3	Wechselwirkung zwischen LLPR und STD3M	0,005	0,007	0,003	0,012	0,023	0,022	0,006	0,010	0,002	0,005
CROSSIRRS	Wechselwirkung zwischen LLPR und SLOPE	0,096	0,075	0,040	0,063	0,045	0,032	0,069	0,076	0,084	0,028
CROSSIRR10	Wechselwirkung zwischen LLPR und STD10Y	0,008	0,005	0,014	0,022	0,006	0,008	0,014	0,011	0,009	0,010
CROSSIRR3RWA	Wechselwirkung zwischen RWA und STD3M	0,085	0,108	0,048	0,188	0,335	0,304	0,085	0,139	0,026	0,065
ASO, EUR	Durchschnittliches Volumen der Kundenkredite	17.272	18.154	19.623	20.935	22.158	23.420	25.458	26.234	27.471	28.685
DIV, %	Herfindahl-Index für das Kreditportfolio	..	1,993	2,097	2,240	2,281	2,254	2,285	2,474	2,537	2,432
CIR, %	Aufwand-Ertrag-Relation	66,636	68,812	70,553	70,059	64,676	67,632	68,396	69,985	70,858	68,867
SIZE, %	Marktanteil	0,013	0,013	0,012	0,013	0,013	0,013	0,014	0,014	0,014	0,013
FCL, %	Anteil der Fremdwährungskredite im Kundengeschäft	0,185	0,610	2,980	5,548	7,638	9,208	10,347	11,035	12,076	12,735
NONINTREV, %	Verhältnis Nichtzinserträge/Bilanzsumme	0,952	0,997	1,019	1,071	1,143	1,076	1,108	1,077	1,048	1,107
NONINTREV2, %	Verhältnis Nichtzinserträge/Gesamtertrag	23,881	25,768	27,812	30,719	29,683	30,268	32,346	33,208	33,805	36,243
IIP, %	Verhältnis Provisionserträge aus Kreditgeschäften/Bilanzsumme	0,022	0,020	0,019	0,019	0,019	0,019	0,021	0,023	0,021	0,020
RLBLOANS, %	Anteil kleinvolumiger Kredite	43,988	44,444	45,147	44,656	44,904	43,663	45,438	43,914	43,864	42,659
GDP_TREND, %	Differenz zwischen der BIP-Wachstumsrate eines Jahres und dem mittleren BIP-Wachstum über den gesamten Beobachtungszeitraum	0,515	-0,285	1,515	1,215	1,315	-1,285	-1,085	-0,685	0,315	-0,185

Quelle: OeNB, Thomson Financial.

abnimmt (siehe auch Ergungor, 2005).<sup>11</sup> Da die Beliebtheit von Fremdwährungskrediten ein einzigartiges Charakteristikum des österreichischen Bankwesens darstellt und insbesondere im hier relevanten Beobachtungszeitraum zugenommen hat, wird in dieser Studie durch Einbeziehung des Anteils der *Fremdwährungskredite* am gesamten Kundenkredit-

volumen pro Bank auch deren Einfluss berücksichtigt.

Tabelle 1 zeigt die Entwicklung der erklärten Variablen und sämtlicher erklärenden Variablen unseres Samples im Zeitverlauf von 1996 bis 2005, wobei für die bankenspezifischen Variablen Mediane verwendet wurden. Die Zinsspanne fiel von knapp über 3% im Jahr 1996 auf

<sup>11</sup> Obwohl eine einmalige Datengrundlage verwendet wird, handelt es sich hier zugegebenermaßen um einen verhältnismäßig groben Indikator; zudem besteht kein Zweifel, dass nicht sämtliche Kleinkredite Hausbankkredite und nicht alle Hausbankkredite Kleinkredite sind. Dessen ungeachtet wird hier angenommen, dass die Informationsasymmetrie mit der Größe des Unternehmens abnimmt (nicht zuletzt wegen des komplexeren und besser dokumentierten Managementsystems größerer Unternehmen) – eine Tatsache, die entweder in vermehrter Kapitalfinanzierung oder transaktionsbasierter Kreditvergabe resultiert.

1,9% im Jahr 2005 und weist somit einen deutlichen Rückgang auf. Im selben Zeitraum stieg der Wettbewerb im österreichischen Bankensystem merklich an, wobei der Lerner-Index (LERNER) für das Bankensystem von 51% auf 40% zurückging. Parallel dazu sanken die Betriebskosten (OPC) kontinuierlich von 2,7% im Jahr 1996 auf 2,3% im Jahr 2005. Im Hinblick auf das Zinsrisiko ist für die Ein-Jahres-Standardabweichung des Drei-Monats-EURIBOR (STD3M) ein Anstieg bis zum Jahr 2000 und in der Folge ein Rückgang zu verzeichnen. Die Steigung der Zinskurve (SLOPE) folgt einem ähnlichen Muster, während sich die Standardabweichung der Rendite zehnjähriger Anleihen (STD10Y) in den meisten Jahren des Beobachtungszeitraums gegenläufig zum Drei-Monats-EURIBOR entwickelt. Im Unterschied zum Zinsrisiko ist das Kreditrisiko, gemessen an der Wertberichtigungsquote (LLPR), während des Beobachtungszeitraums angestiegen; im Großen und Ganzen nahmen auch die risikogewichteten Aktiva (RWATOTASS) denselben Verlauf. Die durchschnittliche Kredithöhe (ASO) wuchs kontinuierlich von 17.000 EUR auf 29.000 EUR; die Konzentration des Kreditportfolios (DIV) sowie die aufsichtsrechtliche Eigenkapitalquote (RAV) der Banken erhöhten sich in einem ähnlichen Ausmaß. Wie bereits oben angedeutet stieg der Anteil der Fremdwährungskredite in den letzten zehn Jahren rasant an. Während dieser Zeitspanne gewannen auch die Nichtzinsenerträge (NONINTREV) für die Medianbank auffallend an Bedeutung: ihr Anteil von 36% an den Gesamterträgen entspricht einem 52-prozentigen Anstieg innerhalb des Beobachtungszeitraums (NONINTREV2).

Der Anteil der Hausbankkredite (RLBLOANS) ist hingegen insbesondere seit 2002 leicht zurückgegangen.

## 5 Ergebnisse

In der zweiten Spalte von Tabelle 2 sind die Schätzergebnisse für das verwendete Referenzmodell (Modell (1)) angegeben. Zur Überprüfung der Robustheit dieser Ergebnisse wurden auch Modelle mit alternativen Variablendefinitionen (Modelle (2) bis (5)) geschätzt. In Modell (2) dient das Verhältnis der risikogewichteten Aktiva zur Bilanzsumme anstelle der Wertberichtigungsquote als Hilfsvariable für das Kreditrisiko. In den Modellen (3) und (4) wird das Zinsrisiko unterschiedlich definiert – in ersterem Fall über den Verlauf der Zinskurve, in zweiterem über die Standardabweichung der Rendite zehnjähriger Staatsanleihen. In Modell (5) wird das Verhältnis Nichtzinsenerträge zu Bilanzsumme (NONINTREV) des Basismodells durch den proportionalen Anteil der Nichtzinsenerträge am Gesamtertrag der Banken ersetzt. Aus ökonometrischer Sicht kann die Nullhypothese der Autokorrelation zweiter Ordnung in den ersten Differenzen der Residuen bei üblichen Signifikanzgrenzen in allen verwendeten Modellen verworfen werden.

Ein Blick auf die Ergebnisse des Referenzmodells zeigt zunächst, dass der Koeffizient der verzögerten abhängigen Variablen ein signifikantes positives Vorzeichen und einen Wert von rund 0,4 aufweist. Dies deutet auf einen gewissen Grad an Marktunvollkommenheiten hin, ebenso wie die Schätzungen des Lerner-Index (siehe Tabelle 1) und die Tatsache, dass der Koeffizient für die Betriebskosten einen signifikant positiven Wert annimmt.

**Determinanten für Zinsmargen, 1996–2005<sup>1</sup>**

Abhängige Variable: Nettozinsspanne										
Referenzmodell										
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)	
	Koeffizient		Koeffizient		Koeffizient		Koeffizient		Koeffizient	
IRM <sub>t-1</sub>	0,4084	***	0,4132	***	0,3931	***	0,3992	***	0,3790	***
LERNER	0,0062	***	0,0057	***	0,0245	***	0,0129	***	0,0038	**
OPC	0,2118	**	0,2051	**	0,2114	**	0,2029	**	0,0965	**
RAV	0,0016	**	0,0023	***	0,0015	**	0,0013	**	0,0017	**
LLPR	-0,0039		–		-0,0028		-0,0013		0,0010	
STD3M	0,3018	***	0,2154		–		–		0,2477	***
CROSSIRR3	-0,8552		–		–		–		-0,2934	
ASO	2,20e-08		4,10e-08		1,43e-08		3,83e-09		-3,85e-08	
DIV	0,0003		0,0005		0,0004		0,0004		0,0004	
CIR	-0,0093	*	-0,0094	*	-0,0097	*	-0,0087	*	-0,0124	***
SIZE	-0,0396	***	-0,0290	*	-0,0447	***	-0,0421	***	-0,0354	**
FCL	-0,0065	***	-0,0064	***	-0,0069	***	-0,0029	**	-0,0059	***
NONINTREV	-0,2018	**	-0,1990	**	-0,2030	**	-0,1952	**	–	
IIP	-0,1718		-0,1792		-0,1737		-0,1808		-0,2280	
RLBLOANS	0,0240	***	0,0210	***	0,0220	***	0,0250	***	0,0215	***
GDP_TREND	0,0217	***	0,0216	**	0,0408	***	0,0463	***	0,0208	**
CONSTANT	-0,0001		-0,0001		0,0002	**	-0,0001		-7,91e-07	
RWATOTASS	–		0,0081		–		–		–	
CROSSIRR3RWA	–		0,0795		–		–		–	
SLOPE	–		–		0,0875	***	–		–	
CROSSIRRS	–		–		-0,3021		–		–	
STD10Y	–		–		–		-0,4185	***	–	
CROSSIRR10	–		–		–		-0,9378		–	
NONINTREV2	–		–		–		–		-0,0219	***
Anzahl der Beobachtungen	6.480		6.480		6.480		6.480		6.480	
Anzahl der Gruppen	903		903		903		903		903	
AR(2) <sup>2</sup>	0,4834		0,5112		0,1024		0,2169		0,7062	

Quelle: OeNB, Thomson Financial.

Anmerkung: \*\*\*, \*\*, \* kennzeichnen ein Signifikanzniveau von 1%, 5% und 10%.

<sup>1</sup> Durch Verwendung der ersten Differenzen und Inkludierung der verzögerten abhängigen Variablen gingen zwei Jahre, d.h. 1.806 der ursprünglich insgesamt 8.286 Beobachtungen, verloren.

<sup>2</sup> p-Wert des Tests, ob die durchschnittliche Autokovarianz in den Residuen zweiter Ordnung gleich 0 ist.

In Einklang mit den Vorhersagen des theoretischen Modells der Zinsmargen sind Lerner-Index, Betriebskosten, Risikoaversion und Zinsrisiko signifikant und weisen wie erwartet positive Vorzeichen auf, d.h. je geringer der Wettbewerb und je höher die durchschnittlichen Betriebskosten, die Risikoaversion und das Zinsrisiko sind, desto höher ist die Zinsspanne einer Bank. Diese Ergebnisse entsprechen auch den von Maudos und Fernández de Guevara (2004)

erzielten Resultaten. Demgegenüber zeigt das Kreditrisiko anders als im theoretischen Modell (bzw. in den Ergebnissen von z.B. Maudos und Fernández de Guevara, 2004) keine signifikanten Auswirkungen auf die Zinsspanne.<sup>12</sup> Ebenso wenig beeinflussen das durchschnittliche Transaktionsvolumen und die gemeinsame Entwicklung von Zins- und Kreditrisiko die Zinsspanne auf signifikante Weise.

<sup>12</sup> Diese Erkenntnis deckt sich jedoch mit der in Jäger und Redak (2006) gezogenen Schlussfolgerung, dass die Banken das Kreditrisiko in der Vergangenheit nicht ausreichend bewertet haben.

In Bezug auf die Kontrollvariablen hat das Ausmaß der Hausbankbeziehungen einen wesentlichen positiven Einfluss auf die Zinsmargen, was angesichts früherer Ergebnisse zu diesem Thema, etwa von Ergungor (2005), der keine Auswirkung von Hausbankbeziehungen auf die Zinsspanne der Banken feststellen kann, überraschend ist. Die Ergebnisse der vorliegenden Studie zeigen jedenfalls, dass ein 1-prozentiger Anstieg des Anteils der Hausbankkredite an den Gesamtkrediten die Zinsspanne einer Bank im darauf folgenden Zeitraum um mehr als 2 Basispunkte und langfristig um rund 4 Basispunkte in die Höhe treibt. Zumindest den österreichischen Banken bietet das Hausbankprinzip also die Möglichkeit höherer Zinsmargen. Darüber ergaben die Berechnungen, dass die Zinsmargen durch gutes Bankenmanagement sinken, d. h., effizientere Banken können offensichtlich mit geringeren Zinsspannen arbeiten als weniger effizient geführte Banken.

Die Zinsmargen sinken auch deutlich, wenn der Anteil der Fremdwährungskredite und Nichtzinserträge steigt. Obwohl dieser Koeffizient niedrig ist, könnte die negative Auswirkung von Fremdwährungskrediten vom Zinsunterschied abhängen, den diese Kredite im Vergleich zu auf Euro lautenden Krediten aufweisen. Während Letztere normalerweise zumindest zum Teil über Einlagen in derselben Währung refinanziert werden, werden Fremdwährungskredite in der Regel auf dem Interbankenmarkt über einen Aufschlag auf die Interbanksätze refinanziert, was wiederum zum Zinsertrag beiträgt. Weiters legt anekdotische Evidenz nahe, dass der Wettbewerb auf dem Markt für Fremdwährungskredite besonders stark ist, weil Kreditmakler bei der

Vermarktung von Fremdwährungskrediten eine wichtige Rolle spielen. Zusätzlich umfassen die in der Regel endfälligen Fremdwährungskredite den Verkauf eines Tilgungsträgers (Lebensversicherung oder Investmentfonds), wodurch sich die Möglichkeit einer Quersubventionierung von Zinserträgen durch Nichtzinserträge ergibt. Dieselbe Überlegung könnte auch für den Einfluss von Nichtzinserträgen auf die Zinsspannen der Banken gelten. Da Investmentfonds und Pensionsprodukte in Österreich immer beliebter werden (siehe z. B. Ittner und Schwaiger, 2006), könnte die damit steigende Möglichkeit, Investment- oder Versicherungsprodukte unter Nutzung gemeinsamer Vertriebswege an Kreditnehmer zu verkaufen, geringere Zinsspannen für die Banken rechtfertigen. Alternativ wird in der Fachliteratur auch die Diversifikation der Erträge als ein Grund dafür angesehen, weshalb risikoaverse Banken ihre Zinsspannen reduzieren könnten, da auf diese Weise eine Risikostreuung über verschiedene Ertragsquellen möglich wird (siehe z. B. Stiroh, 2004, oder Elsas et al., 2006). Wie Modell (5) zeigt, führt ein Anstieg des Anteils der Nichtzinserträge an den Gesamterträgen um 1 Prozentpunkt zu einem Rückgang der Zinsspanne einer Bank im darauf folgenden Zeitraum um mehr als 2 Basispunkte und langfristig um rund 3,7 Basispunkte.

Außerdem lassen die vorliegenden Ergebnisse den Schluss zu, dass die Größe einer Bank einen signifikant negativen Einfluss und das BIP-Wachstum einen signifikant positiven Einfluss auf die Zinsmargen hat. Implizite Zinszahlungen wirken sich nicht signifikant auf die Zinsspannen aus. Die Ergebnisse des Referenz-

modells werden durch die in den Modellen (2) bis (5) durchgeführten Robustheitsprüfungen bestätigt. Die einzige große Ausnahme bildet in diesem Zusammenhang der Koeffizient des Zinsrisikos. Während der Verlauf der Zinskurve die auf Basis der Standardabweichung der Drei-Monats-Interbanksätze erzielten Ergebnisse untermauert, ändert sich das Vorzeichen des Zinsrisikokoeffizienten, wenn man die Standardabweichung der kurzfristigen Interbanksätze durch die Standardabweichung der Renditen zehnjähriger Staatsanleihen ersetzt. Da die Standardabweichungen der Renditen zehnjähriger Staatsanleihen und der Interbanksätze offensichtlich ein sehr unterschiedliches Verhalten aufweisen (siehe auch Tabelle 1), erscheint dieses Ergebnis wenig überraschend.

Zur Beantwortung der eingangs gestellten Frage nach den Gründen für den markanten Rückgang der Zinsspannen österreichischer Banken in den letzten zehn Jahren sollen nun die wichtigsten Beweggründe isoliert werden. Zu diesem Zweck kann man z. B. die Veränderungen der Medianwerte der verwendeten Modellvariablen (siehe Tabelle 1) mit den geschätzten Koeffizienten der Referenzmodelle kombinieren. Als die drei Hauptfaktoren zeigen sich somit der Rückgang der Betriebskosten, der Anstieg der Fremdwährungskredite sowie der stärkere Wettbewerb. Obwohl der Koeffizient für Fremdwährungskredite und der Lerner-Index niedrig sind, wirken sie aufgrund ihrer Veränderung während der vergangenen zehn Jahre als wichtige Triebfedern für die Reduzierung der Zinsspannen. Das Anwachsen der Nichtzinserträge sowie die abnehmende Bedeutung der Hausbankbeziehungen sollten in diesem Zusam-

menhang aber gleichfalls nicht unerwähnt bleiben.

## 6 Zusammenfassung

In den meisten EU-Mitgliedstaaten – so auch in Österreich – sind die Zinsspannen der Banken seit zehn Jahren rückläufig. Auf Grundlage des theoretischen Modells von Maudos und Fernández de Guevara (2004) wurden in dieser Studie die Bestimmungsfaktoren für die Entwicklung der Zinsspannen österreichischer Banken ermittelt. Wie sich herausstellte, lässt sich der deutliche Rückgang der Zinsmargen in Österreich seit 1996 hauptsächlich durch sinkende Betriebskosten, den steigenden Anteil von Fremdwährungskrediten sowie durch immer stärkeren Wettbewerb erklären. Die zunehmende Bedeutung von Nichtzinserträgen sowie die abnehmende Bedeutung von Hausbankbeziehungen trugen ebenfalls zu niedrigeren Zinsmargen bei. In diesem Zusammenhang konnte mit der Feststellung, dass Hausbankbeziehungen den österreichischen Banken höhere Zinsmargen ermöglichen, die einschlägige Fachliteratur mit neuen Erkenntnissen ergänzt werden.

Aus der Perspektive der Finanzmarktstabilität ging also das Sinken der Zinsspannen hauptsächlich von der Mikroebene aus. Die vergangenen Entwicklungen der Determinanten für die Zinsspannen der Banken lassen nicht vermuten, dass der Druck auf die Zinsmargen in Zukunft nachlassen wird. Um Risikoverschiebungen zu vermeiden, stehen die Banken somit zweifelsohne vor der Herausforderung, die sinkende Rentabilität ihres Zinsgeschäfts durch Nichtzinserträge auszugleichen.

## Literaturverzeichnis

- Angbazo, L. 1997.** Commercial Bank Net Interest Margins, Default Risk, Interest-Rate Risk, and Off-Balance Sheet Banking. In: *Journal of Banking and Finance* 21. 55–87.
- Angelini, P. und N. Cetorelli. 2003.** The Effects of Regulatory Reform on Competition in the Banking Industry. In: *Journal of Money, Credit, and Banking* 35(5). 663–684.
- Allen, L. 1988.** The Determinants of Bank Interest Margins: A Note. In: *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 23(2). 231–235.
- Arellano, M. und S. Bond. 1991.** Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations. In: *Review of Economic Studies* 58(2). 277–297.
- Arpa, M., I. Giulini, A. Ittner und F. Pauer. 2001.** The Influence of Macroeconomic Developments on Austrian Banks: Implications for Banking Supervision. In: *BIS Paper* 1. 91–116.
- Athanasoglou, P., S. Brissimis und M. Delis. 2005.** Bank-Specific, Industry-Specific and Macroeconomic Determinants of Bank Profitability. Working Paper Series Bank of Greece 25.
- Bikker, J. und H. Hu. 2002.** Cyclical Patterns in Profits, Provisioning and Lending of Banks and Procyclicality of the New Basel Capital Requirements. In: *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review* 55. 143–175.
- Boot, A. 2000.** Relationship Banking: What Do We Know? In: *Journal of Financial Intermediation* 9. 7–25.
- Crespo Cuaresma, J. und A. Gschwandtner. 2006.** The Competitive Environment Hypothesis Revisited: Non-Linearity, Nonstationarity and Profit Persistence. In: *Applied Economics* 38. 465–472.
- Demirgüç-Kunt, A. and H. Huizinga. 1998.** Determinants of Commercial Bank Interest Margins and Profitability: Some International Evidence. Working Paper.
- Elsas, R. 2005.** Empirical Determinants of Relationship Lending. In: *Journal of Economics & Business* 14. 32–57.
- Elsas, R., A. Hackethal und M. Holzhäuser. 2006.** The Anatomy of Bank Diversification. Working Paper.
- Ergungor, E. 2005.** The Profitability of Bank-Borrower Relationships. In: *Journal of Financial Intermediation* 14. 485–512.
- EZB – Europäische Zentralbank. 2000.** EU Banks' Margins and Credit Standards. ECB Working Paper. Dezember.
- EZB – Europäische Zentralbank. 2006a.** Financial Stability Review. Juni.
- EZB – Europäische Zentralbank. 2006b.** Report on Differences in MFI Interest Rates across Euro Area Countries. ECB Working Paper.
- Goddard, J., P. Molyneux und J. Wilson. 2004.** The Profitability of European Banks: A Cross-Sectional and Dynamic Panel Analysis. In: *The Manchester School* 72(3). 363–381.
- Hahn, F. 2005a.** Testing for Profitability and Contestability in Banking. WIFO Working Papers 261/2005.
- Hahn, F. 2005b.** Determinants of Bank Profitability in Austria. A Micro-Macro Approach. WIFO Monographien 7/2005.
- Ho, T. und A. Saunders. 1981.** The Determinants of Bank Interest Margins: Theory and Empirical Evidence. In: *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 16(4). 581–600.
- Ittner, A. und M. S. Schwaiger. 2006.** Disintermediation und die Rolle von Banken in Österreich. In: *Bankarchiv* 3/2006. 1–14.

- Jäger, J. und V. Redak. 2006.** Kreditvergabe- und Bepreisungsstrategien österreichischer Banken vor dem Hintergrund von Basel II. In: Finanzmarktstabilitätsbericht 12. Wien: Oesterreichische Nationalbank.
- Laeven, L. und G. Majnoni. 2005.** Does Judicial Efficiency Lower the Cost of Credit? In: Journal of Banking and Finance 29. 1791–1812.
- Maddala, G. und S. Wu. 1999.** A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a New Simple Test. Oxford Bulletin of Economics and Statistics 61. 631–652.
- Maudos, J. und J. Fernández de Guevara. 2004.** Factors Explaining the Interest Margin in the Banking Sectors of the European Union. In: Journal of Banking and Finance 28. 2259–2281.
- McShane, R. und I. Sharpe. 1985.** A Time Series/Cross Section Analysis of the Determinants of Australian Trading Bank Loan/Deposit Interest Margins: 1962–1981. In: Journal of Banking and Finance 9(1). 115–136.
- Rossi S., M. S. Schwaiger und G. Winkler. 2006.** Does Diversification Impact the Managerial Behaviour of Banks? Working Paper.
- Saunders, A. und L. Schumacher. 2000.** The Determinants of Bank Interest Rate Margins: An International Study. In: Journal of International Money and Finance 19. 813–832.
- Stiroh, K. 2004.** Diversification in Banking: Is Noninterest Income the Answer? In: Journal of Money, Credit, and Banking 36(5). 853–882.
- Thakor, A. 2000.** Relationship Banking. In: Journal of Financial Intermediation 9. 3–5.