

# Entwicklung der Kreditvergabe an den Haushaltssektor in Österreich – eine Analyse

*In diesem Beitrag werden mögliche Determinanten der Kreditvergabe an den österreichischen Haushaltssektor untersucht. Die wichtigsten Ergebnisse im Überblick:*

*Ein Fehlerkorrekturmodell für die reale Kreditvergabe zeigt, dass sich diese Variable in den letzten Jahren im Einklang mit den Makro-Fundamentaldaten entwickelte. So gab es in Österreich – im Gegensatz zum Euroraum insgesamt – während der letzten Jahre weder einen Kreditüberhang noch einen Engpass.*

*Eine Wachstumszerlegung zeigt, dass das reale BIP den größten Beitrag zum realen Kreditwachstum leistet. Außerdem sind im vorliegenden Fall univariate Modelle für die Prognose des realen Kreditbestands besser geeignet als Vektorfehlerkorrekturmodelle.*

Friedrich Fritzer,  
Lukas Reiss<sup>1</sup>

## 1 Einleitung

In diesem Beitrag werden mögliche Determinanten der Kreditvergabe an den österreichischen Haushaltssektor ökonomisch untersucht. Die Ergebnisse der Analyse sind für zwei Bereiche relevant: Erstens wird der Kreditbestand im Privatkundengeschäft regelmäßig im Zuge der halbjährlichen gesamtwirtschaftlichen Projektionen des Eurosystems prognostiziert; diese Studie bewertet die diesbezügliche Prognosegüte univariater und multivariater Modelle.

Zweitens wird im halbjährlich erscheinenden Finanzmarktstabilitätsbericht der OeNB die Entwicklung der Kreditvergabe an den Haushaltssektor<sup>2</sup> regelmäßig aus der Perspektive der Finanzmarktstabilität beurteilt. In der vorliegenden Studie werden neue Indikatoren eingeführt, die standardmäßig in den Finanzmarktstabilitätsbericht aufgenommen werden könnten. Für das langfristige Gleichgewichtsniveau des Privatkreditbestands schlagen wir eine quantitative Messgröße vor, an-

hand derer evaluiert werden kann, ob die Kreditvergabe mit den makroökonomischen Fundamentaldaten (BIP, Finanzierungskosten) im Einklang steht. Der vorgeschlagene Indikator ist aus ökonomischer Sicht korrekt spezifiziert, wäre in der Praxis jedoch durch persönliches Ermessen sowie durch weitere Daten, die für die vorliegende ökonomische Analyse nicht relevant sind,<sup>3</sup> zu ergänzen. Der neu konstruierte Indikator ist ein quantitatives Maß für die (In-)Stabilität des Finanzsystems und vergleichbar mit dem Indikator, den die EZB zur Einschätzung der Finanzmarktentwicklung für den Euroraum standardmäßig verwendet. Eine Gegenüberstellung der Ergebnisse ließe somit Rückschlüsse darüber zu, ob ein über- oder unterdurchschnittliches Kreditwachstum auf Entwicklungen in Österreich zurückzuführen ist oder nicht.

Anhand eines ökonomischen Modells zur Entwicklung der Kreditvergabe an den Haushaltssektor können da-

<sup>1</sup> Friedrich.Fritzer@oebn.at, Lukas.Reiss@oebn.at. Die Autoren danken Michael Andreasch für die Bereitstellung der Daten zur Kreditvariable, den beiden wissenschaftlichen Begutachtern für ihre wertvollen Beiträge und ihren Kollegen in der Hauptabteilung Volkswirtschaft, insbesondere Helmut Stix, für hilfreiche Kommentare. Der vorliegende Beitrag ist eine Übersetzung aus dem Englischen.

<sup>2</sup> In diesem Beitrag sind damit ausschließlich von monetären Finanzinstituten (MFIs) vergebene Kredite an den Haushaltssektor gemeint.

<sup>3</sup> Etwa zusätzliche Indikatoren zu Finanzierungsbedingungen (aus der Umfrage zum Kreditgeschäft), Informationen zum Vermögen des privaten Sektors (z. B. Immobilienvermögen) sowie Immobilienpreise. Die Zeitspanne, für die die erwähnten Daten verfügbar sind, ist jedoch für die Verwendung in unserer ökonomischen Analyse zu kurz.

Wissenschaftliche  
Begutachtung:  
Christoffer Kok  
Sørensen, EZB,  
Eva Ubl, OeNB

rüber hinaus die Auswirkungen makroökonomischer Entwicklungen auf das Wachstum dieser Kredite systematisch im Konjunkturverlauf quantifiziert werden. Das heißt, die möglichen Ursachen über- oder unterdurchschnittlichen Kreditwachstums können weiter aufgeschlüsselt und makroökonomischen Entwicklungen, z. B. BIP-Wachstum oder Finanzierungskosten, zugeordnet werden.

Wir folgen mehr oder weniger demselben Ansatz wie Calza et al. (2003a, 2003b), deren Analyse sich auf den gesamten Euroraum bezieht. Ihren Ergebnissen zufolge, die sich mit den Resultaten anderer Studien decken,<sup>4</sup> lässt sich die Entwicklung der Kreditvergabe an den Privatsektor<sup>5</sup> im Euroraum recht gut durch aggregierte makroökonomische Größen erklären. Calza et al. finden Belege für einen stabilen langfristigen Zusammenhang zwischen realer Kreditvergabe, BIP und Realzinsen.

In diesen Studien werden log-lineare Zusammenhänge zwischen einer Kreditvariablen und ihren Determinanten verwendet. Unsere Ergebnisse zeigen ebenfalls geringe Evidenz für eine log-lineare Kointegrationsbeziehung in unserer ökonometrischen Spezifikation. Daher haben wir darauf verzichtet, eine Threshold-Kointegrationsanalyse durchzuführen, die mögliche Nichtlinearitäten bei der Kreditvergabe berücksichtigt.<sup>6</sup>

In Kapitel 2 findet sich ein kurzer Literaturüberblick über empirische Arbeiten zur Erklärung von Kreditvariab-

len und eine Begründung der hier getroffenen Auswahl bezüglich inkludierter Variablen und Spezifikationen. Auf die Darstellung der univariaten Analyse unserer Kreditdaten und der vorgenommenen Unit-Root-Tests in Kapitel 3 folgt eine Kointegrationsanalyse in Kapitel 4. Kapitel 5 beleuchtet die Implikationen für die Bewertung der Finanzmarktstabilität, und in Kapitel 6 wird das Kreditwachstum in die Beiträge von BIP, Inflation und Zinssatz aufgeschlüsselt. In Kapitel 7 wird ein Vergleich zwischen Prognosen auf Basis multivariater und univariater Modelle angestellt. Kapitel 8 enthält eine kurze Zusammenfassung.

## 2 Modellspezifikation

### 2.1 Bestehende Ansätze in der Fachliteratur

Bis dato liegen nicht viele Studien vor, die sich mit den Determinanten der Entwicklung der Kreditvergabe an private Haushalte (bzw. den privaten Sektor) in Österreich befassen.<sup>7</sup> Kaufmann und Valderrama (2004) untersuchen mithilfe eines Markov-Switching-Vector-Autoregressive-Modells die Relation von Zinssatz und Nachfragevariablen zur Entwicklung der Kredite an private Haushalte, insbesondere die asymmetrische Reaktion der Kreditvergabe auf diese Variablen im Konjunkturverlauf. Sie kommen zu dem Ergebnis, dass Ausgaben- und Zinsvariablen einen nicht signifikanten oder schwachen Effekt auf die Kreditvergabe haben. Weiters zeigt Kaufmann (2001) für Österreich im Konjunkturverlauf

<sup>4</sup> Ein kurzer Literaturüberblick zur Analyse von aggregierten Kreditdaten anhand von Methoden, die in unserem Fall (keine Querschnittsdimension) anwendbar sind, folgt weiter unten.

<sup>5</sup> In diesen Studien wurden Kredite an den gesamten Privatsektor untersucht, also (im Unterschied zum vorliegenden Beitrag) auch Kredite an den Sektor nichtfinanzielle Unternehmen.

<sup>6</sup> Darüber hinaus würde der Einsatz eines nichtlinearen Modells bei der Prognose bedeuten, dass die im historischen Sample vorhandene Nichtlinearität auch über den Prognosezeitraum hinaus gegeben sein muss.

<sup>7</sup> In diesem Überblick sind nur Studien berücksichtigt, in denen die Entwicklung der Kredite an private Haushalte und/oder den gesamten Privatsektor erklärt wird, nicht aber Studien, die nur auf Kredite an Unternehmen Bezug nehmen, wie etwa Friedman et al. (1993).

asymmetrische Effekte der Geldpolitik auf die Kreditvergabe der Banken. Während des wirtschaftlichen Aufschwungs vom zweiten Quartal 1993 bis zum zweiten Quartal 1998 waren die Auswirkungen von Zinsänderungen auf die Kreditvergabe der Banken nicht signifikant. Vom zweiten Quartal 1990 bis zum ersten Quartal 1993 hatten Zinsänderungen hingegen einen signifikanten – wenn auch kontraintuitiv positiven – Effekt auf die Kreditvergabe der Banken.

Für andere Länder liegen jedoch zahlreiche ökonometrische Studien vor, die sich mit Kreditvariablen befassen. In den oben erwähnten Studien von Calza et al. (2003a, 2003b) wird jeweils ein Vektorfehlerkorrekturmodell („vector error correction model“ – VECM) für den Euroraum geschätzt, das logarithmierte Werte für die realen Kreditbestände und das reale BIP enthält sowie Kostenvariablen (wobei in der ersten Studie ein langfristiger und ein kurzfristiger Realzinssatz verwendet werden und in der zweiten Studie ein gewichteter durchschnittlicher Realzinssatz). Andere Studien, die sich auf ein VECM oder ein Fehlerkorrekturmodell („error correction model“ – ECM) stützen, bei dem eine Kointegrationsbeziehung zwischen einer Kreditvariablen, einer Einkommensvariablen und einer Kostenvariablen besteht, stammen von Blundell-Wignall und Gizycki (1992), Brzoza-Brzezina (2005), Hofmann (2001), sowie Fitzpatrick und McQuinn (2007); die beiden zuletzt genannten Autoren inkludieren auch eine Variable für Immobilienpreise. Kiss et al. (2006), Backé et al. (2006) und Boissay et al. (2005) wählen ähnliche Herangehensweisen, untersuchen jedoch vor dem Hintergrund des raschen Kreditwachstums in manchen zentral- und osteuropäischen Ländern das Verhältnis von Krediten zum BIP. Safaei

und Cameron (2003) analysieren ähnliche Variablen auf Basis eines vektorautoregressiven (VAR)-Modells in ersten Differenzen. Suzuki (2004) und Jeanfils (2000) erstellen im Rahmen makroökonomischer Modelle Schätzgleichungen zur Erklärung des Kreditbestands. Ersterer im Rahmen eines strukturellen VAR-Modells in Niveaus für Japan und Letzterer mit ECMs für Hypothekar- und Konsumentenkredite in Belgien.

In den geschätzten Nachfragegleichungen der meisten bisher angeführten Studien können jedoch auch Angebotseffekte erfasst sein. Diese Problematik wird von einigen der genannten Autoren angesprochen. Kakes (2000) und Hülsewig et al. (2004) versuchen dies in ihren Studien für die Niederlande bzw. Deutschland zu berücksichtigen, indem sie ein VECM mit einer größeren Anzahl von Variablen schätzen. Insbesondere verwenden sie jeweils zwei Zinssätze: einen als Näherungswert für den Kreditzinssatz und einen für den Interbankensatz. Der Kointegrationsrang ist in beiden Studien größer als 1. Durch den Einsatz von Restriktionen für die Kointegrationsvektoren können die Autoren Nachfrage- und Angebotsgleichungen konstruieren. Erstere Gleichung stützt sich auf den Kreditzinssatz und das BIP, Letztere auf den Abstand zwischen den beiden Zinssätzen (Kakes, 2000, berücksichtigt darüber hinaus einen Zeitrend, Hülsewig et al., 2004, das Eigenkapital des Bankensektors).

## 2.2 Wahl der Spezifikation

In Anlehnung an die meisten oben erwähnten Studien versuchen wir, die Kreditvariable anhand eines ECM mit je einer Proxy-Variablen für die Wirtschaftsaktivität und die Kreditkosten zu erklären. Im vorliegenden Fall wäre eine ECM-Spezifikation besonders

attraktiv, da wir als ein Ergebnis eine oder mehrere Gleichgewichtsbeziehungen zwischen den genannten Variablen erhielten. Diese sind unter dem Aspekt der Finanzmarktstabilität interessant, da größere Abweichungen von Gleichgewichtsbeziehungen unter Umständen auf Spannungen auf dem Finanzmarkt hindeuten könnten. Wenn beispielsweise ein stabiler langfristiger Zusammenhang zwischen der realen Kreditvergabe und dem realen BIP sowie den realen Finanzierungskosten festgestellt wird, signalisiert ein rascheres Kreditwachstum als anhand der langfristigen Beziehung erwartet eine zunehmende Instabilität des Finanzsystems.<sup>8</sup>

Als Datenquelle für die von MFIs an österreichische Privathaushalte vergebenen Kredite dient die Gesamtwirtschaftliche Finanzierungsrechnung, und zwar eine mit dem vierten Quartal 1981 beginnende Zeitreihe. Aufgrund der größeren Bedeutung für die Finanzmarktstabilität werden in der vorliegenden Studie Bestandsdaten herangezogen. Im Unterschied zu vielen anderen Studien, etwa Calza et al. (2003a, 2003b), wird hier nur die Kreditvergabe an den Haushaltssektor untersucht, nicht die Kreditvergabe an den gesamten Privatsektor. Dieser Ansatz hat Vor- und Nachteile: Einerseits ist davon auszugehen, dass sich die Bestimmungsfaktoren der Kreditnachfrage seitens der Unternehmen und des Haushaltssektors stark voneinander unterscheiden. Beispielsweise können Firmen andere externe Finanzierungsquellen nutzen als nur Kredite, und in Österreich ist der Anteil der Kapital-

marktinstrumente in jüngster Zeit gestiegen.<sup>9</sup> Daher ist es hier sinnvoller, Kredite an den Haushaltssektor und Unternehmenskredite getrennt voneinander zu modellieren, da sich eine Erklärung der letzteren Komponente mangels verfügbarer Daten für Österreich sehr schwierig gestalten könnte. Andererseits wurden im zweiten Quartal 2004 und im vierten Quartal 2005 Umklassifizierungen zwischen dem Haushaltssektor und dem Sektor nicht-finanzieller Kapitalgesellschaften vorgenommen. Die hier verwendete Reihe ist jedoch um diesen Faktor ebenso bereinigt wie um die Auswirkungen von Wechselkursänderungen auf bestehende Fremdwährungskredite.<sup>10</sup>

Als Proxy-Variablen für Einkommen und Wirtschaftsaktivität wird in der vorliegenden Studie das reale BIP verwendet; darüber hinaus wird der BIP-Deflator bei der Berechnung der realen Kreditbestände verwendet. Als Kostenvariable haben wir uns für den Realzinssatz entschieden, wobei die erwartete Inflation durch die Jahresänderungsrate des VPI oder des BIP-Deflators ersetzt wird. Ein Vergleich der Prognosegüte der beiden Indikatoren folgt später. Für den Nominalzinssatz war die Auswahl sehr eingeschränkt: Ein Geldmarktsatz für Drei-Monats-Geld und die allgemeine Sekundärmarktrendite für Bundesanleihen sind die einzigen Nominalzinsdaten, die ab den frühen 1980er-Jahren verfügbar sind (ab 1986 gäbe es auch Daten zur Sekundärmarktrendite für zehnjährige Bundesanleihen).

In Zukunft werden ausreichend lange Datenreihen zu Teilkomponenten

<sup>8</sup> Darüber hinaus wäre bei Bestehen einer Gleichgewichtsbeziehung zwischen diesen Variablen ein VAR-Modell in Differenzen ohnehin fehlspezifiziert (siehe z. B. Hamilton, 1994, S. 652).

<sup>9</sup> Siehe z. B. Andreasch et al. (2006), S. 13–14.

<sup>10</sup> Die Daten wurden durch eine Verknüpfung der hier analysierten Bestandsdaten mit Stromgrößen zu neu vergebenen Krediten bereinigt (vielen Dank nochmals an Michael Andreasch).

von Krediten an den Haushaltssektor und die dazugehörigen Zinssätze (z. B. für Wohnbaukredite) verfügbar sein, was detailliertere Analysen ermöglichen wird. Eine einfache Korrelationsanalyse zeigt, dass die Sekundärmarktrendite für Bundesanleihen die bessere Wahl sein dürfte als der Geldmarktsatz für Drei-Monats-Geld.<sup>11</sup>

In der vorliegenden Studie wurden, wie es in der Literatur üblich ist, Quartalszahlen verwendet. Die Datenreihe beginnt mit dem Jahr 1981, die Schätzung erfolgt also auf Basis von rund 100 Beobachtungen. Da die Monatsdaten zu den Kreditbeständen erst ab November 2001 verfügbar sind, ist die Zahl der Beobachtungen für die Monatsdaten niedriger als für die Quartalszahlen. Außerdem wäre der geringfügige Gewinn an Information durch eine größere Auswahl an Variablen für den Zeitraum ab Jahresende 2001 damit verbunden, dass wir geschätzte (BIP) oder höchst volatile (Industrieproduktion als Näherungswert für das BIP) Daten verwenden müssten.

Sowohl die EZB (2007) als auch Hofmann (2001) kommen zu dem Schluss, dass bei Verwendung der üblicherweise herangezogenen (oben erwähnten) makroökonomischen Determinanten außer Acht gelassen wird, dass ein Großteil der an den Haushaltssektor vergebenen Kredite Wohnbaukredite sind (in unserem Datensatz derzeit rund zwei Drittel der Gesamtkredite). Daher berücksichtigt die EZB das Vermögen des Haushaltssektors (Geldvermögen plus Immobilienvermögen), während Hofmann als zusätzlichen Erklärungsfaktor Immobilienpreise verwendet. Da es in Österreich

seit den frühen 1980er-Jahren keinen Immobilienboom gab, halten wir die Einbeziehung eines Immobilienpreisindex für nicht erforderlich.

Weiters folgen wir in unserem Modell auch nicht dem von Hülsewig et al. (2004) und Kakes (2000) gewählten Ansatz von getrennten Nachfrage- und Angebotsgleichungen. Erstens sind laut den ökonometrischen Ergebnissen von Frühwirth-Schnatter und Kaufmann (2006) Angebotseffekte in Österreich relativ gering. Und selbst wenn sie größer wären, würde dies „nur“ etwas an der Interpretation der Koeffizienten der Kointegrationsbeziehung(-en) verändern. Die Koeffizienten könnten nicht mehr als Nachfrageelastizitäten interpretiert werden, doch sie würden nach wie vor eine Gleichgewichtsbeziehung abbilden.

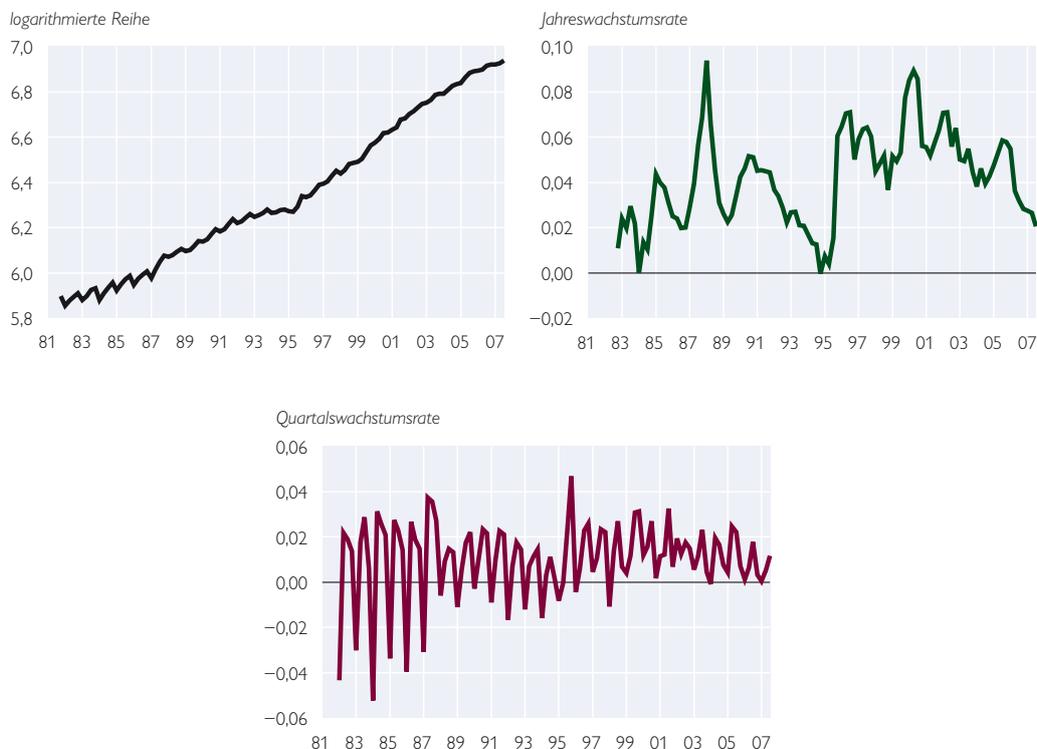
### 3 Univariate Datenanalyse<sup>12</sup>

#### 3.1 Kredite an den Haushaltssektor – eine erste Bestandsaufnahme

Grafik 1 zeigt die mit dem BIP-Deflator bereinigten Bestandsdaten zur realen Kreditvergabe an den österreichischen Haushaltssektor gemeinsam mit der ersten und der vierten Differenz dieser Variable. Auffallend ist hier die beträchtliche Veränderung im Trendverlauf der Zeitreihe nach dem dritten Quartal 1995, die auf Strukturbrüche in den Primärstatistiken zurückzuführen sein könnte. Darüber hinaus ist im Vorfeld des EU-Beitritts Österreichs eine Reihe von regulatorischen Änderungen erfolgt, die genauso wie der in diesem Zeitraum beobachtete Abwärtstrend bei den Realzinsen zur Veränderung im Trendverlauf

<sup>11</sup> Die Korrelation der Sekundärmarktrendite (Monatsdaten von 12/1995 bis 11/2007) mit den Zinsen für Wohnbau- und Konsumentenkredite ist deutlich höher (beide rund 0,85) als die Korrelation des Drei-Monats-Zinssatzes mit den beiden Zinssätzen (beide rund 0,7).

<sup>12</sup> Unit-Root-Tests und die multivariate Analyse werden mit JMulti, einer Public-Domain-Software (<http://www.jmulti.de>), erstellt.

**Reale Kreditvergabe an den Haushaltssektor**

Quelle: OeNB, WIFO.

der realen Kreditvergabe beigetragen haben könnten.

Die Quartalswachstumsraten der realen Kreditvergabe an den Haushaltssektor zeigt ein klares saisonales Muster, das sich über die Zeit verändert. Es lassen sich zumindest drei Phasen mit unterschiedlichen Saisonmustern erkennen. Die stärksten saisonalen Schwankungen traten in der ersten Phase (bis etwa 1988) auf; die zweite Phase (bis etwa 1995) war von moderateren Schwankungen gekennzeichnet; und in der dritte Phase (von 1995 bis zum dritten Quartal 2007) waren die saisonalen Schwankungen weniger stark ausgeprägt als in der zweiten Phase. Durch die Anwendung der vierten Differenzen (Jahreswachstumsrate) lässt sich der Einfluss der Saisonalität stark reduzieren.

**3.2 Unit-Root-Tests**

Im Unterschied zu den im Literaturüberblick genannten Studien verwenden wir – in Anlehnung an Franses und McAleer (1998) – keine saisonbereinigten Daten. Ihrem Literaturüberblick über Saisonalität zufolge kann die Verwendung saisonbereinigter Daten zu Veränderungen der Persistenzeigenschaften der univariaten Reihen und schwächeren Belegen für Kointegration führen.

Aufgrund der Verwendung nicht saisonbereinigter Daten führen wir nicht nur standardmäßige, sondern auch saisonale Unit-Root-Tests durch, wobei wir als Standard-Unit-Root-Test den erweiterten Dickey-Fuller-Test (Augmented Dickey-Fuller – ADF) verwenden. Diesem zufolge sollten die nominelle Kreditvergabe (logarithmiert),

die reale Kreditvergabe (logarithmiert)  $\ln(K_t)$ , das reale BIP (logarithmiert)  $\ln(Y_t)$ , die Sekundärmarktrendite für Staatsanleihen  $R_t$  und der Drei-Monats-Zinssatz R3 als I(1)-Variablen modelliert werden. Die Ergebnisse des saisonalen Unit-Root-Tests (HEGY-Tests)<sup>13</sup> bestätigen dies und zeigen weiters an, dass die Logarithmen des realen BIP und der realen Kreditvergabe auch saisonale Unit-Roots zu haben scheinen. Schwächere Belege gibt es dafür, dass die vierte Differenz des (logarithmierten) BIP-Deflators  $\pi_t$  und des VPI I(1) sind. Im Fall der vierten Differenz des (logarithmierten) BIP-Deflators wurde die – für die Qualifizierung von  $\pi_t$  als I(1)-Variable erforderliche – Nichtstationarität für das Signifikanzniveau von 5 % nicht verworfen, für 10 % jedoch schon. Für die vierte Differenz des VPI gilt Ähnliches: Die Verwerfung der Nichtstationarität hängt von der Anzahl der im ADF-Test berücksichtigten endogenen Lags ab.<sup>14</sup>

#### 4 Multivariate (Kointegrations-)Analyse

Angesichts dieser Belege für reguläre (bei Nullfrequenz) Nichtstationarität aller analysierten Variablen wird nun untersucht, ob zwischen den Variablen eine Gleichgewichtsbeziehung (Kointegration) besteht. Dabei folgen wir wiederum einer Empfehlung von Franses und McAleer (1998), der zufolge standardmäßige VECMs oder ECMs bei

Verwendung von Saisondummies sogar im Fall saisonaler Kointegration sehr gut für kurzfristige Prognosen geeignet sein können. Daher wird hier nicht das Bestehen saisonaler Kointegration untersucht.<sup>15</sup> Wie die Autoren, auf die wir uns beziehen, testen wir auf Kointegrationsrang (und spezifizieren danach ein ECM) mit einem Trend in den Daten, nicht jedoch in der Kointegrationsbeziehung.

In diesem Kapitel werden die Sekundärmarktrendite für Staatsanleihen als Zinsvariable und die jährliche Wachstumsrate des BIP-Deflators als Inflationsvariable verwendet.

##### 4.1 Rangtests

Zunächst wird der Kointegrationsrang geschätzt. Tabelle 1 zeigt das Ergebnis des von Saikonen und Lütkepohl (2000a und 2000b) entwickelten Tests mit fünf Lags in den Niveaus der Variablen und mit Shift-Dummies ab dem ersten Quartal 1988 (aufgrund des zuvor erwähnten Strukturbruchs bei den Daten zum BIP-Deflator)<sup>16</sup> und ab dem vierten Quartal 1995 (aufgrund des Bruchs in der Kredit-Datenreihe).

Dies mag zwar eine der plausibelsten Spezifikationen sein, doch ist das Ergebnis weder in Bezug auf die verwendeten (von Saikonen und Lütkepohl bzw. Johansen, 1995, entwickelten) Kointegrationstests robust noch in Bezug auf die Wahl der Lag-Länge, noch in Bezug auf die Verwendung des

<sup>13</sup> Der von Hylleberg et al. (2004) entwickelte HEGY-Test untersucht das Vorliegen von Unit-Roots für saisonale Frequenzen (im vorliegenden Fall wären das Halbjahres- und Jahresfrequenzen). Mittels ADF-Tests wird nur das Vorliegen von regulären Unit-Roots bzw. Unit-Roots für die Nullfrequenz untersucht.

<sup>14</sup> Bei Berücksichtigung von vier endogenen Lags (wie im Akaike-Kriterium und dem Kriterium zum finalen Prognosefehler vorgeschlagen) wird die Nichtstationarität der vierten Differenz des VPI verworfen, ohne endogene Lags (wie im Hannan-Quinn-Kriterium und im Schwarz-Kriterium) jedoch nicht.

<sup>15</sup> Bei den in dieser Studie berücksichtigten Variablen weisen außerdem nur für die reale Kredite und das reale BIP gemeinsame Unit Roots auf.

<sup>16</sup> Der Strukturbruch in Q1/1988 ist darauf zurückzuführen, dass der BIP-Deflator ab Q1/1988 auf Basis der BIP-Reihe nach dem ESVG 95 berechnet wurde und bis Q4/1987 nach SNA 68. Die beiden Zeitreihen wurden mit einer Niveaushiftung verbunden, da für den Zeitraum von 1981 bis heute keine homogene BIP-Datenreihe verfügbar ist.

Tabelle 1

**Kointegrationsrangtest mit Standardvariablen**

Rang	Likelihood Ratio	P-Wert	90% kritischer Wert	95% kritischer Wert	99% kritischer Wert
$r = 0$	35,65	0,0514	32,89	35,76	41,58
$r \geq 1$	14,40	0,3025	18,67	20,96	25,71
$r \leq 2$	4,70	0,3725	8,18	9,84	13,48

Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Saikkonen-Lütkepohl-Test.

Variablen: Logarithmierte reale Kreditvergabe und BIP, Sekundärmarktrendite und Jahresänderungsrate des BIP-Deflators.

Spezifikation: Trend orthogonal zur Kointegrationsbeziehung, fünf Lags in den Niveaus – wie laut Hannan-Quinn-Kriterium vorgesehen – und Saisonummies, zwei Shift-Dummies (Q1/1988 bis Q3/2007; Q4/1995 bis Q3/2007).

Stichprobenbereich: Q3/1983 bis Q3/2007,  $T = 97$ .

Realzinssatzes anstelle der separaten Verwendung von Nominalzinssatz und Inflation. Somit gibt es für eine Gleichgewichtsbeziehung nur schwache Belege. Ein ziemlich ähnliches Bild ergibt sich, wenn man nur nominelle Variablen verwendet (und kein Inflationsproxy), um eine scheinbare Kointegrationsbeziehung auszuschließen, die vor allem auf dem BIP-Deflator beruht.

**4.2 Fehlerkorrekturmodell**

Auf Basis dieser (schwachen) Belege für Rang 1 in unserem Modell ergibt sich die folgende Kointegrationsbeziehung, bei der die Residuen  $u_t$  stationär sein sollten:

$$\ln(K_t) + \beta_2 \ln(Y_t) + \beta_3 R_t + \beta_4 \pi_t + \text{CONST} + S1 + S2 + S3 = u_t \quad (1)$$

wobei  $\ln(K_t)$  für die logarithmierte reale Kreditvergabe,  $\ln(Y_t)$  für das logarithmierte reale BIP,  $R_t$  für die Sekundärmarktrendite für Staatsanleihen steht und  $\pi_t$  unser Maß für Inflation (die

vierte Differenz des logarithmierten BIP-Deflators) ist. *CONST* ist eine Konstante und *S1*, *S2*, *S3* sind Saisonummies für das erste, zweite und dritte Quartal. Die wichtigsten Ergebnisse sind in Tabelle 2 abgebildet.

Die geschätzte Gleichgewichtselastizität der realen Kreditvergabe in Bezug auf das reale BIP liegt bei 1,662, was mit den Ergebnissen der meisten Schätzungen in den zuvor angeführten Studien übereinstimmt.<sup>17</sup> Das bedeutet, dass entlang des geschätzten Gleichgewichtspfads die reale Kreditvergabe stärker als das reale BIP wachsen muss. Die Semielastizität auf den (nominellen) Zinssatz<sup>18</sup> ist relativ hoch. Wir versuchen die Strukturbrüche ausschließlich außerhalb der Kointegrationsbeziehung mit Impulsdummies zu erfassen. Durch die Verwendung von Shiftvariablen innerhalb der Beziehung würde sich die geschätzte Elastizität bezüglich des Outputs künstlich auf unter 1 verringern.

<sup>17</sup> Die Schätzungen in Calza et al. (2003a, 2003b) ergeben zwar niedrigere Werte, die dennoch signifikant größer als 1 sind. In der Studie von Hofmann (2001) zu mehreren Ländern (Österreich ist nicht enthalten) sind manche Elastizitäten höher, andere niedriger. Blundell-Wignall und Gizycki (1992) kommen mittels nomineller Variablen zu einem Ergebnis, das unserem sehr ähnlich ist. Hülsewig et al. (2004) und Kakes (2000) kommen in ihren Nachfragegleichungen auf Schätzwerte von 1 und 1,7.

<sup>18</sup> Durch den Einsatz der Restriktion  $\beta_3 = -\beta_4$  wie in den meisten genannten Studien verändert sich das Ergebnis nicht sehr stark. Die Semielastizität in Bezug auf den Realzinssatz läge bei 0,0648, und diese Restriktion kann einem Wald-Test zufolge nicht auf dem 10-Prozent-Niveau abgelehnt werden.

Tabelle 2

**Die wichtigsten Koeffizienten des ECM<sup>1</sup>**

	Koeffizient	Standard- abweichung	P-Wert	T-Statistik
<i>Gleichgewichtsbeziehung</i>				
$\ln(K_t)$	1	×	×	×
$\ln(Y_t) (\beta_2)$	-1,662	0,105	0,000	-15,870
$R_t (\beta_3)$	0,060	0,011	0,000	5,296
$\pi_t (\beta_4)$	-0,076	0,012	0,000	-6,321
<i>Anpassungskoeffizient</i>				
Fehlerkorrekturterm	-0,057	0,017	0,001	-3,415

Quelle: Eigene Berechnungen.

<sup>1</sup> Das gesamte ECM kann auf Anfrage zur Verfügung gestellt werden.

Anmerkung: Reduced-Rank-Maximum-Likelihood-Schätzung. Spezifikation: Gleichung (1) mit Trend orthogonal zur Kointegrationsbeziehung, vier Lags in Differenzen wie im Hannan-Quinn-Kriterium vorgeschlagen, Saisondummies, zwei Shifts orthogonal zur Kointegrationsbeziehung (Q1/1988 bis Q3/2007; Q4/1995 bis Q3/2007). Stichprobenbereich: Q3/1983 bis Q3/2007, T = 97.

Die Ergebnisse der Spezifikations-tests sind jedoch nicht völlig zufriedenstellend. Lagrange-Multiplier-Tests und Portmanteau-Tests zeigen, dass die Autokorrelation der Restgrößen des gesamten VECM (bei mehr als vier Lags) signifikant von null abweicht. Das heißt, die möglichen Einsatzbereiche des oben vorgestellten Modells sind eingeschränkt: Die Prognoseleistung dürfte nicht besonders hoch und die Impulse Responses werden unzuverlässig sein.

## 5 Implikationen für die Bewertung der Finanzmarktstabilität

Für andere Zwecke ist das ECM jedoch sehr wohl geeignet. Betrachtet man nur die Autokorrelation der Residuen der Kreditgleichung, so fällt auf, dass sie nicht signifikant von null abweichen. Weiters wird aus Tabelle 2 ersichtlich, dass der Anpassungskoeffizient im ECM zur Erklärung des realen Kreditbestands signifikant negativ ist. Es gibt also Belege dafür, dass (1) dennoch eine

Grafik 2

**Fehlerkorrekturterm**

Abweichung vom Gleichgewichtsniveau der Realkreditvergabe



Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Fehlerkorrekturterm berechnet von JMulTi, mittels EViews durch Regression auf eine Konstante und Saisondummies bereinigt.

Gleichgewichtsbeziehung erfasst, an die sich das reale Kreditwachstum anpasst. Grafik 2 bildet den Fehlerkorrekturterm ab und zeigt, dass es in Österreich in den letzten Jahren weder einen signifikanten Kreditüberhang noch einen Engpass gab.<sup>19</sup>

Daraus ergeben sich wichtige Implikationen für die Bewertung der Finanzmarktstabilität in Österreich. Im Unterschied zu anderen Ländern des Euroraums (wie etwa Spanien oder Irland) dürfte sich in Österreich die reale Kreditvergabe an den Haushaltssektor im Einklang mit den makroökonomischen Fundamentaldaten entwickelt haben. Die Berücksichtigung von Immobilienpreisen – die bei der Kreditentwicklung in anderen Ländern eine Rolle spielen (siehe auch EZB, 2007) – ist nicht erforderlich, um für den Fehler-

korrekturterm (Kreditüberhang oder -verknappung) in den letzten Jahren auf einen Wert nahe null zu kommen.

## 6 Aufschlüsselung der Wachstumsbeiträge

Das ECM unserer Wahl kann zur Berechnung der Beiträge verwendet werden, die die erklärenden Variablen zum realen Kreditwachstum leisten. In dynamischen Spezifikationen wie der vorliegenden muss berücksichtigt werden, dass die verzögerten endogenen Variablen Funktionen der erklärenden Variablen sind. Folglich wurden die verzögerten endogenen Variablen rekursiv substituiert.<sup>20</sup> Die Wachstumsbeiträge sind in Grafik 3 dargestellt.

Ein (in der Grafik nicht abgebildeter) Teil des realen Kreditwachstums wird in unserem ECM nicht erklärt.

Grafik 3

### Aufschlüsselung des Wachstums der Kredite an den Haushaltssektor



<sup>19</sup> Es sei denn, man unterstellt ein allzu starkes Kreditwachstum für den Großteil des Beobachtungszeitraums.

<sup>20</sup> Mit steigender Anzahl rekursiver Substitutionen nimmt die Komplexität dieses Schritts stark zu. Daher wurden hier nicht mehr als 20 Rekursionen vorgenommen, was impliziert, dass die Ausgangsbedingungen für die Berechnung der Wachstumsbeiträge fünf Jahre zurückliegen.

Ab 2002 ist der Wachstumsbeitrag dieser Restgröße mit rund 0,16 Prozentpunkten ziemlich gering.

Im Zeitraum von 1997 bis 2007 leistete das reale BIP den größten Beitrag zum realen Kreditwachstum.<sup>21</sup> In den letzten Jahren jedoch erhöhte sich – angesichts des starken Rückgangs der Nominalzinsen von Anfang 2000 bis etwa 2005 – der Wachstumsbeitrag der langfristigen Zinsen. Nach einer lang anhaltenden Phase eines Inflationsrückgangs hatte die Inflation (gemessen am BIP-Deflator) Ende der 1990er-Jahre einen ausgeprägt negativen Effekt auf das Kreditwachstum (niedrigere Inflationserwartungen bedeuten höhere Realzinsen).

## 7 Evaluierung der Prognose

### 7.1 Univariate Prozesse für die Prognose der realen Kreditvergabe an den Haushaltssektor

Angesichts der in Kapitel 4 präsentierten Ergebnisse wird hier auch die Prognosegüte univariater Modelle untersucht. Da für diese Modelle relativ wenig Daten benötigt werden, sind sie eine wichtige Bezugsgröße. Der wahrscheinlich bekannteste univariate Prozess, der stochastische Trends und Saisonalität berücksichtigt, ist das Airline Model von Box und Jenkins (1976):

$$\Delta\Delta_4 \ln(K_t) = (1 - \theta_1 L)(1 - \theta_2 L^4)u_t \quad (2)$$

wobei  $\Delta_t$  der als  $\Delta_t y_t := y_t - y_{t-1}$  definierte Differenzoperator ist und  $L^i$  der

als  $L^i y_t := y_{t-i}$  definierte Lag-Operator. Die anderen Variablen sind in Abschnitt 4.2 definiert. Der datengenerierende Prozess wird im Airline Model gut erfasst, doch um eine stationäre Reihe zu erhalten, erweist sich die Bildung erster Differenzen als ausreichend.

Wir schätzen drei konkurrierende ARIMA-Modelle (ARIMA steht für Auto-Regressive Integrated Moving Average) in ersten Differenzen. In keinem der ARIMA-Modelle wurde Autokorrelation der Residuen festgestellt.

### 7.2 Vergleich von VECMs und ARIMA-Modellen

In einem nächsten Schritt wurde die Prognosegüte von vier VECMs und vier ARIMA-Modellen genau analysiert. Die VECMs unterscheiden sich durch die verwendeten Preisvariablen<sup>22</sup> und Langfristzinsen: VECM1 (VPI und Sekundärmarktrendite), VECM2 (VPI und ein mit dem Fremdwährungskreditvolumen gewichteter errechneter Zinssatz),<sup>23</sup> VECM3 (BIP-Deflator und Sekundärmarktrendite) und VECM4 (BIP-Deflator and der mit dem Fremdwährungskreditvolumen gewichtete Zinssatz). Die ARIMA-Modelle sind das Airline Model und die drei in Abschnitt 7.1 spezifizierten ARIMA-Modelle (AR1, AR2, AR3).<sup>24</sup>

Was uns interessiert, sind die Prognosefehler bei einem Prognosehorizont von einem bis acht Quartale; für diesen Zeitraum berechnen wir die

<sup>21</sup> Für den Zeitraum vor 1997 wird hier keine Aufschlüsselung des Kreditwachstums vorgenommen, da dies aufgrund der zuvor erwähnten Verwendung der Zeitdummies im ECM weniger aussagekräftig erscheint.

<sup>22</sup> Die Bestandsdaten zu Krediten an den Haushaltssektor sind jedoch immer mit dem BIP-Deflator bereinigt.

<sup>23</sup> Hier werden die Sekundärmarktrenditen von Österreich, Japan und der Schweiz mit dem jeweiligen Anteil von deren Währungen am Kreditbestand des Vorquartals gewichtet. Die Bestandsdaten zu Krediten an die privaten Haushalte sind jedoch immer mit dem BIP-Deflator bereinigt.

<sup>24</sup> AR1: Autoregressiver Term bei Lag 4, Saisondummies und Konstante;  
AR2: Autoregressiver Prozess dritter Ordnung, Moving-Average-Prozess dritter Ordnung und Konstante;  
AR3: Autoregressive Terme bei Lags 2 und 4, Moving-Average-Term bei Lag 2, Saisondummy bei Lag 1 und Konstante.

Wurzel aus den mittleren quadrierten Prognosefehlern („root mean squared prediction errors“ – RMSPE). Das Stichprobensystem ist rekursiv definiert, das heißt, die Anzahl der für die Schätzung der Modellparameter verwendeten Stichproben ist umso größer, je aktueller der Prognosezeitraum ist. So fließen in die Parameterschätzwerte, auf denen die erste Prognose für den Zeitraum vom vierten Quartal 2001 bis zum dritten Quartal 2003 basiert, die Beobachtungen bis zum dritten Quartal 2001 ein. In einem nächsten Schritt werden die Beobachtungen bis zum vierten Quartal 2001 herangezogen, um die Prognose für die acht Quartale bis zum vierten Quartal 2003 zu erstellen. Der letzten Prognose für den Zeitraum vom vierten Quartal 2005 bis zum dritten Quartal 2007 liegen Parameterschätzungen auf Basis von Beobachtungen bis zum dritten Quartal 2005 zugrunde.

Anhand eines Vergleichs einiger konkurrierender Modelle (siehe auch Grafik 4 für eine Darstellung der

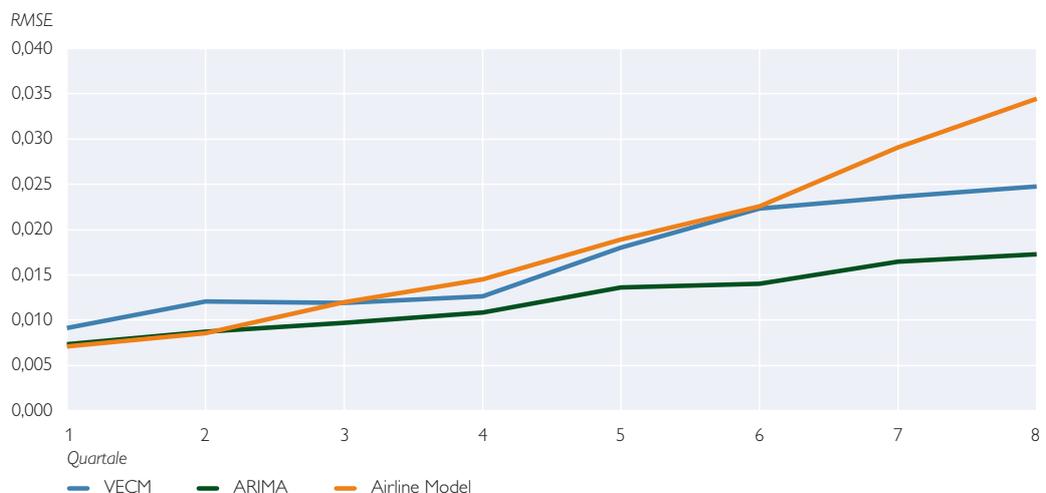
RMSPEs) lassen sich folgende Ergebnisse ausmachen: Im Großen und Ganzen weisen alle VECMs eine schlechtere Prognosegüte auf als die ARIMA-Modelle, was angesichts der enttäuschenden Ergebnisse der Spezifikationstests für unser VECM nicht sonderlich überraschend ist. Bezüglich Prognosegüte für die nächsten drei bis acht Quartale schneiden die Modelle AR2 und AR3 am besten ab. Das Airline Model eignet sich am besten für Prognosen für das nächste Quartal bzw. für die nächsten zwei Quartale; die RMSPEs erhöhen sich jedoch rasch. Bei den VECMs spielt die Verwendung verschiedener Zinssätze keine große Rolle für die Prognosegüte. Das Inflationsmaß auf Basis des BIP-Deflators ist für kürzere Prognosehorizonte besser geeignet als der VPI-basierte Indikator; bei längeren Zeithorizonten ist es umgekehrt.

## 8 Schlussbemerkungen

In diesem Beitrag wird die Kreditvergabe an den österreichischen Haushalts-

Grafik 4

### Mittlere quadrierte Prognosefehler konkurrierender Modelle



Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: ARIMA-Modell: autoregressive Terms bei Lags 2 und 4, die Komponente zweiter Ordnung eines Moving-Average-Prozesses zweiter Ordnung und ein Saisondummy bei Q1; die Variablen im VECM sind die reale Kreditvergabe an den Haushaltssektor, das reale BIP, die Jahreswachstumsrate des BIP-Deflators und die Sekundärmarktrendite; siehe Gleichung (2) für die Definition des Airline Modells.

sektor analysiert. Unsere Ergebnisse zeigen schwache Belege für Kointegration zwischen realer Kreditvergabe, realem BIP, Nominalzinssatz und Inflation. Leider besteht ein VECM mit diesen Variablen die wichtigsten Spezifikationstests nicht. Das könnte eine der Hauptursachen dafür sein, dass ARIMA-Modelle bei der Prognose der realen Kreditbestände deutlich bessere Ergebnisse liefern, und zwar sogar über einen Zwei-Jahres-Horizont. Daher empfehlen wir für die Prognose der Kreditvergabe an den Haushaltssektor

die Verwendung von univariaten Modellen. Ein ECM mit nur einer Kreditgleichung ist jedoch gut spezifiziert und damit für andere Zwecke durchaus geeignet.

Das ECM zeigt an, dass es in Österreich – im Gegensatz zum Euroraum insgesamt – während der letzten Jahre weder einen Kreditüberhang noch einen Engpass gab. Anhand einer Aufschlüsselung der Wachstumskomponenten wird ersichtlich, dass das reale BIP den größten Beitrag zum realen Kreditwachstum leistet.

## Literaturverzeichnis

- Andreasch, M., M. Fuchs, N. Schnabl und G. Wimmer. 2006.** Finanzvermögen 2006 – Aktuelle Ergebnisse der Gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung. Sonderheft Statistiken. OeNB.
- Backé, P., B. Égert und T. Zumer. 2006.** Credit Growth in Central and Eastern Europe: New (Over)Shooting Stars? In: Focus on Austria 1/06. OeNB. 112–139.
- Blundell-Wignall, A. und M. Gizycki. 1992.** Credit Supply and Demand and the Australian Economy. Reserve Bank of Australia Research Discussion Paper 9208.
- Boissay, F., O. Calvo-Gonzalez und T. Kozluk. 2005.** Is Lending in Central and Eastern Europe Developing too Fast? Mimeo.
- Box, G.E.P. und G.M. Jenkins. 1976.** Time Series Analysis: Forecasting and Control. Holden-Day, San Francisco, California.
- Brzoza-Brzezina, M. 2005.** Lending Booms in the New EU Member States: Will Euro Adoption Matter? ECB Working Paper 543.
- Calza, A., C. Gartner und J. Sousa. 2003a.** Modelling the Demand for Loans to the Private Sector in the Euro Area. In: Applied Economics 35. 107–117.
- Calza, A., M. Manrique und J. Sousa. 2003b.** Aggregate Loans to the Euro Area Private Sector. ECB Working Paper 202.
- Calza, A. und J. Sousa. 2005.** Output and Inflation Responses to Credit Shocks. ECB Working Paper 481.
- Clements, M. 1997.** An Empirical Study of Seasonal Unit Roots in Forecasting. In: International Journal of Forecasting 13. 341–355.
- EZB. 2006.** What is behind the Recent Strong Growth in Private Sector Credit? Mimeo.
- EZB. 2007.** Langfristige Entwicklung der MFI-Kredite an private Haushalte im Euro-Währungsgebiet: Charakteristische Verlaufsmuster und wichtigste Bestimmungsfaktoren. In: EZB-Monatsbericht Oktober. 75–92.
- Fitzpatrick, T. und K. McQuinn. 2007.** House Prices and Mortgage Credit: Empirical Evidence for Ireland. In: The Manchester School 75. 82–103.
- Franses, P.H. 1996.** Recent Advances in Modelling Seasonality. In: Journal of Economic Surveys 10. 299–345.
- Franses, P.H. und M. McAleer. 1998.** Cointegration Analysis of Seasonal Time Series. In: Journal of Economic Surveys 12. 651–678.

- Friedman, B.M., K.N. Kuttner, B.S. Bernanke und M. Gertler. 1993.** Economic Activity and the Short-Term Credit Markets: An Analysis of Prices and Quantities. In: *Brookings Papers on Economic Activity* 2:1993. 193–283.
- Frühwirth-Schnatter, S. und S. Kaufmann. 2006.** How Do Changes in Monetary Policy Affect Bank Lending? An Analysis of Austrian Bank Data. In: *Journal of Applied Econometrics* 21. 275–305.
- Hamilton, J.D. 1994.** *Time Series Analysis*. Princeton University Press. Princeton, New Jersey.
- Harvey, A.C. 1984.** A Unified View of Statistical Forecasting Procedures. In: *Journal of Forecasting* 3. 245–275.
- Hofmann, B. 2001.** The Determinants of Private Sector Credit in Industrialised Countries: Do Property Prices Matter? BIS Working Paper 108.
- Hülsewig, O., P. Winker und A. Worms. 2004.** Bank Lending and Monetary Policy Transmission: A VECM Analysis for Germany. In: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 224. 511–529.
- Hylleberg, S., R.F. Engle, C.W.J. Granger und B.S. Yoo. 2004.** Seasonal Integration and Cointegration. In: *Journal of Econometrics* 44. 215–238.
- Jeanfils, P. 2000.** A Model with Explicit Expectations for Belgium. National Bank of Belgium Working Paper 4.
- Johansen, S. 1995.** *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- Kakes, J. 2000.** Identifying the Mechanism: Is there a Bank Lending Channel of Monetary Transmission in the Netherlands? In: *Applied Economic Letters* 7. 63–67.
- Kaufmann, S. 2001.** Asymmetries in Bank Lending Behaviour: Austria during the 1990s. EZB Working Paper 97.
- Kaufmann, S. und M.T. Valderrama. 2004.** Modelling Credit Aggregates. OeNB Working Paper 90.
- Kiss G., M. Nagy und B. Vonnák. 2006.** Credit Growth in Central and Eastern Europe: Trend, Cycle or Boom? Finance and Consumption Workshop: Consumption and Credit in Countries with Developing Credit Markets. Florenz. 16. und 17. Juni.
- Safaei, J. und N.E. Cameron. 2003.** Credit Channel and Credit Shocks in Canadian Macrodynamics – a Structural VAR Approach. In: *Applied Financial Economics* 13. 267–277.
- Saikkonen, P. und H. Lütkepohl. 2000a.** Testing for the Cointegrating Rank of a VAR Process with Structural Shifts. In: *Journal of Business & Economic Statistics* 18. 451–464.
- Saikkonen, P. und H. Lütkepohl. 2000b.** Trend Adjustment Prior to Testing for the Cointegrating Rank of a Vector Autoregressive Process. In: *Journal of Time Series Analysis* 21. 435–456.
- Suzuki, T. 2004.** The Credit Channel in Japan: Resolving the Supply versus Demand Puzzle. In: *Applied Economics* 36. 2385–2396.