

Materialien zu Wirtschaft und Gesellschaft Nr. 82

Herausgegeben von der Abteilung Wirtschaftswissenschaft und Statistik
der Kammer für Arbeiter und Angestellte
für Wien

Finanzmarktintegration, Finanzmarktentwicklung und makroökonomische Volatilität in den OECD-Ländern

Franz R. Hahn

Juni 2003

Die in den Materialien zu Wirtschaft und Gesellschaft
veröffentlichten Artikel geben nicht unbedingt die
Meinung der AK wieder.

INHALT	Seite
1. Theoretische und empirische Literatur – Einleitender Überblick	1
2. Theoretische Motivation	4
2.1 <i>Wettbewerb, gesamtwirtschaftliche Risiken und Finanzmarktentwicklung</i>	4
2.2 <i>Gesamtwirtschaftliche Schocks und Finanzmarktentwicklung</i>	5
2.3 <i>Makroökonomische Volatilität und internationale Finanzmarktintegration</i>	6
3. Daten und ökonometrische Analyse	7
3.1 <i>Die Datengrundlagen</i>	7
3.2 <i>Ökonometrischer Schätzansatz für 22 OECD-Länder</i>	9
4. Präsentation der zentralen Ergebnisse	10
5. Sensitivitätsanalyse	19
6. Schlussfolgerungen	23
<i>Literaturhinweise</i>	24
<i>Anhang</i>	27

1. Theoretische und empirische Literatur – Einleitender Überblick

Ein wichtiger Zweig der neueren wirtschaftswissenschaftlichen Literatur beschäftigt sich mit dem Zusammenhang zwischen langfristigem Wachstum und Finanzmarktentwicklung. Die empirische Evidenz bestätigt in zunehmendem Maß einen positiven, ursächlichen Einfluss des Finanzsystems, insbesondere des Aktienmarktes, auf das langfristige Wirtschaftswachstum. Die Signifikanz dieser empirischen Befunde ist für Entwicklungsländer größer als für OECD-Länder. Für die hoch entwickelten Länder ist die ursächliche Bedeutung der Finanzmärkte, insbesondere des Aktienmarktes, für das langfristige Wirtschaftswachstum theoretisch wie auch empirisch uneinheitlich. Es mehren sich empirische Hinweise, dass der boomende Aktienmarkt in den neunziger Jahren bloß Auslöser für eine temporäre, überdurchschnittliche Wachstumsphase in einigen Industrieländern (z. B. USA, Großbritannien) war, die sich letztlich als nicht nachhaltig erwies und Ende der neunziger Jahre abrupt abbrach. Der positive statistische Zusammenhang zwischen Aktienmarktentwicklung, gemessen am Anteil der Börsenkapitalisierung am Bruttoinlandsprodukt (BIP), und Wachstum, gemessen an der Wachstumsrate des BIP real, in den neunziger Jahren kann vor diesem Hintergrund zumindest für die OECD-Länder als ein deutlicher empirischer Hinweis für das Vorliegen von "speculative growth" oder einer Wachstumsblase gedeutet werden (siehe dazu *Caballero – Hammour, 2002; Hahn, 2002A*).

Der jüngste Rückschlag auf den internationalen Aktienmärkten und das schwache Wachstum in den OECD-Ländern seit Beginn der Baisse hat die Diskussion über die Bedeutung von Konjunkturschwankungen bzw. Wachstumsschwankungen als Indikatoren für kurzfristige makroökonomische Instabilität für den langfristigen Wachstumsprozess wieder belebt. Bis zu Beginn der neunziger Jahre bestand in der modernen Makroökonomie der Konsens, dass kurzfristige Konjunkturschwankungen und langfristiges Wachstum sich gegenseitig nicht beeinflussen bzw. voneinander unabhängige makroökonomische Phänomene sind. In dieser Sichtweise werden langfristiges Wachstum statistisch als exogener Trend abgebildet und Konjunkturschwankungen als davon unabhängige kurzfristige Schockeinflüsse dargestellt. Die Vertreter der neuen, endogenen Wachstumstheorie weichen diese traditionelle Dichotomie seit den neunziger Jahren auf, indem sie die Rolle von Konjunkturschwankungen bzw. makroökonomischer Unsicherheit in die endogene Erklärung von langfristigem Wachstum einbeziehen. *Aghion – Saint-Paul (1993)* präzisierten als Erste die formalen Voraussetzungen, unter denen Outputschwankungen wachstumsbestimmend sein können: Die Wirkungsrichtung auf das langfristige Wachstum wird grundsätzlich davon bestimmt, ob die wachstumsbestimmenden Mechanismen sich komplementär oder substitutiv zur Outputproduktion verhalten. Sind wachstumsbestimmende Aktivitäten (z. B. privatwirtschaftliche Forschung und Entwicklung, Learning by doing usw.) und Produktion komplementär, dann haben Konjunkturschwankungen dämpfenden Einfluss auf die langfristige Wachstumsrate (je größer die Amplitude des Konjunkturzyklus, umso niedriger die langfristige Wachstumsrate); sind sie

substitutiv, dann korrelieren Wachstumsschwankungen (oder makroökonomische Instabilität) positiv mit höheren langfristigen Wachstumsraten.

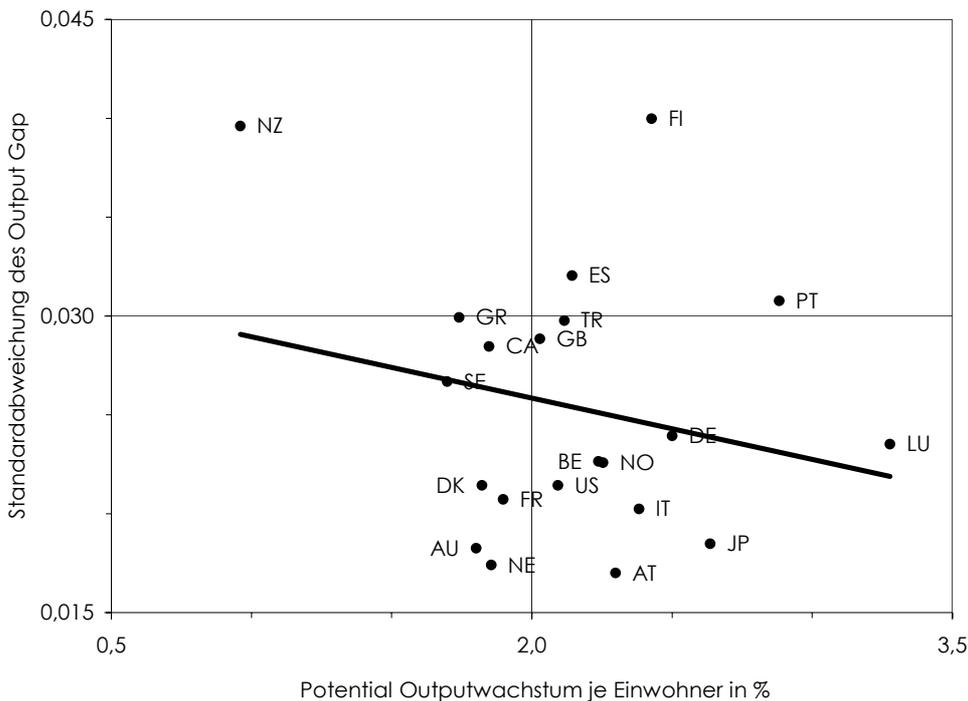
Die Annahme der Irreversibilität von Investitionen motiviert in den neuen Wachstumsmodellen zumeist einen negativen Zusammenhang zwischen Konjunktur und Wachstum. Der Wirkungskanal führt über die Investitionsbereitschaft der Unternehmer, die bei stärkerer makroökonomischer Volatilität bzw. Unsicherheit aufgrund der Irreversibilität von Investitionsentscheidungen niedriger ist als bei einem geringeren Niveau an makroökonomischer Unsicherheit (Bernanke, 1983). Ähnliche Ergebnisse generieren Modelle, die endogenes Wachstum auf Learning-by-doing-Mechanismen zurückführen (z. B. Martin – Rogers, 2000). Adverse makroökonomische Schocks, die in Rezessionen enden, verringern Beschäftigung und damit die Möglichkeit der Akkumulation von Humankapital durch Learning by doing. Unter Standardannahmen der endogenen Wachstumstheorie kann dieser Verlust an Humankapital im Aufschwung nicht voll wettgemacht werden, sodass über den Konjunkturzyklus per Saldo ein wachstumsdämpfender Effekt entsteht.

Ein positiver Zusammenhang zwischen Konjunktur (oder makroökonomischer Variabilität) und Wachstum ist u. a. dann wahrscheinlich, wenn wachstumsbestimmende Technologien mit hohen erwarteten Ertragsraten auch mit hohen Risiken – die makroökonomische Unsicherheiten bedingen können – verbunden sind (siehe dazu u. a. Black, 1987). In Modellen, in denen physische Kapitalakkumulation das langfristige Wachstum bestimmen, entsteht ein wachstumsverstärkender Effekt durch tendenziell höhere Sparneigung in Zeiten erhöhter Unsicherheit bzw. starker makroökonomischer Volatilität (precautionary saving). Höhere makroökonomische Unsicherheit bedingt in diesen Modellen eine höhere Sparquote, die zu einer höheren Investitionsquote und dadurch zu einer höheren langfristigen Wachstumsrate führt.

Die bisher verfügbaren empirischen Ergebnisse sind für Ländersamples, die sowohl Entwicklungs- als auch Industrieländer umfassen, sehr uneinheitlich. Die empirische Evidenz für OECD-Länder deutet allerdings mehrheitlich in Richtung einer dämpfenden Wirkung von Konjunkturschwankungen auf das langfristige Wirtschaftswachstum. Die Untersuchungen von Ramey – Ramey (1995), Lensink – Bo – Sterken (1999), Martin – Rogers (2000) und Kneller – Young (2001) stützen für den Zeitraum 1960 bis etwa Mitte der neunziger Jahre diesen Wirkungszusammenhang für die Gruppe der Industrieländer. Dieser Nexus erweist sich in Sensitivitätsanalysen als sehr robust. Eigene Schätzungen auf der Grundlage des WIFO-OECD-Ländersamples für den Zeitraum 1970 bis 2000 bestätigen diese Ergebnisse der Tendenz nach, die wachstumsdämpfende Wirkungsrichtung von Konjunkturschwankungen ist jedoch zumeist statistisch nicht signifikant. Die Berechnungen deuten darauf hin, dass der Zusammenhang nicht zeitinvariant ist. Er scheint in den siebziger Jahren stärker ausgeprägt gewesen zu sein als beispielsweise in den neunziger Jahren. Dies mag auch damit zusammenhängen, dass die Amplitude der Konjunkturzyklen in den OECD-Ländern seit den siebziger Jahren generell stetig abgenommen hat (siehe u. a. Basu – Taylor, 1999). Wegen der Vorläufigkeit der Ergebnisse

wird auf eine Präsentation dieser WIFO-Schätzungen verzichtet. Abbildung 1 lässt jedoch andeutungsweise erkennen, dass im Zeitraum 1970 bis 2000 zwischen der Größe der Amplitude der Konjunkturzyklen und dem langfristigen Wachstum in den im WIFO-Sample berücksichtigten 22 OECD-Ländern der Tendenz nach ebenfalls ein schwach negativer Zusammenhang bestanden hat.

Abbildung 1: Konjunktur versus Wachstum
Durchschnitt 1970 bis 2000



Q: WIFO-OECD-Datenset.

In der vorliegenden Studie wird der Versuch unternommen, die Bestimmungsfaktoren von Wachstumsschwankungen in den OECD-Ländern näher einzugrenzen bzw. ökonometrisch zu identifizieren. Im Zentrum der Untersuchung steht, ob von den Finanzmärkten, insbesondere den Aktienmärkten und der zunehmenden internationalen Finanzmarktintegration, ein verstärkender oder dämpfender Einfluss auf die Wachstumsschwankungen in den Industrieländern ausgeht. In der neueren Literatur wird u. a. betont, dass die Öffnung des Finanzsystems eines Landes einen komplexen Trade off zwischen mittelfristig adversen und langfristig positiven gesamtwirtschaftlichen Effekten zur Folge hat (siehe u. a. Aizenman, 2002). Kurz- bis mittelfristig erhöht die Öffnung der Kapitalbilanz und des Finanzsystems eines Landes die Krisenanfälligkeit und die Wahrscheinlichkeit erhöhter gesamtwirtschaftlicher (und politischer) Instabilität. Langfristig soll die höhere Effizienz der Kapitalallokation hingegen nicht nur die gesamtwirtschaftliche Stabilität verbessern, sondern auch zu einem höheren langfristigen

Wachstumspotential beitragen. Der kurzfristig destabilisierende Zusammenhang ist bisher lediglich für Entwicklungsländer erkennbar und ansatzweise empirisch nachweisbar. Die Evidenz zugunsten eines positiven Zusammenhanges zwischen zunehmender internationaler Finanzmarktintegration und langfristigem Wachstum ist jedoch selbst für Entwicklungsländer ungesichert (siehe *Edison et al.*, 2002).

Theoretische Arbeiten, die auf den NOEM-Modellstrukturen von *Obstfeld – Rogoff* (1996) aufbauen – NOEM steht für "new open economy macro-models" und umfasst Varianten von dynamischen, allgemeinen Gleichgewichtsmodellen unter Sticky-price-Bedingungen –, betonen vor allem den unterschiedlichen Einfluss zunehmender Finanzmarktintegration auf die Wirkungsrichtung von realen und monetären Schocks. Diese Modelle implizieren, dass internationale Finanzmarktintegration tendenziell die Wirkung von fiskalischen Schocks auf den Konjunkturzyklus vermindert, die Wirkung monetärer Schocks jedoch verstärkt (siehe dazu u. a. *Buch – Döpke – Pierdzioch*, 2002). Sie postulieren jedoch keinen unabhängigen, ursächlichen Einfluss von Finanzmarktintegration auf die Amplitude des Konjunkturzyklus.

Die theoretische Evidenz hinsichtlich der Bedeutung von Finanzmärkten für den Konjunkturzyklus ist ebenfalls sehr uneinheitlich. *Allen – Gale* (2000) präsentieren theoretische Evidenz für die populäre Hypothese, dass Aktienmärkte den Konjunkturzyklus per se destabilisieren, Finanzintermediation durch Banken jedoch gesamtwirtschaftliche Instabilität verringert. Uneinheitlich wird auch die Bedeutung gesehen, die Finanzmärkten im Zusammenhang mit Schockwirkungen auf den Konjunkturzyklus beizumessen ist. Gleichgewichtsmodelle reagieren diesbezüglich sehr sensibel auf Unterschiede in der Modellierung imperfekter Kapitalmärkte. Je nach Modellstruktur werden reale Schocks durch entwickelte Finanzsysteme verstärkt oder abgeschwächt. In der vorliegenden Arbeit wird u. a. versucht, diese Unbestimmtheiten in der Theorie empirisch zu klären.

In den nächsten drei Abschnitten wird ein Überblick über die theoretischen Hypothesen gegeben, die der empirischen Analyse zugrunde liegen.

2. Theoretische Motivation

2.1 Wettbewerb, gesamtwirtschaftliche Risiken und Finanzmarktentwicklung

Kompetitiven Märkten wird häufig unterstellt, dass sie gesamtwirtschaftliche und individuelle Risiken hervorrufen, gegen die sich Marktteilnehmer selbst durch effiziente Diversifikation nicht schützen können (*Rajan – Zingales*, 1999A). Marktsysteme würden eine Versicherungslücke erzeugen, die sie selbst nicht schließen könnten (incomplete markets). Mit dem Entwicklungsstand eines Marktsystems verbreitert sich das Risikoprofil, das sich marktmäßig nicht versichern lässt. Dies würde in besonderem Maß für den Finanzsektor gelten.

Marktdominierte Finanzsysteme gelten zwar als alloka­tionseffizienter und für die Diversifikation von individuellen (idiosynkratischen) Risiken besser geeignet als Finanzsysteme, die bankdominiert sind. Sie bieten jedoch keinen Schutz gegen systemische Risiken und häufig auch nicht gegen individuelle Risiken, wenn "hedged risk positions" über so genannte "counterpart risks" in hohem Ausmaß mit makroökonomischen Schocks positiv korreliert sind. Demnach erhöhen entwickelte Finanzmärkte bzw. marktdominierte Finanzsysteme die makroökonomische Volatilität bzw. Unsicherheit unmittelbar durch ihre mangelnde Versicherungseffizienz hinsichtlich jener Risiken, die sie selbst und andere Märkte erzeugen. Daraus entsteht u. a. auch eine direkte Verantwortung für die Wirtschaftspolitik. Finanzmärkte erzeugen Risiken, gegen die nur eine aktive und vorausschauende Wirtschaftspolitik – oder der Staat im Sinn einer Risiko(zwangs)gemeinschaft – ausreichenden Versicherungsschutz für alle Marktteilnehmer gewährleistet.

Allen – Gale (2000) erweitern diese Theorie, indem sie den unvollständigen Finanzmärkten langlebige Finanzinstitutionen (z. B. Banken) gegenüberstellen, die in der Lage sind, systemische Risiken intertemporal zu diversifizieren. Banken würden demnach gerade gegen Risiken, die über Finanzmärkte grundsätzlich nicht diversifiziert werden können, einen optimalen Versicherungsschutz bieten und damit gesamtwirtschaftliche Instabilität reduzieren. Nach der Theorie von *Allen – Gale* (2000) erreichen sie dies durch ihre Fähigkeit, Ex-post-Transaktionen tätigen zu können, die unvollständige bzw. fehlende Märkte ersetzen. Banken können jedoch diese Versicherungsleistung nur erbringen, wenn ihre Fähigkeit zum intertemporalen Risikoausgleich durch die Existenz von kompetitiven Finanzmärkten nicht nachhaltig gemindert wird (*Allen – Gale*, 2000, S. 156).

Im empirischen Teil der vorliegenden Studie wird untersucht, ob Aktienmärkte einen unmittelbar verstärkenden und Banken einen dämpfenden Effekt auf die gesamtwirtschaftliche Volatilität ausüben.

2.2 Gesamtwirtschaftliche Schocks und Finanzmarktentwicklung

Ein interessanter Aspekt in der Beziehung zwischen Finanzmärkten und makroökonomischer Instabilität ist das Zusammenwirken bzw. die Interaktion von Finanzmarktentwicklung und realen und monetären Schocks und der daraus resultierende Effekt auf die gesamtwirtschaftliche Fluktuation. Die theoretische Literatur ist in dieser Frage sehr differenziert und unterscheidet sich primär durch die unterschiedliche Bedeutung der relevanten Unvollkommenheiten des Kapitalmarktes. Maßgebliche Arbeiten, wie etwa jene von *Kiyotaki – Moore* (1997) und *Bernanke – Gertler* (1990), postulieren eine verstärkende konjunkturelle Wirkung von realen Schocks durch entwickelte, jedoch unvollkommene Finanzmärkte. Reale Schocks beeinflussen in diesen Modellen den Nettovermögenswert von kreditbeschränkten Unternehmen. Die destabilisierende Wirkung dieser Wertänderungseffekte wird durch unvollkommene (asymmetrische) Finanzmärkte noch verstärkt.

Neuere theoretische Arbeiten beschäftigen sich vertieft mit den Unterschieden von Schocks und der Rolle von unvollkommenen Kapitalmärkten in der Übertragung der Schockwirkungen auf den Konjunkturzyklus. Diese Forschungsrichtung verwendet dynamische, allgemeine Gleichgewichtsmodelle mit asymmetrischer Information auf den Kreditmärkten, die eine differenzierte Analyse des Übertragungsmechanismus von Schocks auf den Konjunkturzyklus ermöglichen. *Bacchetta – Caminal* (2000) zeigen mit Hilfe dieses Modelltypus, dass Finanzmärkte sowohl Schocks verstärken, als auch dämpfen können. Entscheidend ist, wie der Schock die Finanzierungsstruktur von kreditbeschränkten Unternehmen verändert. *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) erweitern die Analyse, indem sie zwischen monetären und realen Schocks differenzieren und die unterschiedliche Bedeutung unvollkommener Finanzmärkte in der Übertragung der beiden Schocktypen auf den Konjunkturzyklus beleuchten. Die theoretische Analyse zeigt, dass Unternehmen in Ländern mit hoch entwickelten Finanzmärkten in hohem Ausmaß von externer Finanzierung abhängen und damit auch von Schocks stärker betroffen sind, die der finanzielle Sektor überträgt. Die destabilisierende Wirkung von monetären Schocks wird demnach durch unvollkommene Finanzmärkte verstärkt, die Produktionsfunktion der kreditfinanzierten Unternehmen zusätzlich destabilisiert. Andererseits sind hoch entwickelte Finanzmärkte besser in der Lage, Schocks, die direkt zu Produktionsstörungen in Cashflow-beschränkten Unternehmen führen, durch kostengünstige Bereitstellung externer Finanzierung zu mildern. Reale Schocks werden nach diesem theoretischen Ansatz durch unvollkommene Finanzmärkte gedämpft.

In der empirischen Analyse werden diese Implikationen der Modellanalyse von *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) für 22 OECD-Länder getestet. Wir überprüfen jedoch im Unterschied zu *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) diese Hypothesen nicht nur in Bezug auf den Kreditmarkt, sondern dehnen die Analyse auf den Aktienmarkt aus. Das Modell von *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) bietet jedoch für diese analytische Erweiterung nur eine indirekte Fundierung (der Kommerzbanker muss im Modell durch den Investmentbanker ersetzt werden).

2.3 Makroökonomische Volatilität und internationale Finanzmarktintegration

Ökonomische Theorie impliziert, dass die internationale Integration von Finanzmärkten – unter der Annahme flexibler Wechselkurse – die destabilisierende Wirkung monetärer Schocks auf den gesamtwirtschaftlichen Output verstärkt, jene fiskalischer Schocks verringert. Dieser Lehrsatz wird durch neuere Erkenntnisse auf der Grundlage von NOEM-Modellen nach *Obstfeld – Rogoff* (1996) erhärtet (siehe dazu *Sutherland*, 1996 und *Senay*, 1998). *Buch – Döpke – Pierdzioch* (2002) vertiefen das Modell von *Sutherland* (1996) durch realistischere Annahmen (Habit-Konsumfunktion, Risikoprämie) und eine differenziertere Spezifikation der Schockprozesse. Diese Ergänzungen resultieren in einer theoretischen Indifferenz, was die Bedeutung der Finanzliberalisierung im Zusammenhang mit fiskalischen Schocks und deren Wirkung auf

den Konjunkturzyklus anlangt. Monetäre Schocks werden jedoch auch in der Modellvariante von *Buch – Döpke – Pierdzioch* (2002) durch eine offene Kapitalverkehrsbilanz verstärkt.

Die schlechte Datenlage ermöglicht aus unserer Sicht derzeit keine solide empirische Überprüfung dieser Hypothesen. Wir testen hingegen, ob ein direkter, unabhängiger Einfluss durch internationale Kapitalmobilität auf den Konjunkturzyklus in den Industrieländern gegeben ist. Finanzielle Öffnung sollte die Finanzierungsbedingungen für Unternehmen in Industrieländern verbessern und die Diversifikation von Risiken für den privaten Sektor erleichtern. Dies sollte dämpfend auf die makroökonomische Volatilität wirken. Andererseits bestehen die internationalen Kapitalströme in der überwiegenden Mehrzahl aus kurzfristigen Kredittransaktionen, die sehr volatil sind. Wir versuchen, diese unterschiedlichen Wirkungen der Finanzliberalisierung in den Schätzansätzen zu überprüfen.

3. Daten und ökonometrische Analyse

3.1 Die Datengrundlagen

Der WIFO-OECD-Datenset besteht aus 22 Ländern und umfasst die Jahre 1970 bis 2000. Die Qualität der Daten und der relativ hohe Homogenitätsgrad der Produktionstechnologien sind die Hauptgründe für die Beschränkung der Analyse auf die Gruppe der Industrieländer. Die empirische Analyse basiert auf einem Panel, bestehend aus sechs nicht überlappenden Perioden, die jeweils ein Intervall von fünf Jahren umspannen. Die Periode beginnt mit 1971 bis 1975, 1976 bis 1980 usw. und endet mit dem Intervall 1996 bis 2000. Die Länge des Intervalls umfasst im Durchschnitt einen gesamten Konjunkturzyklus. Die Perioden decken sich auch im zeitlichen Ablauf großteils mit den beobachteten Konjunkturzyklen. Übersicht A im Anhang gibt einen detaillierten Überblick über die statistischen Grundlagen der empirischen Analyse. Für die Sensitivitätsanalysen verwenden wir ein Panel, bestehend aus Durchschnitten über zehn Jahre. Die Perioden umfassen 1971 bis 1980, 1981 bis 1990 und 1991 bis 2000.

Als Indikatoren für makroökonomische Volatilität verwenden wir Ex-post-Maße auf der Grundlage von historischen Daten. Einige Studien berechnen Ex-ante-Indikatoren durch Anwendung von vorausschauenden Verfahren (z. B. *Ramey – Ramey, 1995*). Damit wird versucht, den unerwarteten Teil der makroökonomischen Volatilität zu isolieren. Dies ist ohne Zweifel die theoretisch angemessene Vorgangsweise. Allerdings gehen durch diese Prozeduren häufig unbeabsichtigt wertvolle Informationen verloren. Der Nutzen des Ex-ante-Ansatzes ist aber vor allem durch die Unkenntnis des richtigen Modells sehr beschränkt. Diese Unwägbarkeiten waren entscheidend für die Wahl von Ex-post-Berechnungen. Dieser Ansatz ist in der einschlägigen Literatur aus den eben genannten Gründen der gebräuchlichste.

Die zentralen makroökonomischen Volatilitätsmaße sind die Standardabweichung des Output Gap, d. h. die Standardabweichung der Differenz zwischen tatsächlichem und potentiell realen BIP (CY_SD) und die absolute Differenz zwischen Maximum und Minimum

des Output Gap (CY_DIFF). Diese Maße scheinen für die gewählte Intervallisierung der Daten (Durchschnitte über 5 Jahre) besser für die Abbildung von kurzfristigen Schocks, die den Konjunkturzyklus bestimmen, geeignet als die Standardabweichung des BIP-Wachstums je Einwohner (GDPC_SD). In der Sensitivitätsanalyse wird jedoch zusätzlich zu den Gap-orientierten Maßen auch die Standardabweichung des BIP-Wachstums je Einwohner verwendet, um die Robustheit der Ergebnisse auch in Bezug auf die verwendeten Indikatoren zu überprüfen. Damit ist auch die Vergleichbarkeit mit jenen empirischen Untersuchungen gewährleistet, die GDPC_SD als Maß für makroökonomische Variabilität verwenden (z. B. Beck – Lundberg – Majnoni, 2001).

Als Indikatoren für die Finanzmarktentwicklung verwenden wir die Börsenkapitalisierung inländischer Unternehmen in Relation zum Bruttoinlandsprodukt eines Landes (CAP) und den Quotienten aus Börsenumsätzen und Börsenkapitalisierung inländischer Unternehmen (TURN). CAP bildet die Größe eines Aktienmarktes ab, TURN seine Effizienz (siehe zur Interpretation beider Variablen Hahn, 2002D). Die Bedeutung der Banken für das Finanzsystem eines Landes wird durch den Anteil der Bankdirektkredite an den privaten Sektor am Bruttoinlandsprodukt (CREDIT) angenähert.

Demirgüç-Kunt – Levine (2001) berechnen einen Index, der Aufschluss darüber gibt, ob das Finanzsystem eines Landes mehr markt- oder mehr bankdominiert ist. Dieser Indikator (STRUCTURE) reicht für das vorliegende Länder-Sample von -0,75 (sehr bankdominiert) bis 2,00 (sehr marktorientiert) und wird alternativ zu den drei Finanzindikatoren in die empirische Analyse eingebunden.

In den empirischen Schätzansätzen müssen Sondereinflüsse mitberücksichtigt werden, die durch Variable der so genannten CONDITIONING SET abgebildet werden. Diese Informationsmenge umfasst die Kontrollvariablen OPEN (Warenexporte plus Warenimporte in Relation zum BIP), KQ (Kapitalexporte plus Kapitalimporte in Relation zum BIP), GOV (öffentlicher Konsum in Relation zum BIP), INF (Inflationsrate) und INF_SD (Standardabweichung der Inflationsrate auf Quartalsbasis).

Die Variablen OPEN bzw. KQ bilden den realwirtschaftlichen bzw. finanziellen Öffnungsgrad eines Landes ab und damit seine Exponiertheit gegenüber externen realen und monetären Schocks. GOV repräsentiert die Größe des Staatssektors eines Landes. Diese Variable ist eine Approximation für die stabilisierenden internen Faktoren eines Landes. Die Variablen INF und INF_SD reflektieren Nachfrageschocks unter der Annahme einer normal geneigten, aggregierten Angebotsfunktion.

INF_SD ist in der empirischen Analyse auch der zentrale Indikator für die statistische Abbildung monetärer Schocks. Die Standardabweichung der Vorquartalsveränderungen des Drei-monats-Geldmarktzinssatzes wird ebenfalls für die Messung monetärer Schocks bzw. geldpolitischer Interventionsmaßnahmen verwendet. Die Standardabweichung der Veränderungen der Terms of Trade auf Quartalsbasis (TOT_SD) ist in Übereinstimmung mit der

einschlägigen Literatur unser bevorzugtes Maß für die Erfassung realer Schocks, die Standardabweichung von KQ (KQ_SD) jenes für die Fluktuation internationaler Kapitalströme.

Zur statistischen Erfassung der Volatilität auf dem Aktienmarkt verwenden wir (a) die Prozedur von Schwert (1989) auf der Grundlage monatlicher Veränderungen von Aktienkursen auf Indexbasis (VOL) und (b) die Standardabweichung der monatlichen Veränderungen von Aktienkursen auf Indexbasis (VOL_SD).

Die Bedeutung der Finanzmärkte bzw. der Banken hinsichtlich der Wirkung von Schocks auf den Konjunkturzyklus wird durch den INTERACTING SET angenähert, der Interaktionen der Variablen CAP, TURN, CREDIT und STRUCTURE u. a. mit den Volatilitätsvariablen INF_SD und TOT_SD einschließt.

3.2 Ökonometrischer Schätzansatz für 22 OECD-Länder

Wir verwenden für die empirische Analyse des Daten-Panels zwei Schätzverfahren: einen statischen Instrument-variable-Schätzer (IV) und einen statischen Fixe-Effekte-Schätzer. Die Anwendung von dynamischen Panel-Schätzern ist aufgrund der gewählten Untersuchungsanordnung nicht zweckmäßig bzw. mit nur sehr geringen Effizienzgewinnen verbunden. Allerdings kann das Auftreten von Endogenitätsproblemen nicht ausgeschlossen werden, weshalb auch ein IV-Schätzer verwendet wird. Da Versuche mit GMM-Instrumenten nicht erfolgreich waren, verwenden wir den IV-Schätzer von Anderson – Hsiao (1982). Konsistenzprobleme, verursacht durch Simultaneität, "omitted variables" oder unbeobachteten, länderspezifischen Effekten sollten bei diesem Schätzer zu keiner Verzerrung der Ergebnisse führen.

Verschiedene Endogenitätskontrollen ermutigen jedoch auch zur Anwendung von einfacheren Algorithmen, wie zum Beispiel den statischen Fixe-Effekte-Schätzer. Dieser Schätzer ist unter Standardvoraussetzungen für die Analyse von Makro-Panels gut geeignet (siehe dazu u. a. Hahn, 2003). Der Least-squares-dummy-variable-Schätzer (LSDV) liefert unter den gegebenen Rahmenbedingungen mit großer Wahrscheinlichkeit unverzerrte Schätzergebnisse.

Der Regressionsansatz für beide Verfahren hat folgende allgemeine Struktur:

$$\sigma_{i,t} = \alpha + \beta FINANCE_{i,t} + \gamma [INTERACTING SET]_{i,t} + \delta [CONDITIONING SET]_{i,t} + \lambda_t + \eta_i + \varepsilon_{i,t}$$

mit den Zeitperioden $t = 1 \dots T$ und den Ländern $i = 1 \dots N$. Die Parameter λ_t und η_i repräsentieren zeit- und länderspezifische Effekte und $\varepsilon_{i,t}$ steht für den stochastischen Störterm. Die abhängige Variable $\sigma_{i,t}$ ist entweder CY_SD, CY_DIFF oder GDPC_SD, der Regressor FINANCE umfasst entweder CAP, TURN, CREDIT oder STRUCTURE, der INTERACTING SET beinhaltet Interaktionsterme aus Variablen der Informationsmenge FINANCE mit Variablen

der CONDITIONING SET, wie etwa INF_SD, TOT_SD, VOL_SD und VOL. Der CONDITIONING SET umspannt die Variablen KQ_SD, KQ, OPEN und GOV.

Als Spezifikationstests für den IV-Schätzansatz verwenden wir einen Sargan-Test für "overidentifying restrictions" und einen Test auf serielle Korrelation der Residuen. Eine persistente serielle Korrelation der Residuen ist ein Hinweis für das Vorliegen von unbeobachteten länderspezifischen Effekten.

4. Präsentation der zentralen Ergebnisse

Wir beginnen mit der Darstellung der Schätzergebnisse, die auf der Grundlage des 6-Perioden-Panels für den Zeitraum 1971 bis 2000 gewonnen wurden (Übersicht 1). Die Spezifikation des Regressionsansatzes folgt im Wesentlichen jener von *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001). Unterschiede ergeben sich durch die abweichende Berücksichtigung der Interaktionsterme, durch die die Bedeutung der Finanzmärkte für die Übertragung von Schocks auf die Realwirtschaft abgebildet wird. Um Instabilitäten durch Multikollinearität zu vermeiden, gehen die beiden Interaktionsterme um eine Periode verzögert in die Gleichung ein. Die Güte der Schätzergebnisse verschlechtert sich jedoch nicht, wenn beide Terme unverzögert berücksichtigt werden. In Erweiterung von *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) wird im vorliegenden Ansatz für den volatilitätsdämpfenden Effekt durch einen großen Staatssektor mit der Variablen GOV kontrolliert.

Die in Übersicht 1 ausgewiesenen Ergebnisse bestätigen die Schätzungen von *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) hinsichtlich der verstärkenden Wirkung von Kreditmärkten auf monetäre Schocks. Die dämpfende Wirkung von Banken auf reale Schocks ist jedoch auf der Grundlage des WIFO-OECD-Panels ausgeprägter. Das mag u. a. auch damit zusammenhängen, dass *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) ihrer empirischen Analyse ein Panel zugrunde legen, das weit über die OECD hinausreicht. Es umfasst 63 Länder, ebenso weicht die Zahl der Perioden und die Länge der Intervalle von der von uns gewählten Vorgangsweise ab. Ihr Panel setzt sich – wie bereits angedeutet – aus drei nicht überlappenden Perioden der Jahre 1960 bis 1972, 1973 bis 1985 und 1986 bis 1997 zusammen. Als makroökonomisches Volatilitätsmaß verwenden *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) – wie ebenfalls bereits erwähnt – die Standardabweichung des BIP-Wachstums je Einwohner. Die unterschiedliche Wahl des Volatilitätsmaßes scheint jedoch – wie die Sensitivitätsanalyse in Abschnitt 5 zeigt – nicht entscheidend für die abweichenden Ergebnisse zu sein.

Übersicht 1: Fixe-Effekte-Schätzungen
1971 bis 2000, Fünfjahresdurchschnitte

Abhängige Variable	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF
Erklärende Variable						
Konstante	-0,0022 (0,687)	0,0002 (0,988)	0,0043 (0,297)	0,0163 (0,086)	0,0087 (0,096)	0,0217 (0,060)
ln(GOV) _t	-0,0093 (0,004)	-0,0158 (0,028)	-0,0053 (0,018)	-0,0065 (0,215)	-0,0051 (0,071)	-0,0054 (0,420)
ln(OPEN) _t	0,0036 (0,007)	0,0086 (0,003)	0,0038 (0,004)	0,0090 (0,003)	0,0054 (0,006)	0,0115 (0,013)
INF_SD _t	0,0008 (0,000)	0,0029 (0,000)	0,0008 (0,000)	0,0030 (0,000)	0,0008 (0,000)	0,0027 (0,000)
TOT_SD _t	0,0098 (0,000)	0,0290 (0,000)	0,0107 (0,000)	0,0308 (0,000)	0,0110 (0,001)	0,0325 (0,000)
ln(CREDIT) _t	-0,0008 (0,642)	-0,0024 (0,586)				
interaction (ln(CREDIT)*INF_SD) _{t-1}	0,0003 (0,000)	0,0008 (0,000)				
interaction (ln(CREDIT)*TOT_SD) _{t-1}	-0,0765 (0,001)	-0,1638 (0,001)				
ln(CAP) _t			0,0012 (0,308)	0,0037 (0,087)		
interaction (ln(CAP)*INF_SD) _{t-1}			0,0001 (0,001)	0,0003 (0,000)		
interaction (ln(CAP)*TOT_SD) _{t-1}			-0,0470 (0,010)	-0,1105 (0,003)		
ln(TURN) _t					0,0027 (0,017)	0,0054 (0,035)
interaction (ln(TURN)*INF_SD) _{t-1}					0,0002 (0,000)	0,0003 (0,013)
interaction (ln(TURN)*TOT_SD) _{t-1}					-0,0546 (0,014)	-0,1314 (0,003)
R ²	0,426	0,499	0,380	0,473	0,389	0,472
Wald-Tests:						
			p-Werte			
Joint significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Joint group dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Time dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Tests für serielle Korrelation der Residuen:						
AR(1)	0,935	0,969	0,367	0,633	0,812	0,791
AR(2)	0,347	0,413	0,231	0,309	0,478	0,486

Zahl der Länder: 22, Zahl der Beobachtungen: 110. – Die Regressionen kontrollieren für zeitspezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; p-Werte in Klammer; Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet.

Übersicht 2: Fixe-Effekte-Schätzungen
1971 bis 2000, Fünfjahresdurchschnitte

Abhängige Variable	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF
Erklärende Variable				
Konstante	-0,0008 (0,890)	0,0060 (0,637)	-0,0016 (0,818)	0,0062 (0,661)
ln(GOV) _t	-0,0079 (0,019)	-0,0119 (0,105)	-0,0091 (0,011)	-0,0134 (0,076)
ln(OPEN) _t	0,0035 (0,006)	0,0082 (0,003)	0,0055 (0,001)	0,0116 (0,002)
INF_SD _t	0,0008 (0,000)	0,0029 (0,000)	0,0009 (0,000)	0,0030 (0,000)
TOT_SD _t	0,0103 (0,000)	0,0305 (0,000)	0,0087 (0,002)	0,0284 (0,000)
ln(CREDIT) _t	-0,0022 (0,283)	-0,0067 (0,205)	-0,0013 (0,526)	-0,0045 (0,377)
interaction (ln(CREDIT)*INF_SD) _{t-1}	0,0008 (0,252)	0,0017 (0,156)	0,0003 (0,349)	0,0007 (0,156)
interaction (ln(CREDIT)*TOT_SD) _{t-1}	-0,0705 (0,061)	-0,1276 (0,107)	-0,0480 (0,075)	-0,0792 (0,164)
ln(CAP) _t	0,0009 (0,340)	0,0036 (0,056)		
interaction (ln(CAP)*INF_SD) _{t-1}	-0,0002 (0,471)	-0,0005 (0,392)		
interaction (ln(CAP)*TOT_SD) _{t-1}	-0,0064 (0,769)	-0,0309 (0,467)		
ln(TURN) _t			0,0023 (0,004)	0,0046 (0,016)
interaction (ln(TURN)*INF_SD) _{t-1}			0,0000 (0,911)	0,0000 (0,929)
interaction (ln(TURN)*TOT_SD) _{t-1}			-0,0292 (0,106)	-0,0856 (0,012)
R ²	0,448	0,522	0,461	0,531
Wald-Tests: p-Werte				
Joint significance	0,000	0,000	0,000	0,000
Joint group dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000
Time dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000
Tests für serielle Korrelation der Residuen:				
AR(1)	0,715	0,846	0,597	0,666
AR(2)	0,318	0,369	0,383	0,450

Zahl der Länder: 22, Zahl der Beobachtungen: 110. – Die Regressionen kontrollieren für zeitspezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; p-Werte in Klammer; Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet.

In Übereinstimmung mit *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) können wir ebenfalls keinen signifikanten, unabhängigen Einfluss der Banken auf die makroökonomische Volatilität feststellen. Wir finden somit keine empirische Evidenz für den von *Allen – Gale* (2000) vermuteten konjunkturendämpfenden Einfluss von Banken. Die Regressionsergebnisse bestätigen jedoch die volatilitätsdämpfende Wirkung eines großen Staatssektors und die stärkere Exponiertheit realwirtschaftlich offener Volkswirtschaften gegenüber destabilisierenden Schocks. Die erwarteten positiven Vorzeichen weisen auch die beiden Volatilitätsindikatoren INF_SD und TOT_SD auf.

Die Erweiterung der empirischen Analyse durch die Einbeziehung des Aktienmarktes ergibt eine überraschend deutliche Unterstützung für die populäre Hypothese, dass Aktienmärkte einen unabhängigen, destabilisierenden Einfluss auf die Makroökonomie ausüben. Aktienmärkte scheinen darüber hinaus – ähnlich den Kreditmärkten – auch monetäre Schocks zu verstärken und reale Störungen zu verringern (Übersicht 1). Diese Ergebnisse fallen signifikanter aus, wenn an Stelle von CAP, dem Maß für die Größe des Aktienmarktes, der Effizienzindikator TURN verwendet wird. Signifikanz und Vorzeichen der restlichen Koeffizienten bleiben gegenüber dem vorherigen Schätzansatz (d. h. CREDIT statt CAP bzw. TURN) im Wesentlichen unverändert. Die Signifikanz der Ergebnisse verschwindet jedoch größtenteils, wenn sowohl CREDIT als auch CAP bzw. TURN und die damit korrespondierenden Interaktionsvariablen gemeinsam in den Schätzversuch einbezogen werden (Übersicht 2). Probleme durch Multikollinearität beschränken jedoch die Güte dieser Berechnungen erheblich.

In Übersicht 3 und Übersicht 4 sind die Ergebnisse der IV-Schätzungen ausgewiesen. Der Schätzansatz unterscheidet sich gegenüber den bisherigen Anordnungen durch die Einbeziehung der Variablen KQ und KQ_SD. Wie bereits erwähnt, bildet KQ den finanzwirtschaftlichen Öffnungsgrad eines Landes ab und KQ_SD das Ausmaß der Variabilität der internationalen Kapitalströme. Die beiden Variablen KQ und KQ_SD gehen signifikant in die Gleichung ein. Die Vorzeichen signalisieren, dass die internationale Finanzintegration tendenziell dämpfend auf den Konjunkturzyklus wirkt, die Variabilität der Kapitalströme jedoch den makroökonomischen Zyklus tendenziell destabilisiert. Die IV-Schätzungen bestätigen, dass die Ergebnisse der Fixe-Effekte-Schätzer hinreichend konsistent sind. Die Spezifikationstests unterstützen ebenfalls die gewählte Schätzanordnung.

Übersicht 3: Two-Stage-Instrument-Variable-Schätzungen
1971 bis 2000, Fünfjahresdurchschnitte

Abhängige Variable	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF
Erklärende Variable						
Konstante	-0,0015 (0,750)	0,0029 (0,792)	0,0056 (0,183)	0,0195 (0,043)	0,0065 (0,244)	0,0201 (0,090)
ln(GOV) _t	-0,0104 (0,000)	-0,0164 (0,012)	-0,0073 (0,001)	-0,0091 (0,104)	-0,0067 (0,004)	-0,0075 (0,193)
ln(OPEN) _t	0,0059 (0,000)	0,0118 (0,000)	0,0064 (0,000)	0,0130 (0,001)	0,0064 (0,000)	0,0128 (0,002)
INF_SD _t	0,0008 (0,000)	0,0029 (0,000)	0,0008 (0,000)	0,0030 (0,000)	0,0009 (0,000)	0,0030 (0,000)
TOT_SD _t	0,0190 (0,000)	0,0504 (0,000)	0,0189 (0,000)	0,0495 (0,000)	0,0165 (0,001)	0,0446 (0,000)
KQ _t	-0,0385 (0,004)	-0,0856 (0,001)	-0,0336 (0,014)	-0,0749 (0,016)	-0,0235 (0,077)	-0,0515 (0,078)
KQ_SD _t	0,0263 (0,012)	0,0613 (0,004)	0,0221 (0,036)	0,0521 (0,031)	0,0160 (0,124)	0,0380 (0,100)
ln(CREDIT) _t	0,0002 (0,885)	-0,0009 (0,814)				
interaction (ln(CREDIT)*INF_SD) _{t-1}	0,0003 (0,000)	0,0008 (0,000)				
interaction (ln(CREDIT)*TOT_SD) _{t-1}	-0,0799 (0,000)	-0,1689 (0,000)				
ln(CAP) _t			0,0021 (0,094)	0,0051 (0,038)		
interaction (ln(CAP)*INF_SD) _{t-1}			0,0001 (0,001)	0,0003 (0,000)		
interaction (ln(CAP)*TOT_SD) _{t-1}			-0,0460 (0,012)	-0,1083 (0,003)		
ln(TURN) _t					0,0029 (0,019)	0,0063 (0,031)
interaction (ln(TURN)*INF_SD) _{t-1}					0,0002 (0,000)	0,0004 (0,000)
interaction (ln(TURN)*TOT_SD) _{t-1}					-0,0599 (0,007)	-0,1431 (0,001)
Wald-Tests:						
			p-Werte			
Joint significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Joint group dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Time dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Sargan-Test ¹⁾	0,608	0,496	0,503	0,381	0,424	0,471
Tests für serielle Korrelation der Residuen:						
AR(1)	0,578	0,870	0,273	0,615	0,644	0,866
AR(2)	0,096	0,107	0,104	0,135	0,188	0,192

Zahl der Länder: 21, Zahl der Beobachtungen: 105. – Die Regressionen kontrollieren für zeitspezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; als zusätzliche Instrumentvariable wurden die jeweils um eine Periode verzögerte endogene Variable und die Bruttoanlageinvestitionen in % des BIP berücksichtigt; p-Werte in Klammer; Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet. –
1) Die Null-Hypothese ist, dass die Instrumentvariablen mit den Residuen nicht korreliert sind.

Übersicht 4: Two-Stage-Instrument-Variable-Schätzungen
1971 bis 2000, Fünfjahresdurchschnitte

Abhängige Variable	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF
Erklärende Variable				
Konstante	0,0010 (0,830)	0,0101 (0,353)	0,0024 (0,697)	0,0114 (0,399)
ln(GOV) _t	-0,0101 (0,000)	-0,0148 (0,020)	-0,0090 (0,007)	-0,0121 (0,091)
ln(OPEN) _t	0,0063 (0,000)	0,0128 (0,000)	0,0062 (0,000)	0,0124 (0,000)
INF_SD _t	0,0008 (0,000)	0,0030 (0,000)	0,0008 (0,000)	0,0030 (0,000)
TOT_SD _t	0,0207 (0,000)	0,0539 (0,000)	0,0179 (0,000)	0,0478 (0,000)
KQ _t	-0,0436 (0,002)	-0,0946 (0,001)	-0,0327 (0,033)	-0,0695 (0,018)
KQ_SD _t	0,0290 (0,006)	0,0655 (0,002)	0,0226 (0,059)	0,0508 (0,032)
ln(CREDIT) _t	-0,0017 (0,339)	-0,0056 (0,202)	-0,0011 (0,572)	-0,0048 (0,325)
interaction (ln(CREDIT)*INF_SD) _{t-1}	0,0010 (0,107)	0,0021 (0,053)	0,0004 (0,221)	0,0009 (0,062)
interaction (ln(CREDIT)*TOT_SD) _{t-1}	-0,0837 (0,013)	-0,1529 (0,034)	-0,0557 (0,029)	-0,0936 (0,088)
ln(CAP) _t	0,0020 (0,032)	0,0053 (0,015)		
interaction (ln(CAP)*INF_SD) _{t-1}	-0,0004 (0,245)	-0,0007 (0,189)		
interaction (ln(CAP)*TOT_SD) _{t-1}	0,0013 (0,952)	-0,0159 (0,703)		
ln(TURN) _t			0,0023 (0,042)	0,0057 (0,032)
interaction (ln(TURN)*INF_SD) _{t-1}			-0,0000 (0,867)	-0,0001 (0,702)
interaction (ln(TURN)*TOT_SD) _{t-1}			-0,0234 (0,231)	-0,0741 (0,044)
Wald-Tests:				
	p-Werte			
Joint significance	0,000	0,000	0,000	0,000
Joint group dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000
Time dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000
Sargan-Test ¹⁾	0,599	0,400	0,617	0,525
Tests für serielle Korrelation der Residuen:				
AR(1)	0,469	0,734	0,541	0,760
AR(2)	0,083	0,098	0,148	0,157

Zahl der Länder: 21, Zahl der Beobachtungen: 105. – Die Regressionen kontrollieren für zeit-spezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; als zusätzliche Instrumentvariable wurden die jeweils um eine Periode verzögerte endogene Variable und die Bruttoanlageinvestitionen in % des BIP berücksichtigt; p-Werte in Klammer; Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet. – ¹⁾ Die Null-Hypothese ist, dass die Instrumentvariablen mit den Residuen nicht korreliert sind.

Der unabhängige, destabilisierende Einfluss von Aktienmärkten auf den makroökonomischen Zyklus wird durch weitere Abänderungen der Untersuchungsanordnung bestätigt. Übersicht 5, Übersicht 6 und Übersicht 7 fassen die zentralen Erkenntnisse dieser ergänzenden

Übersicht 5: Fixe-Effekte-Schätzungen
1971 bis 2000, Fünfjahresdurchschnitte

Abhängige Variable	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF
Erklärende Variable						
Konstante	0,0116 (0,031)	0,0327 (0,024)	0,0110 (0,039)	0,0311 (0,033)	0,0109 (0,055)	0,0317 (0,033)
ln(GOV _t)	-0,0081 (0,006)	-0,0170 (0,028)	-0,0084 (0,004)	-0,0178 (0,021)	-0,0084 (0,011)	-0,0170 (0,035)
ln(OPEN _t)	0,0024 (0,038)	0,0053 (0,075)	0,0025 (0,033)	0,0055 (0,065)	0,0028 (0,023)	0,0065 (0,042)
INF _t	0,0003 (0,000)	0,0006 (0,000)				
DEFL _t			0,0003 (0,000)	0,0006 (0,000)		
R3M_A1_SD _t					0,0009 (0,000)	0,0022 (0,000)
STRUCTURE _t	0,0043 (0,012)	0,0105 (0,029)	0,0044 (0,014)	0,0108 (0,033)	0,0037 (0,044)	0,0091 (0,079)
interaction (STRUCTURE*INF_SD) _t	0,0000 (0,339)	0,0005 (0,000)	-0,0000 (0,569)	0,0004 (0,002)	0,0000 (0,284)	0,0006 (0,000)
interaction (STRUCTURE*TOT_SD) _t	-0,1437 (0,011)	-0,3548 (0,020)	-0,1413 (0,015)	-0,3478 (0,026)	-0,1300 (0,034)	-0,3208 (0,055)
R ²	0,335	0,331	0,328	0,322	0,275	0,274
Zahl der Länder	22	22	22	22	22	22
Zahl der Beobachtungen	132	132	132	132	129	129
Wald-Tests:						
	p-Werte					
Joint significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Joint group dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Time dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Tests für serielle Korrelation der Residuen:						
AR(1)	0,205	0,569	0,208	0,594	0,178	0,433
AR(2)	0,879	0,520	0,906	0,574	0,466	0,256

_I ... Ausgangswerte. – Die Regressionen kontrollieren für zeitspezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; p-Werte in Klammer; Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet.

Berechnungen zusammen. Als bemerkenswertes Ergebnis dieser Schätzungen kann die deutliche empirische Bestätigung der an sich nahe liegenden Vermutung bezeichnet werden, dass die Volatilität des Aktienmarktes nur in Verbindung mit der Größe des Aktienmarktes eine signifikant destabilisierende Wirkung auf die Makroökonomie ausübt.

*Übersicht 6: Fixe-Effekte-Schätzungen
1971 bis 2000, Fünfjahresdurchschnitte*

Abhängige Variable	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF
Erklärende Variable						
Konstante	0,0044 (0,519)	0,0196 (0,258)	0,0024 (0,744)	0,0138 (0,439)	0,0022 (0,778)	0,0134 (0,472)
ln(GOV _t)	-0,0116 (0,008)	-0,0234 (0,030)	-0,0116 (0,011)	-0,0233 (0,035)	-0,0117 (0,010)	-0,0235 (0,034)
ln(OPEN _t)	0,0039 (0,035)	0,0083 (0,075)	0,0042 (0,034)	0,0091 (0,067)	0,0041 (0,033)	0,0089 (0,067)
INF _t	0,0008 (0,001)	0,0019 (0,001)				
INF _t			0,0766 (0,020)	0,2051 (0,006)	0,0740 (0,018)	0,1993 (0,006)
interaction (ln(CAP)*VOL _t)	0,0002 (0,116)	0,0006 (0,062)	0,0003 (0,103)	0,0007 (0,038)		
interaction (ln(CAP)*VOL) _t					0,0003 (0,168)	0,0009 (0,086)
R ²	0,239	0,241	0,219	0,224	0,214	0,219
Wald-Tests:						
			p-Werte			
Joint significance	0,000	0,000	0,039	0,017	0,031	0,008
Joint group dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Time dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Tests für serielle Korrelation der Residuen:						
AR(1)	0,161	0,113	0,201	0,144	0,218	0,156
AR(2)	0,644	0,519	0,758	0,559	0,791	0,592

_l ... Ausgangswerte. – Zahl der Länder: 18, Zahl der Beobachtungen: 108. – Die Regressionen kontrollieren für zeitspezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; p-Werte in Klammer; Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet.

Übersicht 7: Fixe-Effekte-Schätzungen
1971 bis 2000, Fünfjahresdurchschnitte

Abhängige Variable	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF	CY_SD	CY_DIFF
Erklärende Variable						
Konstante	0,0119 (0,044)	0,0298 (0,074)	0,0172 (0,000)	0,0422 (0,000)	0,0171 (0,000)	0,0421 (0,000)
ln(GOV_I) _t	-0,0087 (0,012)	-0,0203 (0,026)				
ln(OPEN_I) _t	0,0029 (0,038)	0,0060 (0,067)				
INF _t			0,0742 (0,024)	0,1946 (0,005)	0,0714 (0,022)	0,1884 (0,005)
TOT_SD _t			0,0188 (0,001)	0,0484 (0,000)	0,0188 (0,001)	0,0485 (0,000)
interaction (STRUCTURE*TOT_SD) _t	-0,0961 (0,005)	-0,1988 (0,055)				
interaction (STRUCTURE*R3M_A1_SD) _t	0,0009 (0,000)	0,0023 (0,003)				
interaction (ln(CAP)*VOL_SD) _t			0,0002 (0,134)	0,0006 (0,043)		
interaction (ln(CAP)*VOL) _t					0,0003 (0,234)	0,0008 (0,107)
R ²	0,268	0,245	0,201	0,233	0,197	0,228
Zahl der Länder	22	22	18	18	18	18
Zahl der Beobachtungen	129	129	108	108	108	108
Wald-Tests:						
			p-Werte			
Joint significance	0,000	0,000	0,012	0,001	0,011	0,001
Joint group dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Time dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Tests für serielle Korrelation der Residuen:						
AR(1)	0,216	0,510	0,160	0,128	0,177	0,143
AR(2)	0,351	0,217	0,405	0,190	0,427	0,194

_I ... Ausgangswerte. – Die Regressionen kontrollieren für zeitspezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; p-Werte in Klammer; Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet.

Der private Konsum ist in allen berücksichtigten OECD-Ländern die mit Abstand bedeutendste Nachfragekomponente und damit bestimmend für die Entwicklung des Bruttoinlandsproduktes dieser Länder. Die Vermutung liegt daher nahe, dass dem privaten Konsum eine wesentliche Rolle im Wirkungszusammenhang zwischen Aktienmarkt und makroökonomischer Volatilität zukommt. Kräftige, temporäre Kursänderungen auf den Aktienmärkten generieren substantielle Vermögenseffekte, die das Konsumverhalten der privaten Haushalte beeinflussen können. Die überdurchschnittlich hohe Konsumneigung der privaten Haushalte in einigen OECD-Ländern (z. B. USA, Großbritannien) in den neunziger Jahren wurde in der öffentlichen Diskussion zum Überwiegenden Teil auf aktienmarktbedingte Vermögenseffekte zurückgeführt. Die Ergebnisse der vorliegenden Berechnungen können als empirische Evidenz zugunsten dieser Sichtweise gewertet werden. Schätzungen der Gleichungen in den Übersichten 1 bis 7 auf der Grundlage eines konsumorientierten, gesamtwirtschaftlichen Volatilitätsmaßes (Standardabweichung des HP-trendbereinigten privaten Konsums) unterscheiden sich nur unwesentlich von den in der Studie ausgewiesenen Berechnungen. Die Schätzungen unterstreichen allerdings auch deutlich den zeitlich begrenzten Einfluss von exzessiven Bewertungsänderungen auf den Verlauf der Gesamtwirtschaft. Die in den neunziger Jahren besonders ausgeprägten Kursentwicklungen auf den internationalen Aktienbörsen haben demnach lediglich den Konjunkturzyklus in einigen Ländern verlängert, jedoch keinen nachhaltig positiven Einfluss auf die langfristige Wachstumsrate dieser Länder ausgeübt (siehe dazu auch *Hahn, 2002A*).

5. Sensitivitätsanalyse

Die Robustheit der Ergebnisse wurde durch eine Reihe von Sensitivitätstests geprüft. Zu diesem Zweck wurde die Intervalllänge der Perioden auf 10 Jahre erweitert. Das Panel für die Sensitivitätskontrolle besteht aus den Durchschnittsperioden 1971 bis 1980, 1981 bis 1990 und 1991 bis 2000. Als zusätzliches makroökonomisches Volatilitätsmaß kommt GDPC_SD zur Anwendung. Die in Abschnitt 4 besprochenen Anordnungen wurden auf dieser Grundlage mit LSDV neu geschätzt. Die zentralen Ergebnisse der empirischen Analyse erweisen sich gegenüber den veränderten Versuchsanordnungen als resistent. Übersicht 8, Übersicht 9 und Übersicht 10 fassen die wichtigsten Testergebnisse zusammen. Auf Wunsch wird der vollständige Set an Ergebnissen der Sensitivitätsanalyse zur Verfügung gestellt.

Übersicht 8: Sensitivitätstests: Fixe-Effekte-Schätzungen
1971 bis 2000, Zehnjahresdurchschnitte

Abhängige Variable	GDPC_SD	CY_SD	GDPC_SD	CY_SD	GDPC_SD	CY_SD
Erklärende Variable						
Konstante	-0,0030 (0,518)	0,0089 (0,150)	0,0082 (0,239)	0,0199 (0,005)	0,0022 (0,751)	0,0145 (0,048)
ln(GOV) _t	-0,0114 (0,005)	-0,0044 (0,260)	-0,0095 (0,053)	-0,0015 (0,669)	-0,0109 (0,030)	-0,0058 (0,170)
ln(OPEN) _t	0,0044 (0,093)	0,0015 (0,353)	0,0053 (0,030)	0,0024 (0,159)	0,0048 (0,115)	0,0040 (0,160)
INF_SD _t	0,0035 (0,000)	0,0023 (0,000)	0,0018 (0,020)	0,0010 (0,001)	0,0016 (0,000)	0,0007 (0,000)
TOT_SD _t	-0,0307 (0,037)	-0,0343 (0,094)	-0,0553 (0,013)	-0,0614 (0,015)	-0,0756 (0,019)	-0,0704 (0,092)
ln(CREDIT) _t	-0,0005 (0,898)	0,0040 (0,354)				
interaction (ln(CREDIT)*INF_SD) _t	0,0018 (0,000)	0,0012 (0,000)				
interaction (ln(CREDIT)*TOT_SD) _t	-0,1147 (0,006)	-0,1439 (0,020)				
ln(CAP) _t			0,0037 (0,014)	0,0054 (0,019)		
interaction (ln(CAP)*INF_SD) _t			0,0004 (0,102)	0,0002 (0,047)		
interaction (ln(CAP)*TOT_SD) _t			-0,0916 (0,002)	-0,1091 (0,003)		
ln(TURN) _t					0,0014 (0,478)	0,0040 (0,093)
interaction (ln(TURN)*INF_SD) _t					0,0005 (0,001)	0,0002 (0,079)
interaction (ln(TURN)*TOT_SD) _t					-0,1040 (0,005)	-0,1009 (0,046)
R ²	0,508	0,410	0,448	0,400	0,467	0,335
Wald-Tests:						
			p-Werte			
Joint significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Joint group dummy significance	0,150	0,003	0,384	0,000	0,491	0,001
Time dummy significance	0,142	0,041	0,271	0,026	0,319	0,033
Tests für serielle Korrelation der Residuen:						
AR(1)	0,749	0,816	0,406	0,551	0,624	0,870
AR(2)	0,945	0,414	0,955	0,280	0,485	0,275

Zahl der Länder: 22, Zahl der Beobachtungen: 66. – Die Regressionen kontrollieren für zeitspezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; p-Werte in Klammer; Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet.

Übersicht 9: Sensitivitätstests: Fixe-Effekte-Schätzungen
1971 bis 2000, Zehnjahresdurchschnitte

Abhängige Variable	GDPC_SD	CY_SD	GDPC_SD	CY_SD
Erklärende Variable				
Konstante	-0,0016 (0,755)	0,0129 (0,089)	-0,0043 (0,511)	0,0081 (0,318)
ln(GOV) _t	-0,0120 (0,004)	-0,0041 (0,325)	-0,0093 (0,032)	-0,0056 (0,229)
ln(OPEN) _t	0,0045 (0,048)	0,0019 (0,269)	0,0028 (0,319)	0,0020 (0,409)
INF_SD _t	0,0034 (0,004)	0,0016 (0,045)	0,0036 (0,000)	0,0022 (0,003)
TOT_SD _t	-0,0313 (0,082)	-0,0493 (0,025)	-0,0314 (0,342)	-0,0255 (0,379)
ln(CREDIT) _t	-0,0030 (0,562)	-0,0004 (0,926)	-0,0002 (0,954)	0,0036 (0,452)
interaction (ln(CREDIT)*INF_SD) _t	0,0021 (0,001)	0,0011 (0,008)	0,0017 (0,000)	0,0013 (0,002)
interaction (ln(CREDIT)*TOT_SD) _t	-0,1088 (0,063)	-0,0909 (0,142)	-0,1026 (0,033)	-0,1601 (0,013)
ln(CAP) _t	0,0022 (0,259)	0,0039 (0,020)		
interaction (ln(CAP)*INF_SD) _t	-0,0002 (0,676)	-0,0002 (0,445)		
interaction (ln(CAP)*TOT_SD) _t	-0,0029 (0,936)	-0,0456 (0,053)		
ln(TURN) _t			-0,0015 (0,423)	0,0002 (0,890)
interaction (ln(TURN)*INF_SD) _t			0,0002 (0,433)	-0,0002 (0,390)
interaction (ln(TURN)*TOT_SD) _t			-0,0099 (0,812)	0,0190 (0,597)
R ²	0,520	0,440	0,521	0,416
Wald-Tests: p-Werte				
Joint significance	0,000	0,000	0,000	0,000
Joint group dummy significance	0,170	0,001	0,057	0,016
Time dummy significance	0,179	0,030	0,062	0,060
Tests für serielle Korrelation der Residuen:				
AR(1)	0,986	0,951	0,873	0,792
AR(2)	0,989	0,385	0,897	0,356

Zahl der Länder: 22, Zahl der Beobachtungen: 66. – Die Regressionen kontrollieren für zeitspezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; p-Werte in Klammer; Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet.

Übersicht 10: Sensitivitätstests: Fixe-Effekte-Schätzungen
1971 bis 2000, Zehnjahresdurchschnitte

Abhängige Variable	GDPC_SD	CY_SD	GDPC_SD	CY_SD	GDPC_SD	CY_SD	GDPC_SD	CY_SD
Erklärende Variable								
Konstante	0,0163 (0,000)	0,0115 (0,011)	0,0180 (0,000)	0,0169 (0,001)	0,0177 (0,000)	0,0175 (0,000)	0,0158 (0,000)	0,0116 (0,008)
INF _t	0,1216 (0,000)	0,1385 (0,001)					0,1224 (0,000)	0,1439 (0,001)
INF_SD _t			0,0026 (0,000)	0,0019 (0,010)	0,0027 (0,000)	0,0019 (0,006)		
TOT_SD _t	0,0190 (0,000)	0,0195 (0,000)	0,0199 (0,000)	0,0209 (0,001)	0,0199 (0,000)	0,0210 (0,001)	0,0188 (0,000)	0,0194 (0,000)
interaction (ln(CAP)*VOL_SD) _t					0,0006 (0,002)	0,0005 (0,046)	0,0007 (0,000)	0,0006 (0,003)
interaction (ln(CAP)*VOL) _t	0,0010 (0,001)	0,0007 (0,017)	0,0008 (0,008)	0,0005 (0,166)				
R ²	0,266	0,272	0,284	0,217	0,300	0,238	0,278	0,298
Wald-Tests:								
					p-Werte			
Joint significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Joint group dummy significance	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000
Time dummy significance	0,534	0,008	0,141	0,145	0,252	0,076	0,699	0,001
Tests für serielle Korrelation der Residuen:								
AR(1)	0,422	0,522	0,763	0,772	0,977	0,644	0,629	0,608
AR(2)	0,094	0,103	0,060	0,069	0,069	0,063	0,117	0,097

Zahl der Länder: 18, Zahl der Beobachtungen: 54. – Die Regressionen kontrollieren für zeitspezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; p-Werte in Klammer; Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet.

6. Schlussfolgerungen

In dieser Studie wurde der Versuch unternommen, die Bestimmungsfaktoren von Wachstumsschwankungen in 22 OECD-Ländern seit 1970 näher einzugrenzen bzw. ökonometrisch zu identifizieren. Im Zentrum der Untersuchung stand, ob von den Finanzmärkten, insbesondere von den Aktienmärkten und der zunehmenden internationalen Finanzmarktintegration, ein verstärkender oder dämpfender Einfluss auf die Wachstumsschwankungen in den Industrieländern ausgeht. Dieser Fragestellung kommt besondere Bedeutung vor dem Hintergrund des Wirkungszusammenhanges zwischen Konjunktur und Wachstum zu. Neuere theoretische und empirische Untersuchungen weisen in Richtung einer dämpfenden Wirkung von Konjunkturschwankungen auf das langfristige Wachstum in den OECD-Ländern.

Die empirische Untersuchung wurde mit Hilfe Panel-ökonometrischer Verfahren durchgeführt. Die Ergebnisse der Analyse können als empirische Hinweise gedeutet werden, dass für den Untersuchungszeitraum 1970 bis 2000 die zunehmende Bedeutung der Finanzmärkte, insbesondere der Aktienmärkte, einen tendenziell destabilisierenden Einfluss auf die Makroökonomie der 22 OECD-Länder ausgeübt hat. Die Destabilisierung erfolgte auf verschiedenen Ebenen: Zum einen verstärkten Aktienmärkte unabhängig und direkt die gesamtwirtschaftlichen Outputfluktuationen, zum anderen wirkten sie destabilisierend durch ihre Bedeutung als Verstärker monetärer Schocks. Störungen, die sich vorerst nur auf die Finanzmärkte beschränkten, wurden durch das Finanzsystem in verstärkter Form auf die Realwirtschaft übertragen. Finanzmärkte fungierten jedoch auch als Schockdämpfer, sie verringerten die Wirkungen von realen Störungen auf die Produktion. Schocks, die zuerst den realen Sektor erfassten, wurden demnach durch das Finanzsystem tendenziell gemildert. Dafür liefert die vorliegende Untersuchung überraschend robuste empirische Evidenz.

Die zentralen Ergebnisse dieser Untersuchung sollten jedoch trotz umfassender Sensitivitätskontrollen als vorläufige Erkenntnisse betrachtet und nicht überinterpretiert werden.

Literaturhinweise

- Acemoglu, D., Zilibotti, F., "Was Prometheus Unbound by Chance?, Risk, Diversification, and Growth", *Journal of Political Economy*, 1997, (105), S. 709-751.
- Acemoglu, D., Johnson, S., Robinson, J., Thaicharoen, Y., "Institutional Causes, Macroeconomic Symptoms : Volatility, Crises and Growth", NBER Working Paper, 2002, (9124).
- Aghion, P., Howitt, P., *Endogenous Growth Theory*, MIT Press, Cambridge, 1998.
- Aghion, P., Saint-Paul, G., "On the Virtues of Bad Times", CEPR Working Paper, 1991, (587).
- Aghion, P., Saint-Paul, G., "Uncovering Some Causal Relationships between Productivity Growth and the Structure of Economic Fluctuations: A Tentative Survey", NBER Working Paper, 1993, (4603).
- Aizenman, J., "Financial Opening: Evidence and Policy Options", NBER, 2002, (June), mimeo.
- Aizenman, J., Marion, N., "Policy Uncertainty, Persistence and Growth, *Review of International Economics*", 1993, 1(2), S. 145-163.
- Alesina, A., Ozler, S., Roubini, N., Swagel, P., "Political Instability and Economic Growth", NBER Working Paper, 1992, (4173).
- Allen, F., "Stock Markets and Resource Allocation", in Mayer, C., Vives, X. (Hrsg.), *Capital Markets and Financial Intermediation*, Cambridge University Press, Cambridge, 1993.
- Allen, F., Gale, D., *Comparing Financial Systems*, MIT Press, Cambridge, 2000.
- Anderson, T. W., Hsiao, C., "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data", *Journal of Econometrics*, 1982, (18), S. 47-82.
- Arellano, M., Bond, S. R., "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *The Review of Economic Studies*, 1991, (58), S. 277-297.
- Bacchetta, P., Caminal, R., "Do Capital Market Imperfections Exacerbate Output Fluctuation?", *European Economic Review*, 2000, (44), S. 449-468.
- Baliga, S., Polak, B., *The Emergence and Persistence of the Anglo-Saxon and German Financial System*, Yale University, Department of Economics, 2001, mimeo.
- Baltagi, B. H., *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, New York, 1995.
- Basu, S., Taylor, A., "Business Cycle in International Historical Perspective", *Journal of Economic Perspective*, 1999, (13), S. 45-68.
- Bean, C., "Endogenous Growth and the Pro-cyclical Behaviour of Productivity", *European Economic Review*, 1990, (34), S. 355-363.
- Beck, N., Katz, J., "What to Do (and Not to Do) with Time-series Cross-section Data", *American Political Science Review*, 1995, (89), p. 634-647.
- Beck, T., Levine, R. (2002A), "Industry Growth and Capital Allocation: Does Having a Market- or Bank-based System Matter?", NBER Working Paper, 2002, (8982).
- Beck, T., Levine, R., (2002B), "Stock Markets, Banks, and Growth: Panel Evidence", NBER Working Paper, 2002, (9082).
- Beck, T., Lundberg, M., Majnoni, G., *Financial Intermediary Development and Growth Volatility: Do Intermediaries Dampen or Magnify Shocks?*, World Bank, 2001, mimeo.
- Bekaert, G., Harvey, C., Lundblad, C., "Emerging Equity Markets and Economic Development", NBER Working Paper, 2000, (7763).
- Bernanke, B. S., "Irreversibility, Uncertainty, and Cyclical Investment", *Quarterly Journal of Economics*, 1983, 98(1), S. 85-106.
- Bernanke, B. S., Gertler, M., "Financial Fragility and Economic Performance", *Quarterly Journal of Economics*, 1990, (105), S. 87-114.
- Bertola, G., "Flexibility, Investment and Growth", *Journal of Monetary Economics*, 1994, 34(2), S. 215-238.
- Black, F., *Business Cycles and Equilibrium*, Blackwell, Cambridge, 1987.

- Blackburn, K., "Can Stabilization Policy Reduce Long-run Growth?", *The Economic Journal*, 1999, 109(1), S. 67-77.
- Blanchard, O., Simon, J., "The Long and Large Decline in U. S. Output Volatility", *Brooking Papers on Economic Activity*, 2001, (1), S. 135-164.
- Blum, D., Federmaier, K., Fink, G., Haiss, P., "The Financial-Real Sector Nexus: Theory and Empirical Evidence", University of Economics and Business Administration, IEF Working Paper, 2002, (43).
- Buch, C. M., "Business Cycle Volatility and Globalization: A Survey", Kiel Institute of World Economics, Working Paper, 2002, (1107).
- Buch, C. M., Döpke, J., Pierdziuch, C., "Financial Openness and Business Cycle Volatility", Kiel Institute for World Economics, Working Paper, 2002, (1121).
- Caballero, R., Hammour, M., "Speculative Growth", NBER Working Paper, 2002, (9381).
- Demirgüç-Kunt, A., Levine, R. (Hrsg.), *Financial Structure and Economic Growth – A Cross-Country Comparison of Banks, Markets, and Development*, MIT Press, Cambridge, 2001.
- Denizer, C., Iyigun, M. F., Owen, A. L., "Finance and Macroeconomic Volatility", World Bank, Policy Research Paper, 2000, 2487.
- Easterly, W., Islam, R., Stiglitz, J. E., *Shaken and Stirred: Explaining Growth Volatility*, World Bank, Washington, 2000, mimeo.
- Edison, H. J., Levine, R., Ricci, L., Slok, T., "International Financial Integration and Economic Growth", NBER Working Paper, 2002, (9164).
- Eichengreen, B., Leblang, D., "Capital Account Liberalization and Growth: Was Mr. Mahathir Right?", NBER Working Paper, 2002, (9427).
- Gorton, G., Winton, A., "Financial Intermediation", NBER Working Paper, 2002, (8928).
- Greene, W., *Econometric Analysis*, Prentice-Hall, Inc., 4th edition, 2000.
- Hahn, F. R. (2002A), "The Finance-Growth Nexus Revisited: New Evidence from OECD Countries", WIFO Working Paper, 2002, (176).
- Hahn, F. R. (2002B), "Financial Development and Output Growth Fluctuation: Evidence from OECD Countries", WIFO Working Paper, 2002, (181).
- Hahn, F. R. (2002C), "The Politics of Financial Development – The Case of Austria", WIFO Working Paper, 2002, (187).
- Hahn, F. R. (2002D), *Bedeutung von Aktienmärkten für Wachstum und Wachstumsschwankungen in den OECD-Ländern*, Studie des Österreichischen Instituts für Wirtschaftsforschung im Auftrag der Bundesarbeitskammer, Wien, 2002.
- Hahn, F. R., "Financial Development and Macroeconomic Volatility: Evidence from OECD Countries", WIFO Working Paper, 2003, (198).
- Judson, R. A., Owen, A. L., "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists", *Economics Letters*, 1999, (65), S. 9-15.
- King, R. G., Levine, R., "Finance, Entrepreneurship and Growth: Theory and Evidence", *Journal of Monetary Economics*, 1993, 32(3), S. 513-542.
- Kiyotaki, N., Moore, J., "Credit Cycles", *Journal of Political Economy*, 1997, (105), S. 211-248.
- Kneller, R. Young, G., "Business Cycle Volatility, Uncertainty and Long-Run Growth", *The Manchester School*, 2001, (69), S. 534-552.
- Lane, P., "The New Open Economy Macroeconomics: A Survey", *Journal of International Economics*, 2001, (54), S. 235-266.
- Leahy, M., Schich, S., Wehinger, G., Pelgrin, F., Thorgeirsson, T., "Contributions of Financial Systems to Growth in OECD Countries", OECD Economics Department Working Papers, , 2001, (280).
- Lensink, R., Bo, H. M., Sterken, E., "Does Uncertainty Affect Economic Growth? An Economic Analysis", *Weltwirtschaftliches Archiv*, 1999, 135(3), S. 379-396.
- Levine, R., Loayza, N., Beck, T., "Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes", *Journal of Monetary Economics*, 2000, (46), S. 31-77.

- Long, J., Plosser, C., "Real Business Cycles", *Journal of Political Economy*, 1983, 91(1), S. 39-69.
- Martin, P., Rogers, C. A., "Long-Term Growth and Short-Term Economic Stability", *European Economic Review*, 2000, (44), S. 359-381.
- Neusser, K., Kugler, M., "Manufacturing Growth and Financial Development: Evidence from OECD Countries", *The Review of Economics and Statistics*, 1998, 80(4), S. 638-646.
- Obstfeld, M., "International Capital Mobility in the 1990s", in Kenen, P. (Hrsg.), *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy*, Princeton University Press, Princeton, 1995.
- Obstfeld, M., Rogoff, K., *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press, Cambridge, 1996.
- Pagano, M., "Financial Markets and Growth: An Overview", *European Economic Review*, 1993, (37), S. 613-622.
- Petersen, M. A., Rajan, R. G., "The Effect of Credit Market Competition on Lending Relationships", *Quarterly Journal of Economics*, 1995, 110(12), S. 407-443.
- Rajan, R. G., Zingales, L. (1999A), *Politics, Law and Financial Development*, Supplement No. 24 to the *Government Inquiry on the International Competitiveness of the Swedish Financial Sector*, 1999.
- Rajan, R. G., Zingales, L. (1999B), *Which Capitalism? Lessons from the East Asian Crisis*, 1999, mimeo.
- Rajan, R. G., Zingales, L. (2001A), "The Great Reversals: The Politics of Financial Development in the 20th Century", NBER Working Paper, 2001, (8178).
- Rajan, R. G., Zingales, L. (2001B), "Financial Systems, Industrial Structure, and Growth", *Oxford Review of Economic Policy*, 2001, 17(4), S. 467-482.
- Ramey, G., Ramey, V. R., "Technology Commitment and the Cost of Economic Fluctuations", NBER Working Paper, 1991, (3755).
- Ramey, G., Ramey, V. R., "Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth", *American Economic Review*, 1995, 85(5), S. 1138-1151.
- Razin, A., Rose, A. K., "Business-cycle Volatility and Openness: an Explanatory Analysis", in Leiderman, L. (Hrsg.), *Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment, Growth*, MIT Press, Cambridge, 1994.
- Rodrik, D., "Why Do More Open Economies Have Bigger Governments?" *Journal of Political Economy*, 1998, (106), S. 997-1032.
- Rousseau, P., Sylla, R., *Financial Systems, Economic Growth, and Globalization*, Vanderbilt University Working Paper, 2001, 01-W19.
- Rousseau, P., Wachtel, P., "Financial Intermediation and Economic Performance: Historical Evidence from Five Industrialized Countries", *Journal of Money, Credit, and Banking*, 1998, 30(4), S. 657-678.
- Rousseau, P., Wachtel, P., "Equity Markets and Growth: Cross-Country Evidence on Timing and Outcomes, 1980-1995", *Journal of Business and Finance*, 2000, (24), S. 1933-1957.
- Sarno, L., "Toward a New Paradigm in Open Economy Modeling: Where Do We Stand?", *Review Federal Reserve Bank of St. Louis*, 2001, 83(May/June), S. 21-36.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change over Time", *Journal of Finance*, 1989, 49(5), S. 1115-1153.
- Senay, O., "The Effects of Goods and Financial Market Integration on Macroeconomic Volatility", *The Manchester School Supplement*, 1998, (66), S. 39-61.
- Shan, J. Z., Morris, A. G., Sun, F., "Financial Development and Growth: An Egg-and-Chicken Problem?", *Review of International Economics*, 2001, 9(3), S. 443-454.
- Stadler, G. W., "Business Cycle Models with Endogenous Technology", *American Economic Review*, 1990, 80(4), S. 763-778.
- Stiglitz, J. E., "Financial Markets and Development", *Oxford Review of Economic Policy*, 1989, (5), S. 55-68.
- Stock, J. H., Watson, M. W., *Has the Business Cycle Changed and Why?*, Harvard University and Princeton University, 2002, mimeo.
- Sutherland, A., "Financial Market Integration and Macroeconomic Volatility", *Scandinavian Journal of Economics*, 1996, 98(4), S. 521-539.
- Wurgler, J., "Financial Markets and the Allocation of Capital", *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1,2), S. 187-214.

Anhang

Übersicht A: Variablenverzeichnis und Datenquellen

Variable	Definition	Quelle	Manipulation
CAP	Börsenkapitalisierung inländischer Aktien in Relation zum BIP	World Federation of Exchanges (BIP: WIFO-Datenbank)	Eigene Berechnungen für 1970 bis 1973
CREDIT	Bankkredite an den privaten Sektor in Relation zum BIP	IWF, International Financial Statistics (Zeile 22d + 42d)	
CY_DIFF	Differenz zwischen Minimum und Maximum des Output Gap (Abweichung des realen BIP vom potentiellen in Relation zum potentiellen)	OECD, Economic Outlook	
DEFL	Veränderung des BIP-Deflators gegen das Vorjahr	WIFO-Datenbank	
GDPC	BIP real je Einwohner	OECD, Economic Outlook; WIFO-Datenbank	
GOV	Öffentlicher Konsum in Relation zum BIP	OECD, National Accounts (BIP: WIFO-Datenbank)	
INF	Veränderung des Verbraucherpreisindex gegen das Vorjahr	OECD, Main Economic Indicators	
KQ	Direktinvestitionen plus Portfolioinvestitionen in Relation zum BIP	IWF – Balance of Payments Statistics (Zeile 4505+4555+4602+4652; BIP: WIFO-Datenbank)	
LIQ	Börsenumsätze inländischer Aktien in Relation zum BIP	World Federation of Exchanges (BIP: WIFO-Datenbank)	Eigene Berechnungen für 1970 bis 1973
OPEN	Warenexporte plus Warenimporte in Relation zum BIP	IWF, International Financial Statistics	
POC	Potential Output je Einwohner	OECD, Economic Outlook; WIFO-Datenbank	
R3M	Dreimonatszinsatz	WIFO-Datenbank	
STRUCTURE	Index für Finanzsystementwicklung nach <i>Demirgüç-Kunt – Levine</i> (2001)		
TOT	Terms of trade (Exportpreise dividiert durch Importpreise)	IWF, International Financial Statistics	
TURN	LIQ dividiert durch CAP		
VOL	Aktienkursvolatilität nach <i>Schwert</i> (1989)		
CY_SD	Standardabweichung des Output Gap		
GDPC_SD	Standardabweichung des BIP-Wachstums je Einwohner gegenüber dem Vorjahresquartal		
INF_SD	Standardabweichung der Inflationsrate auf Quartalsbasis		
KQ_SD	Standardabweichung von KQ		
R3M_A1_SD	Standardabweichung des Dreimonatszinsatzes, basierend auf Vorquartalsveränderungen		
TOT_SD	Standardabweichung der Terms-of-trade-Veränderungen gegenüber dem Vorjahresquartal		
VOL_SD	Standardabweichung der Aktienkursindizes, basierend auf Vormonatsveränderungen		

Länder Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Großbritannien, Irland, Italien, Japan, Kanada, Luxemburg, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Österreich, Portugal, Schweden, Spanien, Türkei, USA.

