

Franz R. Hahn

Aktienmarkt und Konjunkturschwankungen

Gibt es einen Zusammenhang in den OECD-Ländern?

In der ökonomischen Theorie wird die Bedeutung der Finanzmarktsysteme für den Konjunkturzyklus sehr uneinheitlich eingeschätzt. Marktdominierte Finanzsysteme gelten zwar als allokatoren effizienter und für die Diversifikation von individuellen Risiken besser geeignet als bankdominierte Finanzsysteme, sie bieten jedoch keinen Schutz gegen systemische Risiken. Demnach würden entwickelte Finanzmärkte bzw. marktdominierte Finanzsysteme die makroökonomische Volatilität bzw. Unsicherheit durch ihre mangelnde Versicherungseffizienz erhöhen. Dies stützt die populäre Hypothese, dass Aktienmärkte den Konjunkturzyklus per se destabilisieren, die Finanzintermediation durch Banken jedoch die gesamtwirtschaftliche Instabilität verringert.

Der vorliegende Beitrag beruht auf einer Studie des WIFO im Auftrag der Bundesarbeitskammer und der Oesterreichischen Nationalbank: Franz R. Hahn, Finanzmarktintegration, Finanzmarktentwicklung und makroökonomische Volatilität in den OECD-Ländern (2003, http://www.ekwien.at/publ_13435.htm). • Begutachtung: Gunther Tichy • Wissenschaftliche Assistenz: Christa Magerl • E-Mail-Adresse: Franz.Hahn@wifo.ac.at

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

Bis Anfang der neunziger Jahre bestand in der modernen Makroökonomie der Konsens, dass kurzfristige Konjunkturschwankungen und langfristiges Wachstum einander nicht beeinflussen bzw. voneinander unabhängige makroökonomische Phänomene sind. In dieser Sichtweise werden langfristiges Wachstum statistisch als exogener Trend und Konjunkturschwankungen als davon unabhängige kurzfristige Schockeffekte 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 erstmals die formalen Voraussetzungen, unter denen Outputschwankungen wachstumsbestimmend sein können: Die Wirkungsrichtung auf das langfristige Wachstum

**Zusammenhang
zwischen Konjunktur
und Wachstum**

Der jüngste Rückschlag auf den internationalen Aktienmärkten und das schwache Wachstum in den OECD-Ländern seit Beginn der Baisse haben die Diskussion über die Bedeutung der Konjunkturschwankungen für den langfristigen Wachstumsprozess wieder belebt.

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 überwiegend auf eine dämpfende Wirkung von Konjunkturschwankungen auf das langfristige Wirtschaftswachstum hin.

hängt grundsätzlich davon ab, ob die wachstumsbestimmenden Mechanismen komplementär oder substitutiv zur Outputproduktion sind. Sind wachstumsbestimmende Aktivitäten (z. B. privatwirtschaftliche Forschung und Entwicklung, Learning-by-Doing usw.) und Produktion komplementär, dann haben Konjunkturschwankungen dämpfenden Einfluss auf das langfristige Wirtschaftswachstum (je größer die Amplitude des Konjunkturzyklus, umso niedriger ist die langfristige Wachstumsrate); sind sie substitutiv, dann korrelieren Wachstumsschwankungen (oder makroökonomische Instabilität) positiv mit der langfristigen Wachstumsrate.

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 unter größerer Unsicherheit aufgrund der Irreversibilität von Investitionsentscheidungen niedriger ist als bei geringerer 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 eine Rezession auslösen, verringern die 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 Instabilität) und Wachstum ist u. a. dann wahrscheinlich, wenn wachstumsbestimmende Technologien mit hohen erwarteten Ertragsraten auch mit hohen Risiken verbunden sind – die makroökonomische Unsicherheiten bedingen können (siehe dazu u. a. Black, 1987). In Modellen, in denen die Akkumulation von physischem Kapital das langfristige Wachstum bestimmt, entsteht ein wachstumsverstärkender Effekt durch tendenziell höhere Sparneigung in Zeiten erhöhter Unsicherheit bzw. großer makroökonomischer Volatilität (Vorsichtssparen). In diesen Modellen bedingt somit eine höhere makroökonomische Unsicherheit eine höhere Sparquote bzw. eine höhere Investitionsquote und dadurch eine höhere langfristige Wachstumsrate.

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 einen negativen Wirkungszusammenhang zwischen Konjunkturschwankungen und Wachstum für die Gruppe der Industrieländer. Dieser Nexus erweist sich in Sensitivitätsanalysen als sehr robust.

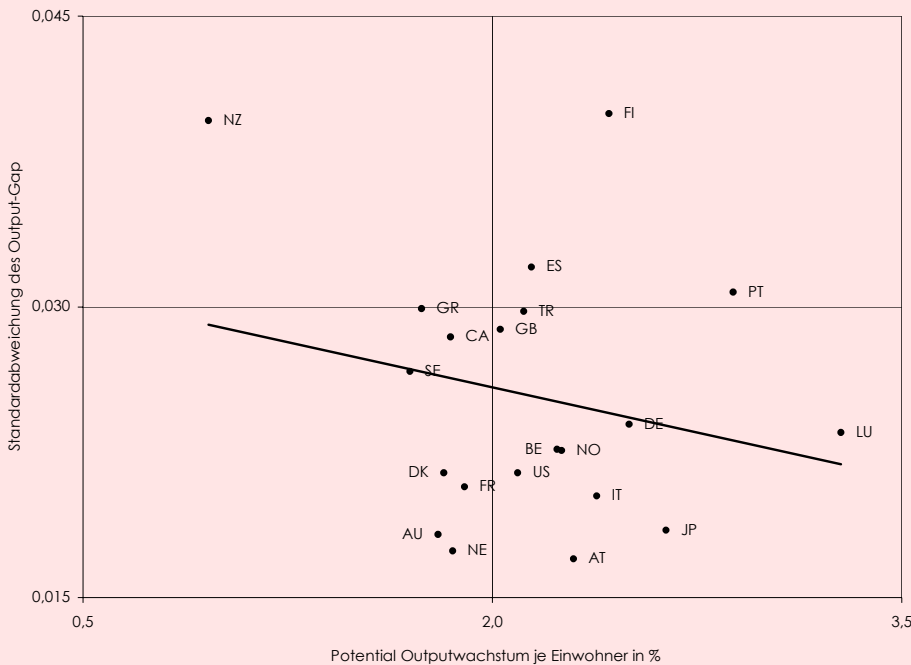
Schätzungen des WIFO mit dem WIFO-OECD-Ländersample für den Zeitraum 1970 bis 2000 bestätigen diese Ergebnisse der Tendenz nach, die wachstumsdämpfende Wirkungsrichtung von Konjunkturschwankungen ist jedoch zumeist statistisch nicht signifikant. Die Berechnungen deuten darauf hin, dass der Zusammenhang nicht zeitinvariant ist. Er scheint in den siebziger Jahren stärker ausgeprägt gewesen zu sein als etwa in den neunziger Jahren. Dies mag auch damit zusammenhängen, dass die Amplitude der Konjunkturzyklen in den OECD-Ländern seit den siebziger Jahren stetig abgenommen hat (siehe u. a. Basu – Taylor, 1999). Zwischen 1970 und 2000 bestand zwischen der Amplitude der Konjunkturzyklen und dem langfristigen Wachstum in den im WIFO-Sample berücksichtigten 22 OECD-Ländern der Tendenz nach ein schwach negativer Zusammenhang (Abbildung 1).

Der vorliegende Beitrag versucht, die Bestimmungsfaktoren von Wachstumsschwankungen in den OECD-Ländern näher einzugrenzen und ökonometrisch zu identifizieren. Untersucht wird, ob von den Finanzmärkten, insbesondere den Aktienmärkten ein verstärkender oder dämpfender Einfluss auf die Wachstumsschwankungen in den Industrieländern ausgeht. In der ökonomischen Theorie wird die Bedeutung der Finanzmarktssysteme für den Konjunkturzyklus sehr uneinheitlich eingeschätzt. Allen – Gale (2000) präsentieren theoretische Evidenz für die populäre Hypothese, dass Aktienmärkte den Konjunkturzyklus destabilisieren, die Finanzintermediation durch Banken jedoch die gesamtwirtschaftliche Instabilität verringert. Uneinheitlich wird auch die Bedeutung von Finanzmärkten im Zusammenhang mit Schockwirkungen auf den Konjunkturzyklus gesehen. Gleichgewichtsmodelle reagieren sehr sensibel auf Unter-

schiede in der Modellierung imperfekter Kapitalmärkte. Je nach Modellstruktur werden reale Schocks durch hochentwickelte Finanzmarktsysteme verstärkt oder abgeschwächt. In der vorliegenden Arbeit wird u. a. versucht, diese unbestimmten Aussagen der Theorie empirisch zu klären.

Abbildung 1: Konjunktur und Wirtschaftswachstum

Durchschnitt 1970 bis 2000



Q: WIFO-OECD-Datenset.

Häufig wird unterstellt, dass Wettbewerb gesamtwirtschaftliche und individuelle Risiken hervorrufe, gegen die sich Marktteilnehmer selbst durch effiziente Diversifikation nicht schützen könnten (Rajan – Zingales, 1999). Marktsysteme würden eine Versicherungslücke erzeugen, die sie selbst nicht schließen könnten (incomplete markets). Mit dem Entwicklungsstand eines Marktsystems verbreiterte sich das Profil jener Risiken, die sich marktmäßig nicht versichern ließen. Dies würde besonders für den Finanzsektor gelten.

Marktdominierte Finanzsysteme gelten zwar als allokatationseffizienter und für die Diversifikation von individuellen (idiosynkratischen) Risiken besser geeignet als bankdominierte Finanzsysteme. Sie bieten jedoch keinen Schutz gegen systemische Risiken und häufig auch nicht gegen individuelle Risiken, wenn eine vermeintlich abgesicherte Risikoposition über Vertragspartnerrisiken in hohem Maß mit makroökonomischen Schocks positiv korreliert ist. 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. eine direkte Verantwortung für die Wirtschaftspolitik: Finanzmärkte erzeugen Risiken, gegen die nur eine aktive und vorausschauende Wirtschaftspolitik – oder der Staat im Sinn einer Risikozwangsgemeinschaft – ausreichenden Versicherungsschutz für alle Marktteilnehmer gewährleistet.

Allen – Gale (2000) erweitern diese Theorie, indem sie den unvollständigen Finanzmärkten "langlebige" Finanzmarktinstitutionen (z. B. Banken) gegenüberstellen, die systemische Risiken intertemporal diversifizieren können. Banken würden demnach gerade gegen Risiken, die über Finanzmärkte grundsätzlich nicht diversifiziert werden können, einen optimalen Versicherungsschutz bieten und damit die gesamtwirtschaftliche Instabilität reduzieren. Nach der Theorie von Allen – Gale (2000) errei-

Theoretische Motivation

Wettbewerb, gesamtwirtschaftliche Risiken und Finanzmarktentwicklung

chen sie dies durch ihre Fähigkeit, Ex-post-Transaktionen zu tätigen, 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 eingeschränkt wird (Allen – Gale, 2000, S. 156).

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

Gesamtwirtschaftliche Schocks und Finanzmarktentwicklung

Ein interessanter Aspekt der Beziehung zwischen Finanzmärkten und makroökonomischer Instabilität sind die Interaktion der Finanzmarktentwicklung einerseits und realer sowie monetärer Schocks andererseits 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 Verstärkung der Wirkung von realen Schocks auf Konjunkturschwankungen 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 zwischen Schocks und der Rolle unvollkommener Kapitalmärkte in der Übertragung von Schockwirkungen auf den Konjunkturzyklus. Diese Forschungsrichtung verwendet dynamische, allgemeine Gleichgewichtsmodelle mit asymmetrischer Information auf den Kreditmärkten, die eine differenzierte Analyse dieses Übertragungsmechanismus ermöglichen. *Bacchetta – Caminal* (2000) zeigen mit Hilfe dieses Modelltypus, dass Finanzmärkte Schocks sowohl 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 für die Übertragung der beiden Schocktypen auf den Konjunkturzyklus beleuchten. Die theoretische Analyse zeigt, dass Unternehmen in Ländern mit hochentwickelten Finanzmärkten in hohem Ausmaß von externer Finanzierung abhängen und damit auch von Schocks stärker betroffen sind, die der Finanzsektor überträgt. Die destabilisierende Wirkung von monetären Schocks wird demnach durch unvollkommene Finanzmärkte verstärkt, die Produktionsfunktion der kreditfinanzierten Unternehmen zusätzlich destabilisiert. Andererseits können hochentwickelte Finanzmärkte Schocks, die direkt die Produktion Cash-Flow-beschränkter Unternehmen dämpfen, durch kostengünstige Bereitstellung externer Finanzierung besser mildern. Reale Schocks werden nach diesem theoretischen Ansatz durch unvollkommene Finanzmärkte gedämpft.

In der vorliegenden empirischen Untersuchung werden diese Implikationen der Modellanalyse von *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) für 22 OECD-Länder getestet, und zwar nicht nur in Bezug auf den Kreditmarkt, sondern auch für den Aktienmarkt. Das Modell von *Beck – Lundberg – Majnoni* (2001) bietet für diese analytische Erweiterung nur eine indirekte Fundierung (die Kommerzbank muss im Modell durch die Investmentbank ersetzt werden).

Datengrundlagen

Das WIFO-OECD-Datenset umfasst gesamtwirtschaftliche Daten für 22 Länder und die Jahre 1970 bis 2000. Wegen der Datenqualität und des Homogenitätsgrades der Produktionstechnologien beschränkt sich die Analyse auf die Industrieländer. Die empirische Analyse basiert auf einem Panel von drei bzw. sechs nicht überlappenden Perioden, die jeweils ein Intervall von zehn bzw. fünf Jahren umspannen (1971/1980, 1981/1990 und 1991/2000 bzw. 1971/1975, 1976/1980, 1981/1985, 1986/1990, 1991/1995, 1996/2000). Die Intervalle wurden so gewählt, dass die unterschiedlich langen Konjunkturzyklen möglichst vollständig erfasst werden.

Als Indikatoren für makroökonomische Volatilität werden Ex-post-Maße auf der Grundlage von historischen Daten verwendet. Einige Studien berechnen mit vorausschauenden Verfahren Ex-ante-Indikatoren (z. B. *Ramey – Ramey, 1995*), um den unerwarteten Teil der makroökonomischen Volatilität zu isolieren. Dies ist zweifellos die theoretisch angemessene Vorgangsweise. Allerdings gehen dabei häufig unbeabsichtigt wertvolle Informationen verloren. Der Nutzen des Ex-ante-Ansatzes ist aber vor allem sehr beschränkt, weil nicht bekannt ist, welches Modell für die untersuchte Periode adäquat sein wird. Diese Unwägbarkeiten waren entscheidend für die Wahl von Ex-post-Berechnungen; dieser Ansatz ist in der einschlägigen Literatur aus den 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 dürften für die gewählten Zeitintervalle (Durchschnitte über 5 bzw. 10 Jahre) kurzfristige Schocks, die den Konjunkturzyklus bestimmen, besser abbilden als die Standardabweichung des BIP-Wachstums je Einwohner (*GDPC_SD*). In die Analyse geht jedoch zusätzlich zu den Gap-orientierten Maßen die Standardabweichung des BIP-Wachstums je Einwohner ein, um die Robustheit der Ergebnisse in Bezug auf die verwendeten Indikatoren zu überprüfen. Damit ist 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 dienen die Börsenkapitalisierung inländischer Unternehmen in Relation zum BIP eines Landes (*CAP*) und der Quotient aus Börsenumsätzen und Börsenkapitalisierung inländischer Unternehmen (*TURN*). *CAP* bildet die Größe eines Aktienmarktes ab, *TURN* seine Effizienz (siehe zur Interpretation beider Variablen *Hahn, 2002B*). Die Bedeutung der Banken für das Finanzsystem eines Landes wird durch den Anteil der Bankdirektkredite an den privaten Sektor am BIP (*CREDIT*) angenähert.

In den empirischen Schätzansätzen müssen Sondereinflüsse berücksichtigt werden, die durch Variable des *CONDITIONING SET* abgebildet werden. Diese Informationsmenge umfasst die Kontrollvariablen *OPEN* (Warenexport plus Warenimport, in Relation zum BIP), *KQ* (Kapitalexport plus Kapitalimport, 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 und damit seine Exponiertheit gegenüber externen realen und monetären Schocks ab. *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* spiegeln Nachfrageschocks wider 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 Terms-of-Trade-Veränderungen auf Quartalsbasis (*TOT_SD*) ist in Übereinstimmung mit der einschlägigen Literatur das bevorzugte 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 dienen einerseits die Prozedur von *Schwert (1989)* auf der Grundlage monatlicher Veränderungen von Aktienkursen auf Indexbasis (*VOL*) und andererseits die Standardabweichung der monatlichen Veränderungen von Aktienkursen auf Indexbasis (*VOL_SD*).

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

Übersicht 1: Variablenverzeichnis und Datenquellen

Variable	Definition	Quelle
Länder Australien, Belgien, Dänemark, Deutschland, Finnland, Frankreich, Griechenland, Großbritannien, Irland, Italien, Japan, Kanada, Luxemburg, Neuseeland, Niederlande, Norwegen, Österreich, Portugal, Schweden, Spanien, Türkei, USA		
<i>CAP</i>	Börsenkapitalisierung inländischer Aktien in Relation zum BIP	World Federation of Exchanges ¹⁾ ; BIP: WIFO-Datenbank
<i>CREDIT</i>	Bankkredite an den privaten Sektor in Relation zum BIP	IMF, International Financial Statistics (Zeilen 22d + 42d)
<i>CY_DIFF</i>	Differenz zwischen Minimum und Maximum des Output-Gap (Abweichung des realen vom potentiellen BIP in Relation zum potentiellen BIP)	OECD, Economic Outlook
<i>GDP</i>	BIP real je Einwohner	OECD, Economic Outlook; WIFO-Datenbank
<i>GOV</i>	Öffentlicher Konsum in Relation zum BIP	OECD, National Accounts, BIP; WIFO-Datenbank
<i>INF</i>	Veränderung des Verbraucherpreisindex gegen das Vorjahr	OECD, Main Economic Indicators
<i>KQ</i>	Direktinvestitionen plus Portfolioinvestitionen, in Relation zum BIP	IMF, Balance of Payments Statistics (Zeilen 4505 + 4555 + 4602 + 4652); BIP: WIFO-Datenbank
<i>LIQ</i>	Börsenumsätze inländischer Aktien in Relation zum BIP	World Federation of Exchanges ¹⁾ ; BIP: WIFO-Datenbank
<i>OPEN</i>	Warenexporte plus Warenimporte, in Relation zum BIP	IMF, International Financial Statistics
<i>POC</i>	Potential Output je Einwohner	OECD, Economic Outlook; WIFO-Datenbank
<i>TOT</i>	Terms-of-Trade (Exportpreise dividiert durch Importpreise)	IMF, International Financial Statistics
<i>TURN</i>	<i>LIQ</i> dividiert durch <i>CAP</i>	
<i>VOL</i>	Aktienkursvolatilität nach Schwert (1989)	
<i>CY_SD</i>	Standardabweichung des Output-Gap	
<i>GDP_SD</i>	Standardabweichung des BIP-Wachstums je Einwohner gegenüber dem Vorjahresquartal	
<i>INF_SD</i>	Standardabweichung der Inflationsrate auf Quartalsbasis	
<i>KQ_SD</i>	Standardabweichung von <i>KQ</i>	
<i>TOT_SD</i>	Standardabweichung der Terms-of-Trade-Veränderung gegenüber dem Vorjahresquartal	
<i>VOL_SD</i>	Standardabweichung der Aktienkursindizes, basierend auf Vormonatsveränderungen	

¹⁾ 1970 bis 1973: WIFO-Berechnungen.

Ökonometrischer Schätzansatz für 22 OECD-Länder

Für die empirische Analyse des Daten-Panels werden zwei Schätzverfahren verwendet: ein statischer "Instrument-Variable"-Schätzer (IV) und ein statischer "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 ("General Method of Moments") nicht erfolgreich waren, wird hier der IV-Schätzer von Anderson – Hsiao (1982) eingesetzt; Konsistenzprobleme, verursacht durch Simultanität, Weglassen von Variablen oder länderspezifischen Effekten, sollten hier keine Verzerrung der Ergebnisse bewirken.

Verschiedene Endogenitätskontrollen ermutigen jedoch auch zur Anwendung von einfacheren Algorithmen, wie z. B. statischen Fixe-Effekte-Schätzern, die sich unter Standardvoraussetzungen für die Analyse von Makro-Panels gut eignen (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 *GDP_SD*, der Regressor *FINANCE* umfasst entweder *CAP*, *TURN* oder *CREDIT*;

INTERACTING SET enthält Interaktionsterme für Variable der Informationsmenge *FINANCE* mit Variablen von *CONDITIONING SET*, wie etwa *INF_SD*, *TOT_SD*, *VOL_SD* und *VOL*. *CONDITIONING SET* umfasst die Variablen *KQ_SD*, *KQ*, *OPEN* und *GOV*.

Als Spezifikationstests für den IV-Schätzansatz werden ein Sargan-Test für "overidentifying restrictions" und ein Test auf serielle Korrelation der Residuen verwendet. Eine persistente serielle Korrelation der Residuen weist auf das Vorliegen von unbeobachteten länderspezifischen Effekten hin.

Übersicht 1 zeigt die Schätzergebnisse aufgrund des 6-Perioden-Panels für den Zeitraum 1971 bis 2000. Die Spezifikation des Regressionsansatzes folgt im Wesentlichen jener von Beck – Lundberg – Majnoni (2001). Durch die abweichende Berücksichtigung der Interaktionsterme wird die Bedeutung der Finanzmärkte für die Übertragung von Schocks auf die Realwirtschaft abgebildet. Um Instabilitäten durch Multikollinearität zu vermeiden, gehen beide 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 zu Beck – Lundberg – Majnoni (2001) wird im vorliegenden Ansatz der volatilitätsdämpfende Effekt eines großen Staatssektors mit der Variablen *GOV* berücksichtigt.

Die in Übersicht 1 ausgewiesenen Ergebnisse bestätigen die von Beck – Lundberg – Majnoni (2001) beobachtete Verstärkung der Wirkung von monetären Schocks durch Kreditmärkte. Die dämpfende Wirkung von Banken auf reale Schocks ist jedoch für das WIFO-OECD-Panel ausgeprägter. Das mag u. a. damit zusammenhängen, dass die empirische Analyse von Beck – Lundberg – Majnoni (2001) mit 63 Ländern ein wesentlich heterogeneres Panel umfasst und auch die Zahl der Perioden und die Länge der Intervalle (1960/1972, 1973/1985, 1986/1997) sich von der hier gewählten Vorgangsweise unterscheiden. Als makroökonomisches Volatilitätsmaß verwenden Beck – Lundberg – Majnoni (2001) wie erwähnt die Standardabweichung des BIP-Wachstums je Einwohner; die Wahl eines anderen Volatilitätsmaßes scheint nicht entscheidend für die abweichenden Ergebnisse des vorliegenden Ansatzes zu sein.

In Übereinstimmung mit Beck – Lundberg – Majnoni (2001) wird kein signifikanter unabhängiger Einfluss der Banken auf die makroökonomische Volatilität festgestellt. Der von Allen – Gale (2000) vermutete konjunkturdämpfende Einfluss eines bankenbestimmten Finanzmarktes wird somit empirisch nicht bestätigt. Die Regressionsergebnisse untermauern jedoch die volatilitätsdämpfende Wirkung eines großen Staatssektors und die stärkere Exponiertheit offener Volkswirtschaften gegenüber destabilisierenden Schocks. Das erwartete positive 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 – monetäre Schocks zu verstärken und reale Störungen zu verringern.

In Übersicht 2 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 erwähnt bildet *KQ* den finanzwirtschaftlichen Öffnungsgrad eines Landes ab und *KQ_SD* das Ausmaß der Variabilität der internationalen Kapitalströme. Die beiden Variablen gehen signifikant in die Gleichung ein. Die Vorzeichen weisen darauf hin, dass die internationale Finanzmarktintegration 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.

Präsentation der Ergebnisse

Übersicht 2: Schätzungen fixer Effekte – Fünfjahresdurchschnitte

1971 bis 2000

Abhängige Variable	<i>CY_SD</i>	<i>CY_DIFF</i>	<i>CY_SD</i>	<i>CY_DIFF</i>	<i>CY_SD</i>	<i>CY_DIFF</i>
<i>Erklärende Variable</i>						
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)
<i>INF_SD</i> _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)
<i>TOT_SD</i> _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)				
<i>Interaction</i>						
$(\ln(CREDIT) \times INF_SD)_{t-1}$	0,0003 (0,000)	0,0008 (0,000)				
$(\ln(CREDIT) \times TOT_SD)_{t-1}$	- 0,0765 (0,001)	- 0,1638 (0,001)				
$\ln(CAP)_t$			0,0012 (0,308)	0,0037 (0,087)		
<i>Interaction</i>						
$(\ln(CAP) \times INF_SD)_{t-1}$			0,0001 (0,001)	0,0003 (0,000)		
$(\ln(CAP) \times TOT_SD)_{t-1}$			- 0,0470 (0,010)	- 0,1105 (0,003)		
$\ln(TURN)_t$					0,0027 (0,017)	0,0054 (0,035)
<i>Interaction</i>						
$(\ln(TURN) \times INF_SD)_{t-1}$					0,0002 (0,000)	0,0003 (0,013)
$(\ln(TURN) \times TOT_SD)_{t-1}$					- 0,0546 (0,014)	- 0,1314 (0,003)
<i>R</i> ²	0,426	0,499	0,380	0,473	0,389	0,472
<i>p</i> -Werte						
<i>Wald-Tests</i>						
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
<i>Tests auf serielle Korrelation der Residuen</i>						
<i>AR</i> (1)	0,935	0,969	0,367	0,633	0,812	0,791
<i>AR</i> (2)	0,347	0,413	0,231	0,309	0,478	0,486

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

Der unabhängige, destabilisierende Einfluss von Aktienmärkten auf den makroökonomischen Zyklus wird durch weitere Änderungen der Untersuchungsanordnung bestätigt. Bemerkenswert ist, dass die an sich naheliegende Vermutung, die Volatilität des Aktienmarktes üben nur in Verbindung mit der Größe des Aktienmarktes eine signifikant destabilisierende Wirkung auf die Makroökonomie aus, empirisch deutlich bestätigt wird.

Der private Konsum ist in allen berücksichtigten OECD-Ländern die mit Abstand bedeutendste Nachfragekomponente und damit bestimmend für die Entwicklung des BIP. Die Vermutung liegt daher nahe, dass dem privaten Konsum eine wesentliche Rolle im Wirkungszusammenhang zwischen Aktienmarkt und makroökonomischer Volatilität zukommt.

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

Abhängige Variable	<i>CY_SD</i>	<i>CY_DIFF</i>	<i>CY_SD</i>	<i>CY_DIFF</i>	<i>CY_SD</i>	<i>CY_DIFF</i>
<i>Erklärende Variable</i>						
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)
<i>INF_SD</i> _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)
<i>TOT_SD</i> _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)
<i>KQ</i> _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)
<i>KQ_SD</i> _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)				
<i>Interaction</i>						
$(\ln(CREDIT) \times INF_SD)_{t-1}$	0,0003 (0,000)	0,0008 (0,000)				
$(\ln(CREDIT) \times TOT_SD)_{t-1}$	- 0,0799 (0,000)	- 0,1689 (0,000)				
$\ln(CAP)_t$			0,0021 (0,094)	0,0051 (0,038)		
<i>Interaction</i>						
$(\ln(CAP) \times INF_SD)_{t-1}$			0,0001 (0,001)	0,0003 (0,000)		
$(\ln(CAP) \times TOT_SD)_{t-1}$			- 0,0460 (0,012)	- 0,1083 (0,003)		
$\ln(TURN)_t$					0,0029 (0,019)	0,0063 (0,031)
<i>Interaction</i>						
$(\ln(TURN) \times INF_SD)_{t-1}$					0,0002 (0,000)	0,0004 (0,000)
$(\ln(TURN) \times TOT_SD)_{t-1}$					- 0,0599 (0,007)	- 0,1431 (0,001)
<i>p</i> -Werte						
<i>Wald-Tests</i>						
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
<i>Tests für serielle Korrelation der Residuen</i>						
<i>AR</i> (1)	0,578	0,870	0,273	0,615	0,644	0,866
<i>AR</i> (2)	0,096	0,107	0,104	0,135	0,188	0,192

Zahl der Länder: 21, Zahl der Beobachtungen: 105. Die Regressionen berücksichtigen 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. Kursive Zahlen in Klammer ... *p*-Werte. Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet. - ¹⁾ Null-Hypothese: Die Instrumentvariablen sind mit den Residuen nicht korreliert.

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 überwiegend auf aktienmarktbedingte Vermögenseffekte zurückgeführt. Die Ergebnisse der vorliegenden Berechnung können als empirische Evidenz zugunsten dieser Sichtweise gewertet werden. Schätzungen auf der Grundlage eines konsumorientierten gesamtwirtschaftlichen Volatilitätsmaßes (Standardabweichung des HP-trendbereinigten privaten Konsums) unterscheiden sich nur unwesentlich von den hier ausgewiesenen Berechnungen. Die Schätzungen unterstreichen allerdings auch deutlich den zeitlich begrenzten Einfluss von exzessiven Bewertungsänderungen auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung. Die in den neunziger Jahren besonders ausgeprägten Kursschwankungen auf den internationalen Aktienbörsen haben demnach lediglich den Konjunkturzyklus in einigen Län-

dem verlängert, jedoch keinen nachhaltig positiven Einfluss auf die langfristige Wachstumsrate dieser Länder ausgeübt (siehe dazu auch Hahn, 2002A).

Übersicht 4: Schätzung fixer Effekte – Zehnjahresdurchschnitte

1971 bis 2000

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
	p-Werte							
Wald-Tests								
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 berücksichtigen zeitspezifische Effekte, die nicht ausgewiesen sind; kursive Zahlen in Klammer . . . p-Werte. Heteroskedastizitäts-konsistente Standardfehler werden verwendet.

Schlussfolgerungen

In der vorliegenden Arbeit wurde versucht, die Bestimmungsfaktoren von Wachstumsschwankungen in 22 OECD-Ländern seit 1970 näher einzugrenzen und ökonometrisch zu identifizieren. Im Mittelpunkt stand die Überlegung, ob von den Finanzmärkten, insbesondere von den Aktienmärkten, ein verstärkender oder dämpfender Einfluss auf die Wachstumsschwankungen in den Industrieländern ausgeht. Dieser Fragestellung kommt vor dem Hintergrund des Wirkungszusammenhangs zwischen Konjunktur und Wachstum besondere Bedeutung zu. Neuere theoretische und empirische Untersuchungen weisen auf eine dämpfende Wirkung von Konjunkturschwankungen auf das langfristige Wachstum in den OECD-Ländern hin.

Die empirische Untersuchung erfolgte mit Panel-ökonometrischen Verfahren. Die Ergebnisse der Analyse können als empirische Hinweise gedeutet werden, dass im Untersuchungszeitraum 1970 bis 2000 die zunehmende Bedeutung der Finanzmärkte, insbesondere der Aktienmärkte, und ihre Volatilität die Makroökonomie der 22 OECD-Länder tendenziell destabilisiert haben, und zwar auf verschiedenen Ebenen: Zum einen verstärkten Aktienmärkte unabhängig und direkt die gesamtwirtschaftlichen Outputfluktuationen, zum anderen wirkten sie destabilisierend 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.

Literaturhinweise

- Aghion, P., Howitt, P., *Endogenous Growth Theory*, MIT Press, Cambridge, MA, 1998.
- 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).
- 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*, M.I.T. Press, Cambridge, MA, 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.
- 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 Perspectives*, 1999, (13), S. 45-68.
- Beck, N., Katz, J., "What to Do (and Not to Do) with Time-series Cross-section Data", *American Political Science Review*, 1995, (89), S. 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, Policy Research Working Papers, 2001, (2707).
- 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.
- 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", *Brookings 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).
- 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, MA, 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, D.C., 2000 (mimeo).
- Greene, W., *Econometric Analysis*, 4th edition, Prentice-Hall, Upper Saddle River, N.J., 2000.
- Hahn, F. R. (2002A), "The Finance-Growth Nexus Revisited. New Evidence from OECD Countries", WIFO Working Paper, 2002, (176), http://publikationen.wifo.ac.at/pls/wifosite/wifosite.wifo_search.get_abstract_type?p_language=1&pubid=21731.
- Hahn, F. R. (2002B), *Bedeutung von Aktienmärkten für Wachstum und Wachstumsschwankungen in den OECD-Ländern*, Studie des WIFO im Auftrag der Bundesarbeitskammer, Wien, 2002.
- Hahn, F. R., "Financial Development and Macroeconomic Volatility: Evidence from OECD Countries", WIFO Working Paper, 2003, (198), http://publikationen.wifo.ac.at/pls/wifosite/wifosite.wifo_search.get_abstract_type?p_language=1&pubid=23645.
- Judson, R. A., Owen, A. L., "Estimating Dynamic Panel Data Models: A Guide for Macroeconomists", *Economics Letters*, 1999, (65), S. 9-15.
- 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.
- 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.
- Rajan, R. G., Zingales, L., *Politics, Law and Financial Development*, Supplement No. 24 to the Government Inquiry on the International Competitiveness of the Swedish Financial Sector, Stockholm, 1999.
- Rajan, R. G., Zingales, L., "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.
- 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.
- Schwert, G. W., "Why Does Stock Market Volatility Change over Time", *Journal of Finance*, 1989, 49(5), S. 1115-1153.
- 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?", NBER Working Paper, 2002, (9127).
- Wurgler, J., "Financial Markets and the Allocation of Capital", *Journal of Financial Economics*, 2000, 58(1-2), S. 187-214.

Output Fluctuations and Financial Market Development. Evidence from OECD Countries – Summary

This article examines the nature of the linkage between financial development and economic fluctuation in 22 OECD countries over the period from 1970 through 2000. Two econometric techniques are used: The first, a cross-sectional instrument variable estimator, deals, to some degree, with the potential problems caused by simultaneity, omitted variables and unobserved country-specific effects. The second technique to be applied is the standard fixed effects model, which is designed to capture variation across country and time periods in simple shifts of the regression function (i.e., changes in the intercepts). The results obtained by these techniques confirm that arm's length financing has a role in destabilising the business cycle in the OECD countries while relationship lending is neutral in this respect. The magnitude of the independent impact of the stock market on output growth fluctuation is significant. In accordance with theory, there is also a strong indication that both market-based and bank-based financial systems magnify the impact of monetary shocks on macroeconomic volatility whereas real shocks are dampened by well-developed financial systems. Finally, the results indicate that it is the interaction between stock market size and stock market volatility that matters as a source of business cycle destabilisation.