

Makroökonomische
Bestimmungsgründe
von Währungsturbulenzen
in „Emerging Markets“

Bernd Schnatz

Diskussionspapier 3/98

Volkswirtschaftliche Forschungsgruppe
der Deutschen Bundesbank

September 1998

Die in dieser Reihe veröffentlichten Diskussionspapiere
spiegeln die persönliche Auffassung der Autoren und
nicht notwendigerweise die der Deutschen Bundesbank wider.

Deutsche Bundesbank, 60431 Frankfurt am Main, Wilhelm-Epstein-Straße 14
Postfach 10 06 02, 60006 Frankfurt am Main

Fernruf (0 69) 95 66-1

Telex Inland 4 1 227, Telex Ausland 4 14 431, Telefax (0 69) 5 60 10 71

Bestellungen schriftlich erbeten an:

Abteilung Presse und Information, Postanschrift oder Telefax (0 69) 95 66-30 77

Nachdruck nur mit Quellenangabe gestattet.

ISBN 3-932002-92-X

Zusammenfassung

In den vergangenen Jahren kamen die Währungen einiger "Emerging Markets" wiederholt unter erheblichen spekulativen Druck, der sich anschließend in tiefgreifenden Währungskrisen entlud. Da solche Attacken gemeinhin nicht nur mit erheblichen Belastungen für die unmittelbar davon betroffenen Länder verbunden sind, sondern darüber hinaus auch auf die Stabilität des Weltwährungsgefüges ausstrahlen können, erfordern die damit verbundenen Risiken eine Klärung der Verantwortlichkeiten, zumal in den betroffenen Ländern die Verwerfungen vielfach sprunghaften Spekulanten, die vermeintlich losgelöst von den Fundamentalfaktoren agierten, angelastet werden. Im Rahmen einer systematischen empirischen Analyse zeigt die vorliegende Studie, daß solche Klagen mitunter recht voreilig vorgebracht werden.

Nach einem kurzen Überblick über die vorliegende theoretische Literatur zu spekulativen Attacken werden Währungsturbulenzen in einer über 26 „Emerging Markets“ und über einen Zeitraum von mehr als 25 Jahren reichenden Stichprobe definiert und empirisch identifiziert. Anschließend wird mittels uni- und multivariater Testverfahren das Verhaltensmuster ausgewählter makroökonomischer Variablen vor Währungsturbulenzen mit deren Verhalten in spannungsfreien Zeiten verglichen. Insgesamt gesehen untermauert die Studie die Hypothese, daß sich bereits vor Beginn von Währungsturbulenzen häufig gesamtwirtschaftliche Schief-lagen abzeichneten, so daß in der Vergangenheit die Verwerfungen an den Devisenmärkten in vielen „Emerging Markets“ weniger Zufallsprodukte wankelmütiger Spekulanten gewesen sein dürften, als vielmehr Ergebnis gesamtwirtschaftlicher Verfehlungen.

Summary

In recent years, the currencies of some emerging markets came repeatedly under severe speculative pressure, rendering harsh currency crises. Since such attacks are generally not only associated with tremendous strain for the directly affected countries, but also with potential hazards for the international monetary system, the entailed risks call for a clarification of the responsibilities, particularly since in the affected countries, frequently, fickle speculators, who supposedly deal without referring to the fundamentals, are blamed for these disturbances. This study shows in a comprehensive empirical analysis, that occasionally such statements are risen quite hasty.

Following a short overview over the present theoretical literature on speculative attacks, currency turbulences are defined and empirically identified in sample which covers 26 emerging markets and a period of more than 25 years. Thereafter, the pattern of selected macroeconomic variables prior to currency distress compared to tranquil times is examined by applying univariate and multivariate methods. On the whole, this study underpins the hypothesis, that often distorted macroeconomic conditions loomed already prior to currency turbulences. Thus, in the past the distress in the foreign exchange markets in many emerging markets should be rather attributable to macroeconomic flaws than random products of unpredictable speculators.

INHALTSVERZEICHNIS

1.	Einleitung und Einordnung	1
2.	Identifikation von Turbulenzen an den Devisenmärkten	6
2.1.	Zur Konstruktion eines „Devisenmarktindikators“	6
2.2.	Ein Katalog von Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“	11
3.	Variablen mit Frühwarnpotential	13
3.1.	Einige theoretische Kerngedanken	13
3.2.	Eine Liste makroökonomischer Variablen	16
4.	Empirische Analyse	20
4.1.	Parametrische und nicht-parametrische Tests	20
4.2.	Ereignis-Analysen („Event-Studies“)	25
4.3.	Signal-Ansatz und „erweiterter“ Signal-Ansatz	31
4.3.1.	Methodologie	31
4.3.2.	Empirische Ergebnisse	34
4.3.3.	Illustration der Prognosefähigkeit	38
4.4.	Logit-Analysen	45
4.4.1.	Methodologie	45
4.4.2.	Schätzergebnisse	47
5.	Schlußbetrachtung	52
	Literaturverzeichnis	55

VERZEICHNIS DER TABELLEN UND SCHAUBILDER

Tabelle 1:	Kategorisierung von Turbulenzen	9
Tabelle 2:	Turbulenzen in der Stichprobe	11
Tabelle 3:	Tests auf unterschiedliches Verhalten makroökonomischer Variablen vor Turbulenzen und in ruhigen Zeiten	22
Tabelle 4:	Univariate Stabilitätstests	25
Tabelle 5:	Schema zur Klassifizierung von Signalen	32
Tabelle 6:	Ergebnisse des „Signal-Ansatzes“	35
Tabelle 7:	Ergebnisse des „erweiterten“ Signal-Ansatzes	37
Tabelle 8:	Signalverhalten des zusammengefaßten Indikators vor Währungsturbulenzen	42
Tabelle 9:	Qualität des Signalverhaltens des zusammengefaßten Indikators	44
Tabelle 10:	Logit-Schätzungen I: Alle Länder, unterschiedliche Frühwarnphase, bewährte Variablen	47
Tabelle 11:	Logit-Schätzungen II: Alle Länder, zusätzliche Variablen	49
Tabelle 12:	Logit-Schätzungen III: Stabilitätstests	50
Schaubild 1:	Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“. 1970-1997	12
Schaubild 2a:	Entwicklung der Variablen des Finanzsektors in den 12 Monaten vor turbulenten Episoden	28
Schaubild 2b:	Entwicklung außen- und realwirtschaftlicher Variablen in den 12 Monaten vor turbulenten Episoden	29
Schaubild 3	Zusammengefaßter Indikator (Signal-Ansatz)	40

Makroökonomische Bestimmungsgründe spekulativer Attacken in „Emerging Markets“*

1. Einleitung und Einordnung

Nach den Währungsturbulenzen im Europäischen Währungssystem (EWS) standen in den letzten Jahren die Währungen einiger „Emerging Markets“ im Mittelpunkt heftiger spekulativer Attacken. Schon ein flüchtiger Blick auf deren Biographie weist auf zahlreiche Verwerfungen hin, die scheinbar untrennbar mit Turbulenzen an den Devisenmärkten verbunden sind: Erfahrungsgemäß wird den betroffenen Ländern zumindest vorübergehend der für eine Beschleunigung des Entwicklungsprozesses so wichtige Zugang zu den internationalen Finanzmärkten verwehrt und die sich häufig simultan mit spekulativen Attacken vertiefenden Probleme des inländischen Bankensystems behindern eine angemessene Finanzintermediation. Im Zusammenspiel mit dem Kaufkraftverlust der Inlandswährung und den häufig mit Währungsturbulenzen einhergehenden sinkenden Wertpapierkursen drosseln diese Faktoren nicht nur die Inlandsnachfrage; darüber hinaus untergraben die gleichzeitig steigenden Importpreise und der Glaubwürdigkeitsverlust wirtschaftspolitischer Institutionen vielfach die zuvor mühevoll errungenen Erfolge bei der Inflationsbekämpfung. So schrumpfte zum Beispiel die mexikanische Volkswirtschaft im Jahr nach der „Peso-Krise“ um mehr als 6 % und die Inflationsrate stieg von einstelligem Niveau wieder auf rund 35 % an. Auch für die erfolgverwöhnten asiatischen Volkswirtschaften, deren Wachstumsraten sich vor dem Ausbruch der Währungskrisen 1997 im Durchschnitt der 90er Jahre auf über 7 % beliefen, wird für 1998 bestenfalls ein Nullwachstum bei gleichzeitig steigenden Inflationsraten prognostiziert (IMF 1998). Ferner blieben die Turbulenzen meist nicht auf ein Land begrenzt, sondern strahlten auf andere Länder mit ähnlichen Wirtschaftsstrukturen aus und zogen mitunter auch deren Währungen in den Abwertungsstrudel; solche Ansteckungseffekte können in letzter Konsequenz sogar die Stabilität des Weltwährungsgefüges gefährden.

* Wertvolle Hinweise erhielt die Arbeit in Diskussionen bei Workshops in der Deutschen Bundesbank und in der Oesterreichischen Nationalbank, mit dem Stab des Sachverständigenrates, bei der 73rd Annual Conference der Western Economic Association in Lake Tahoe sowie im Rahmen der „Summer School on International Macroeconomics“ am Zentrum für Europäische Integrationsforschung (ZEI) an der Universität Bonn. Für viele ergebnisreiche Anregungen danke ich Jörg Clostermann, Michael Dueker, Barry Eichengreen, Bernhard Fischer, Ilan Goldfajn, Graciela Kaminsky, Inci Ötker-Robe, Carmen M. Reinhart, Pu Shen und Elke Speidel-Walz. Für zahlreiche konstruktive Kommentare an einer früheren Version dieses Papiers bin ich meinen Kollegen der Hauptabteilung Volkswirtschaft der Deutschen Bundesbank, Willy Friedmann, Dieter Gerdesmeier, Herrmann Hansen, Bettina Landau, Rasmus Ruffer, Michael Scharnagl, Elmar Stöß, Andreas Worms und besonders Heinz Herrmann zu Dank verpflichtet. Natürlich gehen alle verbleibenden Fehler zu meinen Lasten.

Anlässlich dieser Belastungen begann bereits nach den Turbulenzen im EWS eine Renaissance wissenschaftlicher Untersuchungen zu den Bestimmungsgründen von spekulativen Attacken und Währungskrisen.¹ Einige der kürzlich vorgestellten Papiere haben sich darüber hinausgehend zum Ziel gesetzt, mit Hilfe empirischer Methoden Frühwarnsysteme zur Prognose aufkommender Währungsturbulenzen zu entwickeln. Ein solcher Ansatz ist aus zwei Gründen sehr - vielleicht sogar zu - ehrgeizig. Zum einen werden viele der erforderlichen Daten erst mit beachtlicher Verzögerung geliefert. Darüber hinaus läßt erfahrungsgemäß die Bereitschaft zur zeitgerechten Bereitstellung wichtiger Daten noch stärker nach, sobald Spannungen an den Devisenmärkten die Stabilität einer Währung belasten.² Zum anderen stellt sich dabei das grundlegende Problem, daß die Marktteilnehmer, gibt man ihnen ein Instrument zur Prognose von Währungskrisen an die Hand, möglicherweise ihr früheres Verhalten modifizieren und Währungen früher attackieren. In diesem Fall ließen sich die empirisch ermittelten strukturellen Zusammenhänge der Vergangenheit nicht mehr in die Zukunft fortschreiben.

Der nachfolgende Ansatz beschränkt sich auf die historische Perspektive und analysiert (ex post) die Bestimmungsgründe für Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“. Damit soll ein Beitrag zu der häufig diskutierten Kontroverse geleistet werden, ob es in der Vergangenheit sprunghafte Spekulanten waren, die Währungen quasi nach dem Zufallsprinzip attackierten oder ob die Akteure an den internationalen Finanzmärkten nur der ihnen zugeordneten Überwachungsrolle gerecht wurden, indem sie politische Versäumnisse schonungslos ahndeten. Einen Anhaltspunkt darauf verspricht eine systematische Analyse des Verhaltens makroökonomischer Variablen vor Währungsturbulenzen. Der Rückgriff auf eine Auswahl möglicher Fundamentalfaktoren bedingt jedoch gleichsam eine Einschränkung des Ergebnisspektrums: Da nur eine Teilmenge der denkbaren Erklärungsgrößen der Untersuchung zugrunde liegt, ließe selbst eine Ablehnung der Hypothese, daß die hier analysierten makroökonomischen Variablen in einem Zusammenhang mit Währungsturbulenzen stehen, nicht schematisch den Rückschluß zu, daß unberechenbare Spekulanten die Verantwortung dafür zu tragen hätten. Vielmehr könnte dies auch auf Faktoren zurückzuführen sein, die empirisch nicht hinlänglich erfaßt werden konnten.

Angesichts der wirtschaftspolitischen Relevanz der Fragestellung überrascht es mit Blick auf die einschlägige Literatur, daß es kaum umfassende Studien zu den Bestimmungsgründen von Währungsturbulenzen in „*Emerging Markets*“ gibt. Häufig werden nur einzelne Episoden

¹ Vgl. hierzu vor allem Kaminsky et al. (1998), die darin umfassend zitierte Literatur und vor allem die nachfolgend in diesem Abschnitt aufgeführten Studien. Aber auch einige Banken unternehmen Anstrengungen zur Etablierung von Frühwarnsystemen. Stellvertretend seien hier die Deutsche Morgan Grenfell (1997) sowie J. P. Morgan (1998) genannt.

² Auch die vorliegende Analyse vernachlässigt die Zeitstruktur, mit der neue Daten und somit auch für die Marktteilnehmer neue Informationen publiziert werden. Bei dem hier erhobenen Anspruch einer ex post-Betrachtung erscheint dies jedoch zulässig.

analysiert, bestenfalls werden Parallelen zu vorangegangenen Turbulenzen gezogen.³ Wichtige Impulse erhält die nachfolgende Analyse allerdings von einigen breiter angelegten empirischen Untersuchungen zu diesem Thema; keine dieser Studien ergründet bislang jedoch das Zusammenspiel von makroökonomischen Variablen und Währungsturbulenzen in einem *vergleichsweise homogenen Länderkreis*, der sich ausschließlich aus „*Emerging Markets*“ zusammensetzt. So vergleichen Eichengreen et al. (1995) in einem grundlegenden Papier mit einem nicht-strukturellen Ansatz das Verhalten makroökonomischer und politischer Variablen unmittelbar vor und nach Währungsturbulenzen mit deren Verhalten in ruhigen Zeiten. Als Datengrundlage ziehen sie die Länder der OECD heran, die mit vierteljährlichen Daten über einen Zeitraum von mehr als 30 Jahren untersucht werden. Dabei kommen sowohl univariate als auch multivariate Testverfahren zum Einsatz. Auch die Stichproben von Ötcker und Pazarbasioglu (1994), Funke (1996) und Weber (1998) umfassen ein breites Spektrum (überwiegend) von Industrieländern, die mit monatlichen bzw. vierteljährlichen Daten zwischen den 70er und 90er Jahren analysiert werden. Während die ersten beiden Untersuchungen die Zusammenhänge zwischen makroökonomischen Fundamentalfaktoren und Währungskrisen anhand von Probit-Modellen analysieren, bevorzugt Weber (1998) ein strukturelles VAR-Modell.

Eine umfassende Analyse von Entwicklungsländern wird erstmals in Frankel und Rose (1996) auf der Basis von Jahresdaten vorgestellt. Die Autoren untersuchen mit uni- und multivariaten Methoden das Verhalten einiger makroökonomischer Variablen sowie von Kennzahlen zur (gesamtwirtschaftlichen) Schuldenstruktur vor außergewöhnlichen Wechselkursabwertungen über eine (sehr breite) Stichprobe von mehr als 100 Entwicklungsländern. Moreno (1996) führt nicht-parametrische Tests über eine Stichprobe asiatischer Länder durch. Kaminsky und Reinhart (1996) sowie Kaminsky et al. (1998) entwickeln im Rahmen einer sehr umfassenden univariat ausgerichteten Untersuchung einen Ansatz, der sehr detailliert aufzeigt, welche makroökonomischen Größen vor einzelnen Währungsturbulenzen am besten bedenkliche gesamtwirtschaftliche Konstellationen signalisierten. Ferner beleuchten die Autoren das Zusammenspiel zwischen Banken Krisen und Währungsturbulenzen. Deren Stichprobe umfaßt neben zahlreichen „*Emerging Markets*“ auch einige europäische Industrieländer, die auf der Basis von Monatsdaten bis 1970 zurückreichend analysiert werden.

Die vorliegende Studie versucht die jeweiligen Vorteile dieser Papiere zu verknüpfen. Da die Vergleichbarkeit der Reaktionsmuster bei einer sehr heterogenen Länderauswahl kaum gewährleistet sein dürfte, konzentriert sie sich darüber hinaus auf eine recht homogene Stichprobe, die sich aus 26 „*Emerging Markets*“ mit einem hinlänglich entwickelten Finanzsektor

³ Vgl. z. B. Corbo und Fischer (1994) sowie Eyzaguirre (1993), die die chilenischen Erfahrung darstellen; Edwards et al. (1996), Fischer und Schnatz (1996) sowie Langhammer und Schweikert (1995) zur mexikanischen Währungskrise, Diehl und Schweikert (1998) sowie Reisen (1998) zur asiatischen Währungskrise sowie Dornbusch et al. (1995), die unterschiedliche spekulative Episoden an den Devisenmärkten vergleichen.

zusammensetzt.⁴ Die Analyse erstreckt sich über einen Zeitraum von über 25 Jahren. Die Wahl der Datenfrequenz unterliegt zwangsläufig einem gewissen Spannungsverhältnis: Einerseits sollte diese möglichst hoch sein, da es gerade für Finanzmärkte charakteristisch ist, auf fundamentale Ungleichgewichte schnell zu reagieren. Andererseits vermindert sich mit zunehmender Frequenz die Anzahl der Variablen, für die noch eine konsistente Datenbasis zur Verfügung steht. Die vorliegende Analyse wird auf Basis von Monatsdaten durchgeführt, wohlwissend, daß es sich dabei nur um einen Mittelweg handeln kann. Einerseits könnte selbst diese Periodizität schon zu lang sein, da vor allem erfolgreich abgewehrte spekulative Attacken mithin eine Angelegenheit weniger Tage sind und möglicherweise in einer Analyse mit Monatsdurchschnittswerten kaum noch ins Gewicht fallen. Andererseits verlangt bereits diese Zeitfrequenz den Verzicht auf einige Variablen (wie zum Beispiel zur Fristigkeit und Struktur der Auslandsverschuldung), die einerseits zwar nach allgemeiner Auffassung bei den Krisen in Mexiko und in Asien eine wesentliche Rolle gespielt haben dürften, andererseits jedoch systematisch und über ein breites Spektrum von Ländern aber fast nur auf Jahresbasis gesammelt werden.

Die Studie gliedert sich in insgesamt fünf Abschnitte. Nach der Einleitung wird in Abschnitt 2 zunächst eine Methode zur empirischen Bestimmung von Währungsturbulenzen dargelegt. Anhand dieser Kriterien wird anschließend ein Katalog von Episoden zusammengestellt, in denen die Devisenmärkte in „Emerging Markets“ besonderen Spannungen ausgesetzt waren. Um das Risiko einer einseitigen Auswahl von Währungsturbulenzen zu vermindern, umfaßt dieser Begriff sowohl Währungskrisen (d. h. außergewöhnliche Abwertungen) als auch erfolgreich abgewehrte spekulative Attacken. Daran anschließend wird in Abschnitt 3 eine Auswahl makroökonomischer Variablen präsentiert, die - in ekklektizistischer Weise den Kerngedanken verschiedener theoretischer Ansätze folgend - vor Währungsturbulenzen möglicherweise ein von ruhigen Perioden abweichendes Bewegungsmuster erkennen lassen. Insgesamt wird das Verhalten von insgesamt 24 kurzerhand zur Verfügung stehenden makroökonomischen Variablen analysiert. Das Zusammenspiel von Banken- und Währungskrisen, Ansteckungseffekte spekulativer Attacken sowie politische Rahmenbedingungen bleiben ausgeblendet, da solche qualitativen Elemente kaum empirisch zu integrieren sind, ohne weitere

⁴ In Anlehnung an Sachs et al. (1996) umfaßt die zugrundeliegende Länderstichprobe solche Volkswirtschaften, zu deren Kapitalmärkte ausländische Investoren vergleichsweise gute Zugangsmöglichkeiten haben (Argentinien, Brasilien, Chile, Indien, Indonesien, Jordanien, Kolumbien, Korea, Malaysia, Mexiko, Pakistan, Peru, Philippinen, Simbabwe, Sri Lanka, Südafrika, Taiwan, Thailand, Türkei und Venezuela). Kleinere Finanzzentren und Stadtstaaten (Hong Kong und Singapur) bleiben unberücksichtigt. Aus Gründen der Datenverfügbarkeit wurde Taiwan aus der Stichprobe von Sachs et al. (1996) ausgeschlossen und dafür einige osteuropäische Länder (Polen, Slowakei, Slowenien, Ungarn und Tschechien) nach deren Übergang zur Marktwirtschaft sowie Israel und Uruguay hinzugefügt. Freilich gibt es auch zwischen diesen Ländern noch erhebliche Unterschiede hinsichtlich des Offenheitsgrades, der zudem auch im Zeitablauf Veränderungen unterlag. Für einige Länder (vor allem für die osteuropäischen Länder) liegen freilich nicht über den gesamten Stützzeitraum Daten vor.

Beliebigkeitselemente zuzulassen.⁵ Das bedeutet keineswegs, daß solche Faktoren für die Erklärung spekulativer Attacken per se irrelevant wären; im Gegenteil: die sich in der nachfolgenden Untersuchung als relevant herausstellenden Determinanten sind stets (ad hoc) um solche Momente anzureichern, um ein Gesamtbild hinsichtlich der Anfälligkeit eines Landes gegenüber spekulativen Attacken zu erhalten. Im Ergebnis wird hier also nur ein wesentlicher und vergleichsweise leicht greifbarer Teilaspekt von Währungsturbulenzen herausgegriffen und analysiert, nämlich ob zuvor das makroökonomische Umfeld - auch isoliert betrachtet - auf ein Sonderverhalten hinweist.

Das Schwergewicht der vorliegenden Studie liegt auf der empirischen Analyse in Abschnitt 4. Hier werden die statistischen Eigenschaften makroökonomischer Variablen anhand unterschiedlicher Testverfahren beleuchtet, die im wesentlichen von den eingangs erwähnten empirischen Arbeiten entliehen sind. Analog zu diesen Analysen wird eine nicht-strukturelle Vorgehensweise gewählt: Anstatt eine bestimmte Theorie zur Erklärung spekulativer Attacken mittels eines strukturellen Modells einer empirischen Überprüfung zu unterziehen, soll vielmehr ein umfassendes statistisches Bild des typischen Verhaltensmusters von makroökonomischen Variablen im Vorfeld von Währungsturbulenzen nachgezeichnet werden.⁶ Hierbei kommen unterschiedliche empirische Ansätze zum Zuge: Zunächst wird anhand parametrischer und nicht-parametrischer Tests untersucht, ob makroökonomische Größen im Durchschnitt vor typischen Währungsturbulenzen auf ein anderes Verhalten hinweisen als in ruhigen Zeiten (Abschnitt 4.1).⁷ Eine gewisse Verfeinerung erfährt diese Analyse bereits im Rahmen einer graphischen „Ereignis-Analyse“, die das charakteristische Bewegungsmuster dieser Variablen im Vorfeld von Währungsturbulenzen illustriert (Abschnitt 4.2).⁸ Der sich daran anschließende „Signal-Ansatz“ verspricht darüber hinausgehende Erkenntnisse, indem er sich von der Metapher der „typischen Krise“ löst und das Signalverhalten *jeder* makroökonomischen Größe vor *jeder* (turbulenten) Episode an den Devisenmärkten analysiert. Eine einfache Gewichtung des über die Zeit zu beobachtenden Signalverhaltens ermöglicht ferner die Konstruktion eines zusammengefaßten Indikators zur Illustration der Anfälligkeit einzelner Länder gegenüber spekulativen Attacken (Abschnitt 4.3).⁹ Um die Stabilität dieser Ergebnisse auch unter Berücksichtigung der zugrundeliegenden Korrelationsstrukturen zwischen den erklärenden Variablen zu dokumentieren, werden diese univariaten Ergebnisse schließlich mittels einer Logit-Analyse in einen multivariaten Rahmen überführt (Abschnitt 4.4). Der fünfte Abschnitt faßt die wichtigsten Ergebnisse zusammen und zeigt weiterführende Forschungsperspektiven auf.

⁵ Zu Ansteckungseffekten von Währungsturbulenzen siehe zum Beispiel Gerlach und Smets (1994), Glick und Rose (1998) sowie Eichengreen et al. (1996).

⁶ Für empirische Analysen mit strukturellen Modellen, vgl. zum Beispiel Blanco und Garber (1986), Cumby und van Wijnbergen (1989) sowie Goldberg (1994).

⁷ Vgl. zum Beispiel von Eichengreen et al. (1994) und Moreno (1995).

⁸ Vgl. zum Beispiel Eichengreen et al. (1995), Frankel und Rose (1996) und Kaminsky und Reinhart (1996).

⁹ Zum „Signal-Ansatz“, vgl. Kaminsky und Reinhart (1996) sowie Kaminsky et al. (1998).

2. Identifikation von Turbulenzen an den Devisenmärkten

2.1. Zur Konstruktion eines „Devisenmarktindikators“

Bevor das Verhalten von makroökonomischen Variablen im Vorfeld von Währungsturbulenzen einer systematischen empirischen Überprüfung unterzogen werden kann, müssen zunächst Turbulenzen an den Devisenmärkten selbst nach einheitlichen Kriterien definiert und anschließend empirisch identifiziert werden. Hierfür kommen grundsätzlich zwei Vorgehensweisen in Betracht: entweder eine Sammlung von turbulenten Episoden an den Devisenmärkten aus der vorhandenen Literatur oder die Konstruktion eines Indikators, der Spannungen an den Devisenmärkten anzeigt.

Vor allem einige Analysen zum EWS legen ersteren Ansatz zugrunde, indem sie in erster Linie die diskretionären Veränderungen bestehender Arrangements an den Devisenmärkten, wie zum Beispiel die Anpassungen der Leitkurse oder den Übergang zu einem Regime mit flexibleren Kursen als Abweichungen von der Norm klassifizieren und diese Ereignisse anschließend durch geeignete Frühwarnvariablen zu erklären versuchen. Die Nachteile einer solchen Vorgehensweise liegen auf der Hand; für „Emerging Markets“ dürften sie jedoch noch gewichtiger sein als für Industrieländer: Vor allem liegt der Verdacht nahe, daß mit dieser Methode überwiegend Währungskrisen mit erheblichen Abwertungen identifiziert werden, während Episoden, in denen die Parität erfolgreich verteidigt wurde, in der Berichterstattung gemeinhin nicht die gleiche Aufmerksamkeit finden und folglich auch nicht hinlänglich erfaßt werden dürften. Dieses Problem durch eine Beschränkung der Analyse auf abrupte Abwertungen zu lösen, scheint gleichfalls nicht zweckmäßig. Sofern makroökonomische Variablen einen wichtigen Erklärungsbeitrag für Spannungen an den Devisenmärkten leisten können, sollte sich deren Verhalten vor Währungsturbulenzen gegenüber ruhigen Zeiten unabhängig davon unterscheiden, ob sich die Regierung im Falle einer spekulativen Attacke für die Verteidigung oder für die Aufgabe einer bestimmten Parität entscheidet. Selbst bei gewissenhafter Durchsicht der Meldungen zum Devisenmarkt räumt diese Methode ferner einen erheblichen Ermessensspielraum darüber ein, welche Ereignisse in den zu erstellenden Katalog aufzunehmen sind. Jedenfalls fällt nach diesem Prinzip eine Identifikation von Währungsturbulenzen *nach einheitlichen Kriterien* schwer.

Eichengreen et al. (1995), Kaminsky et al. (1998) sowie Sachs et al. (1996) im Grundsatz folgend, wird deshalb nachfolgend der zweite Weg beschritten. Im Kern werden dabei mit Hilfe eines „Devisenmarktindikators“ Währungsturbulenzen nach einheitlichen Kriterien identifiziert. Dieses Verfahren bietet gegenüber dem ersten Ansatz nicht nur den entscheidenden Vorteil, daß damit Währungskrisen, d. h. außergewöhnliche Abwertungen, einfacher erfaßt

werden können. Darüber hinaus ermöglicht diese Methode zum einen eine systematischere Diagnose von Episoden, in denen die Bindung des Wechselkurses erfolgreich verteidigt wurde und erlaubt zum anderen eine Abstufung der Währungsturbulenzen nach ihrer Intensität. Als Ansatzpunkte für die Entwicklung eines solchen *Indikators zur Erfassung von Spannungen an den Devisenmärkten* bietet es sich an, die bekannten Symptome von Währungsturbulenzen heranzuziehen:

1. eine unvermittelte und außergewöhnlich starke Abwertung einer Währung,
2. eine sprunghafte Abnahme der Währungsreserven und
3. abrupt steigende kurzfristige Zinsen.

Während für die beiden erstgenannten Merkmale eine hinreichend gute Datenbasis vorliegt, sind gehaltvolle Daten hinsichtlich der Zinsentwicklung für den hier zu untersuchenden Länderkreis nicht über den gesamten Stützzeitraum verfügbar.¹⁰ Schließlich waren gerade in zahlreichen Entwicklungsländern die Finanzmärkte in der Vergangenheit durch ein hohes Maß an staatlichen Eingriffen gekennzeichnet, die eine marktmäßige Zinsbildung vielfach nicht zuließen.

Bei der Konstruktion des „Devisenmarktindikators“ beschränkt sich die vorliegende Analyse deshalb auf die prozentuale Veränderung der Währungsreserven, $\% \Delta wr_{i,t}$, (in US\$) und die prozentuale Veränderung des realen Wechselkurses, $\% \Delta rer_{i,t}$, (jeweils logarithmiert gegenüber dem Vormonat).¹¹ Dem *realen* Wechselkurs wird gegenüber dem *nominalen* Wechselkurs der Vorzug gegeben, um sich (willkürliche) Korrekturen zu ersparen, die ansonsten für Perioden mit außergewöhnlich hohen Inflationsraten erforderlich wären. In solchen Phasen sind beträchtliche (nominale) Abwertungen nämlich nicht notwendigerweise Ausdruck spekulativer Attacken, sondern vielmehr zum Ausgleich der Inflationsdifferenz zwischen dem In- und Ausland normal.¹² Konkret wird der Indikator wie folgt berechnet:

$$X_{i,t} = \gamma_{i,1} \% \Delta wr_{i,t} - \gamma_{i,2} \% \Delta rer_{i,t}$$

Die sehr unterschiedlichen Variabilitäten der Währungsreserven einerseits und des realen Wechselkurses andererseits werden über die Gewichtung des Indikators korrigiert. Wie üblich werden dafür die bedingten Volatilitäten der beiden Variablen herangezogen. Die Gewichtung

¹⁰ Vgl. Kaminsky et al. (1998), deren Untersuchung sich über einen ähnlichen Zeitraum erstreckt und die ebenfalls aus Gründen der Datenverfügbarkeit Zinsdaten bei der Konstruktion dieses Indikators unberücksichtigt lassen.

¹¹ Der reale Wechselkurs ist als nominaler Wechselkurs einer Währung gegenüber dem US\$, korrigiert um die Entwicklung der Konsumentenpreise in den USA und im Emerging Market definiert. Ein steigender realer Wechselkurs entspricht einer realen Abwertung der Währung.

¹² Die meisten anderen Studien ziehen hingegen den nominalen Wechselkurs heran und führen anschließend eine Bereinigung von Phasen mit hohen Inflationsraten durch, vgl. Kaminsky und Reinhart (1996), Frankel und Rose (1996). Siehe jedoch Goldfajn und Valdés (1997), die u. a. auch die Veränderung des realen Wechselkurses zur Bestimmung von Turbulenzen verwenden.

wird für jedes Land mit den jeweils errechneten landesspezifischen Wert separat vorgenommen. Diese Vorgehensweise hat gegenüber der Gleichgewichtung beider Komponenten den Vorteil, daß die Entwicklung des Indikators nicht von jener Komponente dominiert wird, die gewöhnlich am stärksten schwankt. Denn Währungsturbulenzen zeichnen sich gerade durch ungewöhnliche Schwankungen aus, so daß das hier gewählte Gewichtungsschema gewissermaßen für jede Komponente die Abweichung der tatsächlichen Schwankung von der Norm erfaßt. Sowohl sinkende Währungsreserven als auch ein steigender realer Wechselkurs (Abwertung) gehen mit negativem Vorzeichen in die Berechnung des Indikators ein. Die Spannungen an den Devisenmärkten sind folglich um so intensiver, je stärker dieser „Devisenmarktindikator“ im negativen Bereich liegt.

Darüber hinaus wird anschließend eine Glättung des Indikators dergestalt vorgenommen, daß in den Indikator des aktuellen Monats auch - mit abnehmenden Gewichten - Werte der beiden zurückliegenden Monate eingehen. Dadurch soll vermieden werden, daß die „Normalisierung“ einer vorangegangenen kurzlebigen Aufwertung oder einer übermäßigen Erhöhung der Währungsreserven irrtümlich als Turbulenz typisiert wird. Formal wird also folgende Korrektur vorgenommen:

$$I_{i,t} = \alpha_1 X_{i,t} + \alpha_2 X_{i,t-1} + \alpha_3 X_{i,t-2}$$

mit: $\sum_{i=1}^3 \alpha_i = 1; \quad \alpha_{i+1} = \alpha_i / 2$

Diese Methode ermöglicht es nun, für jedes Land und für jeden Monat des gesamten Untersuchungszeitraums nach den vorgestellten, einheitlichen Kriterien zu prüfen, ob außergewöhnliche Spannungen an den Devisenmärkten („Währungsturbulenzen“) vorlagen, die sich in Form extremer Ausschläge des Indikators äußern. Darüber hinaus erlaubt es dieser Ansatz, Währungsturbulenzen nach ihrer Art und Intensität zu typisieren. Hinsichtlich der Intensität werden die Ereignisse in drei Kategorien eingeordnet, die davon abhängen, wie stark der so berechnete Indikator die über alle Länder errechneten Standardabweichung (σ) des Indikators übertrifft:¹³ Wenn der Indikator das 1,5fache dieses Wertes überschreitet, dann erhält die Turbulenz das Attribut „ernsthaft“. Zur Diagnose „schwerwiegender“ oder „gravierender“ Turbulenzen bedarf es eines zwei- bzw. dreifachen Überschreitens der über alle Länder errechnete

¹³ In diesem Punkt unterscheidet sich die Analyse beispielsweise von der Studie von Kaminsky und Reinhart (1996), die das Überschreiten der Standardabweichung länderspezifisch berechnen. Während in der vorliegenden Analyse also Turbulenzen über die gesamte Stichprobe gleich definiert werden, werden in deren Studie Turbulenzen als von der landesüblichen Norm abweichendes Verhalten definiert. Daraus folgt aber auch, daß dort in Ländern mit sehr gleichmäßigem Verlauf des Index bereits recht kleine Ausschläge des Index als Turbulenzen identifiziert werden. Da sich nach der hier verwendeten Methode auch Länder bestimmen lassen, in denen im Untersuchungszeitraum keine Turbulenzen identifiziert wurden, wird die Verzerrungen bei der Länderauswahl vermindert, die manchen Papieren anhaften.

Standardabweichung.¹⁴ Die so diagnostizierten Spannungen werden darüber hinaus entsprechend des Erklärungsbeitrags der Variablen zum „Devisenmarktindikator“ aufgespalten. Turbulenzen werden als (erfolgreiche) spekulative *Attacke* - d. h. *Währungskrise* - klassifiziert, wenn sich der Erklärungsbeitrag des realen Wechselkurses am „Devisenmarktindikator“ auf mindestens 60 % beläuft. Andernfalls werden sie als (erfolglose) *spekulative Attacke* typisiert. Die unterschiedlichen Kategorien lassen sich dann entsprechend der folgenden Matrix zusammenfassen (Tabelle 1):

Tabelle 1
Kategorisierung von Turbulenzen

Abweichung	Beitrag des realen Wechselkurses zum Wert des Indikators	
	mehr als 60 %	weniger als 60 %
größer als 3σ	gravierende Krise (1)	gravierende Attacke (4)
zwischen 2σ und 3σ	schwerwiegende Krise (2)	schwerwiegende Attacke (5)
zwischen 1.5σ und 2σ	ernsthafte Krise (3)	ernsthafte Attacke (6)
weniger als 1.5σ	ruhige Zeit	

Häufig treten Extremwerte des Indikators in recht kurzen Zeitabständen hintereinander auf. So gehen tiefgreifenden Währungskrisen oftmals (erfolglose) spekulative Attacken voraus oder Währungskrisen verschärfen sich, wenn sich zum Beispiel in ihrem Fortgang das ohnehin schon fragile Bankensystem im „Emerging Market“ weiter destabilisiert. Davon gehen häufig wiederum Rückwirkungen auf den Wert der Währung aus, so daß sich Turbulenzen mithin über einige Monate, manchmal sogar über mehrere Quartale hinziehen (Kaminsky und Reinhart 1996). In Indonesien identifiziert dieser Indikator zum Beispiel bereits die erste außergewöhnliche Währungsabwertung im August 1997 als Währungskrise. Nach einer Entspannungsphase im Herbst vertiefte sich diese Krise abermals Anfang 1998. Gleichwohl dürfte sich in der Zwischenzeit kaum im gleichen Maße erneut makroökonomischer Anpassungsbedarf aufgestaut haben, der nicht schon vor Beginn der Turbulenzen im August sichtbar war. Infolgedessen müssen solche Turbulenzen gewissermaßen als Einheit verstanden werden. Um

¹⁴ Besser wäre es freilich, die Intensität von Währungsturbulenzen an deren tatsächlichen realwirtschaftlichen Auswirkungen zu messen. Eine solche Strategie ist jedoch mit kaum zu überwindenden empirischen Schwierigkeiten verbunden.

denkbaren Doppelzählungen derselben Turbulenzen vorzubeugen, wird deshalb die Dauer des Ereignisses - „*die Episode*“ - definiert.

Als Beginn einer Episode wird jener Monat fixiert, in dem der Indikator nach einer ruhigen Periode zum ersten Mal den kritischen Schwellenwert von 1,5 Standardabweichungen überschreitet. Von hier an wird ein Fenster von drei Quartalen gezogen. Liegt in diesem Bereich ein neues Ereignis, dann wird die dazwischenliegende Zeit als Episode definiert. Andernfalls wird der letzte Ereigniszeitpunkt als Ende der Episode festgelegt. Klassifiziert werden Episoden mit ihrem höchsten Rang, wobei eine Charakterisierung als Krise stets gegenüber einer Klassifizierung als Attacke Vorrang erhält. Ein Beispiel soll dieses Schema verdeutlichen: Eine gravierende Währungskrise wird nach dieser Methode auf den Philippinen im Oktober 1983 ermittelt. Dieser Krise ging jedoch bereits im September 1983 eine schwerwiegende Attacke voraus. Im Juni und Juli 1984, also weniger als drei Quartale später, zeigt der Indikator erneut Turbulenzen an. Der dargestellten Systematik folgend wird somit der Beginn der Episode auf September 1983 terminiert, deren Dauer bis Juli 1984 begrenzt und die Episode mit dem höchsten Rang als „gravierende Krise“ klassifiziert.

Auch die nachfolgend präsentierte Auswahl an Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“ muß allerdings vor dem Hintergrund einiger grundsätzlicher Konstruktionsmängel des Indikators gesehen werden:¹⁵ Erstens erfordert jede Berechnung eines solchen Indikator einige mehr oder weniger willkürliche Festlegungen. So gibt es zum Beispiel weder einen zwingenden Grund für eine Glättung über drei Perioden noch für die hier verwendeten Schwellenwerte bei der Klassifikation der einzelnen Episoden. Zweitens schränken Länder bisweilen zur Abwehr spekulativer Attacken den internationalen Kapitalverkehr administrativ drastisch ein. Sofern solche Maßnahmen isoliert gesehen den Druck an den Devisenmärkten abbauen konnten, bleiben Attacken mit dem hier gewählten Indikator unentdeckt. Erfahrungsgemäß sind solche Verteidigungsstrategien jedoch nicht sehr wirksam, da Anleger gemeinhin recht schnell Mittel und Wege finden, solche administrativen Hürden zu umgehen.¹⁶ Drittens gibt die Veränderung der Währungsreserven gerade in den „Emerging Markets“ nur bedingt Auskunft über das Interventionsvolumen am Devisenmarkt, da weder Kreditlinien in fremder Währung, auf die im Falle einer spekulativen Attacke zurückgegriffen werden kann, noch Interventionen an den Terminmärkten in den veröffentlichten Bilanzen registriert werden.

2.2. Ein Katalog von Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“

Nach dem in Abschnitt 2.1. dargestellten Verfahren wird nachfolgend für 26 „Emerging Markets“ zwischen Anfang 1970 und Mitte 1997 ein Katalog von insgesamt 103 turbulenten Epi-

¹⁵ Auf einige Beschränkungen solcher Indizes weisen auch Eichengreen et al. (1994, 1995) sowie Flood und Marion (1998) hin.

¹⁶ Vgl. zum Beispiel Mathieson und Rojas-Suarez (1992).

soden zusammengestellt, die sich in 76 Währungskrisen und in 27 spekulative Attacken aufspalten (Tabelle 2).

Tabelle 2
Turbulenzen in der Stichprobe

Intensität \ Typ	Währungs- krisen	spekulative Attacken	Summe
gravierend	36	5	41
schwerwiegend	16	11	27
ernsthaft	24	11	35
Summe	76	27	103

Zwei Aspekte fallen dabei sofort auf: Zum einen überschreiten nach dem hier verwendeten Identifikationsverfahren die meisten Spannungen den Schwellenwert von drei Standardabweichungen und müssen als gravierende Turbulenzen eingestuft werden. Zum anderen sind in jeder Kategorie spekulative Attacken gegenüber Währungskrisen in der Minderzahl.¹⁷ Sofern die Konstruktionsmängel des Indikators nicht allzu sehr ins Gewicht fallen, könnte dieser Befund darauf hindeuten, daß dann, wenn eine Währung erst einmal attackiert wird, eine solche spekulative Attacke gewöhnlich auch erfolgreich ist, d. h. in einer Währungskrise mündet. Vor allem in der ersten Kategorie der gravierenden Turbulenzen ist die Relation zwischen Währungskrisen und Attacken besonders hoch. Die (weitgehende) Übereinstimmung dieser gravierenden Turbulenzen mit den im Papier von Kaminsky und Reinhart (1996) aufgelisteten Episoden belegt einerseits die Zuverlässigkeit des Indikators bei der Identifizierung von Währungsturbulenzen.¹⁸ Da es zur Erfassung von Devisenmarktspannungen eines Überschreitens des Indikators der über alle Länder berechneten Standardabweichung bedarf, läßt die hier gewählte Definition andererseits zu, daß für einige Volkswirtschaften im Untersuchungszeitraum keine Währungsturbulenzen identifiziert werden. Dazu gehören eine Reihe osteuropäischer Länder (z. B. Ungarn, Slowenien) und Kolumbien.

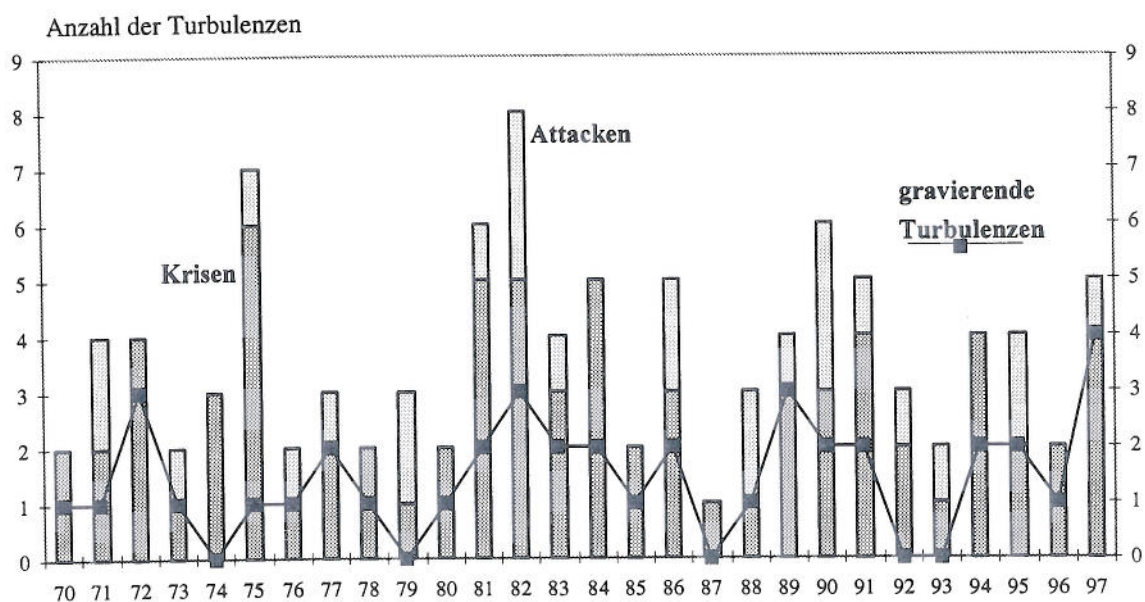
Häufig wird die These vertreten, daß sich Währungsturbulenzen periodisch stark häufen, da sie durch Ansteckungseffekte oder externe Faktoren verstärkt würden. Die zeitliche Vertei-

¹⁷ Dieser grundsätzliche Befund ändert sich auch dann nicht, wenn der Erklärungsbeitrag des realen Wechselkurses auf 50 % bzw. auf 40 % reduziert wird.

¹⁸ Um die Integrität ihrer Auswahl zu unterstreichen, umreißen die Autoren kurz das Währungsumfeld für jene Daten, an denen sie Turbulenzen lokalisierten und kommen zu dem Ergebnis, daß diese sehr häufig mit einem Übergang zu einem anderen Wechselkursregime, einer Neubewertungen der Währung oder drastischen Eingriffen in die Devisenmärkte zusammenfallen.

lung der Währungsturbulenzen kann zumindest auf den ersten Blick nicht so eindeutig, wie man vielleicht vermuten würde, diese These erhärten. Die Ableitung solcher Schlußfolgerungen aus solch einfachen Diagrammen dürfte allerdings gemeinhin durch die zugrundeliegende Länderstichprobe beeinflusst sein. Zwar kann eine gewisse Häufung erstmals Mitte der 70er Jahre beobachtet werden (Schaubild 1). Dabei handelte es sich jedoch überwiegend „nur“ um ernsthafte Turbulenzen, die zudem regional nicht gebündelt auftraten. Eine zweite Akkumulation von Währungsturbulenzen wird zu Beginn der 80er Jahre sichtbar. Dies ist auf den Ausbruch der internationalen Schuldenkrise zurückzuführen, wovon in den Jahren 1981/82 insbesondere lateinamerikanische Länder betroffen waren. Der „Devisenmarktindikator“ zeigt in dieser Periode die höchsten Werte für Argentinien, Mexiko und Uruguay. In den beiden darauffolgenden Jahren werden besonders starke Ausschläge des „Devisenmarktindikators“ für Indonesien, die Philippinen und Venezuela identifiziert.

Schaubild 1
Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“, 1970-1997



Die nächste Ansammlung von Turbulenzen kann Ende der 80er und zu Beginn der 90er Jahre beobachtet werden. Wiederum standen überwiegend lateinamerikanische Länder im Blickpunkt spekulativer Angriffe. Mit Polen erlitt aber auch erstmals ein osteuropäisches Land eine gravierende Währungskrise. Als in den Jahren 1992/93 - während der Krise im EWS - einige europäische Industrieländer im Zentrum spekulativer Angriffe standen, waren an den Devisenmärkten der „Emerging Markets“ keine gravierenden Spannungen zu beobachten. Zuletzt haben die gravierenden Währungsturbulenzen in den „Emerging Markets“ wieder zugenommen und 1997 mit den Währungskrisen in Asien ihren vorläufigen Höhepunkt erreicht.

3. Variablen mit Frühwarnpotential

3.1. Einige theoretische Kerngedanken

Eine empirische Analyse der Bestimmungsgründe von Währungsturbulenzen erfordert einen Katalog von Variablen, die Grund zur Annahme geben, daß sie sich im Vorfeld von spekulativen Attacken anders verhalten als in Zeiten mit spannungsfreien Wechselkursverhältnissen. Eine Vorstellung davon, welche Variablen in diesen Katalog aufzunehmen sind, vermittelt der Blick auf die theoretischen Literatur zu spekulativen Attacken, die nachfolgend kurz verbal umrissen wird.¹⁹ Dabei hat sich inzwischen die Konvention durchgesetzt, zwischen sogenannten „Standardmodellen“ und neueren Ansätzen, zu denen vor allem Modelle mit multiplen Gleichgewichten gehören, zu unterscheiden.²⁰ Gleichwohl besteht keine Dichotomie zwischen diesen beiden Modellklassen; vor allem einem weit verbreiteten Vorurteil gilt es hier vorzubeugen: Wenngleich sich selbst-erfüllende Erwartungen in den neueren Modellen eine zentrale Rolle spielen, entlassen sie die Behörden - die erfahrungsgemäß mit Vorliebe die Verantwortung für Währungsturbulenzen auf unberechenbare Spekulanten abschieben - nicht aus der Pflicht. Diese Ansätze zeigen nämlich *nicht*, daß es jederzeit und überall, also quasi völlig unabhängig von den Fundamentalfaktoren, zu Attacken kommen kann. Obstfeld (1996) weist zurecht darauf hin, daß die makroökonomischen Grunddaten in manchen Ländern so solide sein können, daß deren Währungen niemals attackiert werden, während in anderen Ländern angesichts ausgeprägter fundamentaler Schwächen eine spekulative Attacke unumgänglich scheint. Zwischen diesen beiden extremen Polen könnte sich jedoch eine „Grauzone“ herauskristallisieren, in der, in den Worten von Eichengreen et al. (1995, S. 253) „... some of the ‘innocent’ are slaughtered, while not all the ‘guilty’ suffer...“. Die Eignung des einen oder des anderen Modells, die Realität besser beschreiben zu können, hängt somit vom empirisch kaum zu bestimmenden Ausmaß dieser Grauzone ab.

Die Standardmodelle betonen die Rolle fundamentaler Ungleichgewichte vor spekulativen Attacken und stellen einige klare Gesetzmäßigkeiten heraus, die für Währungskrisen charakteristisch sind. Auch der Zeitpunkt der Attacke ist in diesen Modellen genau bestimmt. Ausgangspunkt ist gemeinhin eine übermäßig expansive Geld- und Finanzpolitik in einem System fester Wechselkurse.²¹ Um die Übereinstimmung der monetären Rahmenbedingungen mit der

¹⁹ Angesichts der Fülle ergiebiger Zusammenfassungen dieses Literaturzweigs und der empirischen Ausrichtung der Arbeit wird hier nur ein sehr kurzer Überblick gegeben. Siehe Agenor et al. (1992), Blackburn und Sola (1993), Garber und Svensson (1995), Eichengreen et al. (1995), Krugman (1996) sowie Obstfeld und Rogoff (1995) für ausführlichere Abhandlungen.

²⁰ Zu den Standardmodellen siehe vor allem Krugman (1979) sowie Flood and Garber (1984). Ein Literaturüberblick findet sich in Agenor et al. (1992) und in Obstfeld und Rogoff (1995). Zur Modellklasse mit multiplen Gleichgewichten siehe Obstfeld (1994), Obstfeld und Rogoff (1995) sowie Bensaïd und Jeanne (1997). Zur neueren Diskussion siehe auch Krugman (1996).

²¹ In seinem grundlegenden Papier zieht Krugman (1979) beispielsweise ein Modell einer Volkswirtschaft mit einem Regime fixer Wechselkurse heran, in der eine Erhöhung des Haushaltsdefizits vollständig durch eine (über die Geldnachfrage hinausgehende) Geldschöpfung alimentiert wird.

Währungsparität zu gewährleisten, müssen daraus Portfolioumschichtungen der Anleger resultieren, die in kontinuierlich abnehmenden Währungsreserven zum Ausdruck kommen. Eine solche Politik kann freilich nicht endlos aufrechterhalten werden. Spätestens wenn die Währungsreserven erschöpft sind (und ein Rückgriff auf zusätzliche Tranchen externer Kreditgeber unterbleibt), müßte entweder ein grundlegender politischer Richtungswechsel vollzogen oder die Anbindung des Wechselkurses aufgegeben werden. Gewöhnlich kommt es jedoch nicht zu diesem „natürlichen Kollaps“ des Wechselkursregimes. In einer Erweiterung des Krugmann-Modells begründen Flood und Garber (1984) den genauen Zeitpunkt einer spekulativen Attacke, indem sie dessen Überlegungen um das Konzept des „flexiblen Schattenwechselkurses“ ergänzen - einem hypothetischen Wechselkurs, der durch die ökonomischen Fundamentalfaktoren determiniert ist und sich unter den gegebenen Bedingungen in einem System flexibler Wechselkurse ohne Interventionen einstellen würde. Sobald dieser „Schattenwechselkurs“ den festgesetzten Wechselkurs überschreitet, werden die Marktteilnehmer die Währung attackieren, also noch bevor die Währungsreserven tatsächlich aufgebraucht sind. Diese Attacke erschöpft unmittelbar die noch vorhandenen Währungsreserven und erzwingt die sofortige Aufgabe der Wechselkursparität.²²

Diese grundlegenden Modelle wurden in zahlreiche Richtungen erweitert und damit näher an die Realität herangeführt. Durch die Einführung von Unsicherheit hinsichtlich des („kritischen“) Volumens an Währungsreserven, das gegebenenfalls zur Abwehr einer Attacke eingesetzt wird, zeigte bereits Krugman (1979, S. 323), daß der Zeitpunkt einer spekulativen Attacke zu einer stochastischen Größe werden kann und die Attacke auch nicht zwangsläufig in einer Aufgabe des Wechselkursregimes mündet. Sie kann auch erfolgreich abgewehrt werden und sich empirisch in alternierenden Attacke-Vertrauen-Zyklen äußern. Spekulanten müssen schließlich nur für eine sehr kurze Zeit in größerem Umfang ausländische Devisen halten, bis für sie erkennbar ist, ob damit der (ihnen unbekannt) kritische Reservepegel der Zentralbank überschritten und die Parität freigegeben wird. Andernfalls können sie (bei fixen Wechselkursen) ihr Portfolio zum ursprünglichen Wechselkurs wieder in die Ausgangssituation umschichten.

Darüber hinaus wurde gezeigt, daß eine übermäßige reale Aufwertung der Währung im Vorfeld von Devisenmarkturbulenzen, die sich ihrerseits wiederum (*ceteris paribus*) in sinkenden Exporten, steigenden Importen und steigenden Defiziten in der Handels- und Leistungsbilanz niederschlägt, aus plausiblen theoretischen Annahmen abgeleitet werden kann. Ihre theoretische Rechtfertigung finden solche realen Aufwertungen vor spekulativen Attacken im Rahmen von Modellen, die Erwartungen hinsichtlich der zukünftigen Preisentwicklung im Lohnverhandlungsprozeß explizit zulassen. Erachtet die Arbeitnehmerseite die bedingungslose

²² Ansonsten entstünden lukrative Arbitragemöglichkeiten, die mit grundlegenden Modellannahmen unvereinbar sind.

Verteidigung einer bestimmten Wechselkursparität als nicht vollkommen glaubwürdig und schließt deshalb innerhalb der Vertragsdauer eine starke Abwertung der Inlandswährung nicht aus, dann wird sie versuchen, höhere Lohnforderungen durchzusetzen, als es die Inflationserwartungen bei tatsächlicher Beibehaltung des Wechselkursregimes eigentlich rechtfertigen. Faktisch werden die (mit der Abwertungswahrscheinlichkeit gewichteten) antizipierten Preissteigerungen diskontiert in den Lohnverhandlungsprozeß eingebracht, um dem Risiko geringerer Reallöhne im Falle einer Währungskrise Rechnung zu tragen. Dies gibt den Anstoß für eine reale Aufwertung der Währung, die durch die Fundamentalfaktoren nicht unterlegt ist.²³ Zusammenfassend sind entsprechend dieses Literaturzweigs vor spekulativen Attacken somit eine übermäßig expansive Geld- und Fiskalpolitik, niedrige und beständig sinkende Währungsreserven, eine überbewertete Währung, eine unterproportionale Export- und eine überproportionale Importentwicklung sowie vergleichsweise hohe Handels- und Leistungsbilanzdefizite zu erwarten.

In neueren Modellen wird das politische Handeln nicht mehr exogen, sondern endogen durch (das strategische) Verhalten der Marktteilnehmer bestimmt. Dadurch können die Erwartungen der Wirtschaftssubjekte im Hinblick auf das Verhalten der Regierung letztlich selbst wichtige Rückwirkungen auf die tatsächlichen Maßnahmen der Regierung haben. Zwei Punkte sind für diese Modellklasse zentral: Erstens kann eine gegebene Parität gegen spekulative Attacken jederzeit verteidigt werden, solange das Wechselkursziel nur keinem anderen wirtschaftspolitischen Ziel untergeordnet wird. Zweitens glauben die Marktteilnehmer nicht uneingeschränkt an den von wirtschaftspolitischer Seite postulierten zentralen Stellenwert des Wechselkursziels. Vielmehr beziehen sie in ihr Kalkül mit ein, daß erfahrungsgemäß auch Maßnahmen zur Abwehr spekulativer Attacken (wie zum Beispiel steigende Zinsen) wohlfahrtsmindernde Nebenwirkungen haben. Sie bremsen gemeinhin das Wirtschaftswachstum, verstärken Rezessionen, belasten den Staatshaushalt und können die Stabilität des inländischen Bankensystems gefährden. Deshalb beziehen die Marktteilnehmer in ihre Überlegungen mit ein, daß die Behörden entsprechend ihrer Wohlfahrtsfunktion im Falle einer spekulativen Attacke also stets den Nutzen im Sinne von Glaubwürdigkeitsgewinnen (bzw. den vermiedenen Glaubwürdigkeitsverlusten) aus einer entschlossenen Verteidigung einer Parität gegenüber den möglichen realwirtschaftlichen Kosten abwägen. Letztlich kommt es also darauf an, ob die Marktteilnehmer der Regierung den notwendigen politischen Willen zutrauen, sich einer spekulativen Attacke zu widersetzen. Im Ergebnis werden die Marktteilnehmer somit um so weniger Vertrauen in die Aufrechterhaltung einer bestimmten Parität haben, je stärker Regierungen bereits wegen eines gebrechlichen Bankensystems, einer geschwächten gesamtwirtschaftlichen Situation oder hoher Arbeitslosigkeit unter politischem Druck stehen, da jede

²³ Besonderes Gewicht hat dieses Argument in Stabilisierungsprogrammen, in denen der Wechselkurs als nominaler Anker verwendet wird, vgl. zum Beispiel Edwards (1993), Edwards et al. (1996) und Agenor et al. (1992, S. 372).

weitere Verschärfung dieses Problems mit einer progressiven Verschlechterung des Kosten-Nutzen-Verhältnisses für die Regierung verbunden ist.

Daraus kann sich freilich ein Teufelskreis entwickeln: Zeigen Volkswirtschaften erst einmal gewisse Schwächen, so daß bei den Marktteilnehmern Abwertungserwartungen entstehen, dann müssen die Behörden die Parität mit höheren Zinsen verteidigen. Simultan verschlechtert sich dadurch das Kosten-Nutzen-Verhältnis der Regierung hinsichtlich des Festhaltens an der Parität. Dies beziehen die Anleger wiederum in ihr Kalkül mit ein und messen einer Abkehr von der Parität eine nochmals höhere Wahrscheinlichkeit zu. Dies führt wiederum zu steigenden Abwertungserwartungen mit noch höheren Zinsen und der Prozeß beginnt wieder von vorne, wobei die Glaubwürdigkeit der Parität beständig abnimmt. Erst durch die entstehenden Abwertungserwartungen wird es in diesem Paradigma für die Regierung optimal sein, tatsächlich abzuwerten, so daß die Volkswirtschaft quasi nur durch die Antizipation einer Abwertung mittels einer spekulativen Attacke in ein neues (stabiles) Gleichgewicht „katapultiert“ wird. Erwarten die Marktteilnehmer hingegen eine Beibehaltung der angekündigten Parität, dann verharrt die Volkswirtschaft im Ursprungsgleichgewicht und die Währung wird auch nicht attackiert. In diesen Modellen kann die Markteinschätzung und somit der Zeitpunkt einer spekulativen Attacke von offenbar belanglosen Neuigkeiten („sunspots“) abhängen, die einen solchen zirkulären Prozeß und schließlich die Attacke auslösen können. Das hat auch Implikationen für die empirische Analyse: Dominieren sich selbst-erfüllende Erwartungen und „sunspots“ bei der Erklärung spekulativer Attacken, dann dürfte die Identifikation von Variablen mit Frühwarnereigenschaften schwierig sein, da ein Sonderverhalten dieser Größen vor Währungsturbulenzen nur eine notwendige, jedoch keine hinreichende Voraussetzung für eine spekulative Attacke ist. Hinreichend sind erst die entsprechenden Markterwartungen, die jedoch kaum zeitgerecht beobachtet werden können.

3.2. Eine Liste makroökonomischer Variablen

Ausgehend von diesen Modellen wird nachfolgend das Verhalten von insgesamt 24 makroökonomischen Variablen untersucht, die bereits in früheren empirischen Studien einen gewissen Erklärungsgehalt aufwiesen.²⁴ Wie bereits eingangs erwähnt, bleiben einige Erklärungsgrößen unberücksichtigt, die möglicherweise bei den Krisen in Mexiko und in Asien eine bedeutende Rolle gespielt haben. So stehen zum Beispiel Daten zur Fristigkeit und zur Struktur der Auslandsverschuldung für die ausgewählten Länder in der erforderlichen Frequenz nicht zur Verfügung. Eine Analyse mit Daten mit geringerer Frequenz (z. B. Jahresda-

²⁴ Zu früheren Studien vgl. die ausführliche Übersicht in Kaminsky et al. (1998). Unberücksichtigt bleibt auch in der vorliegenden Untersuchung, daß auch die erklärenden Variablen in gewissen Maße durch andere Faktoren beeinflusst werden. So werden zum Beispiel die beträchtlichen Kapitalströme in die „Emerging Markets“ häufig für die realen Aufwertungen und damit auch für die Ausweitung des Handelsbilanzdefizits und die expansive Geldpolitik (mit-) verantwortlich gemacht; vgl. zum Beispiel Corbo und Hernández (1993, 1994), Calvo et al. (1993, 1996) sowie Schnatz (1998).

ten der Weltbank) erscheint nicht zweckmäßig, da sich Laufzeitenstruktur und die Zusammensetzung der Auslandsverschuldung häufig innerhalb recht kurzer Zeit ändert. Darüber hinaus lassen sich das Zusammenspiel von Banken- und Zahlungsbilanzkrisen, Ansteckungseffekte spekulativer Attacken, die institutionelle Ausgestaltung von Wechselkursarrangements sowie die politischen Rahmenbedingungen nur schwer fassen, ohne weitere Beliebigkeitselemente in der empirischen Analyse zuzulassen.

In Anlehnung an Kaminsky und Reinhart (1996) werden die makroökonomischen Variablen in drei Kategorien eingeteilt:

1. Variablen des Finanzsektors,
2. Variablen des außenwirtschaftlichen Sektors und
3. Variablen des realwirtschaftlichen Sektors.

Ob in der Vergangenheit in „Emerging Markets“ vor Währungsturbulenzen systematisch eine unangemessen expansive Geld- und Fiskalpolitik betrieben wurde, wird anhand von *Variablen des Finanzsektors* analysiert. Hierzu zählen das Wachstum eines eng und eines weit abgegrenzten Geldaggregats, jeweils in Relation zum nominalen BIP.²⁵ Allerdings ist nach den theoretischen Überlegungen das Vorzeichen dieser Variablen nicht eindeutig bestimmt. Einerseits könnte man erwarten, daß im Vorfeld von Turbulenzen an den Devisenmärkten eine übermäßig expansive Geldpolitik in einem überdurchschnittlichen Wachstum dieser Variablen zum Ausdruck kommt. Aus Nachfragersicht werden sich andererseits die Anreize, inländische Zahlungsmittel zu halten, erheblich vermindern, wenn das Risiko einer Währungskrise sichtbar wird, so daß man aus diesem Blickwinkel vor Devisenmarkturbulenzen eher mit einem sinkenden Wert rechnen würde. Um den geldpolitischen Kurs eines Landes besser fassen zu können, werden zudem für jedes Land einfache Geldnachfragefunktionen geschätzt.²⁶ Als Indikator für die Angebots- und Nachfragerelationen am Geldmarkt geht die prozentuale Abweichung des geschätzten Wertes vom tatsächlichen Wert ein. Liegen die tatsächlichen Werte der Realkasse über den Prognosewerten dieser Funktionen, dann wird eine „zu expansive“ Geldpolitik konstatiert. Ferner wird in den Katalog als Hinweis auf eine nicht stabilitätsorientierte Wirtschaftspolitik die Inflationsdifferenz zwischen dem jeweiligen „Emerging Market“ und den USA aufgenommen. Weiterhin findet das Wachstum der inländischen Kredite in Relation zum BIP als Anzeichen für eine übermäßig expansive Wirtschaftspolitik Berücksichtigung. Freilich können hierin auch ein größerer Spielraum der Banken zur Kreditvergabe in-

²⁵ Wachstumsraten wurden jeweils gegenüber dem Vorjahr berechnet. Daten zum BIP und zur Leistungsbilanz wurden gegebenenfalls interpoliert. Die verwendeten Daten basieren auf der CD-ROM (November 1997) der International Financial Statistics des IMF, die Börsendaten stammen von Bloomberg, die Daten der International Finance Corporation (IFC) zur Verfügung stellen.

²⁶ In Anlehnung an Kaminsky und Reinhart (1996) wurde die Nachfrage nach Realkasse (deflationiert mit den Konsumentenpreisen) in Abhängigkeit vom Produktionsindex (saisonbereinigt), der Inflationsrate auf Basis der Konsumentenpreise und einem linearen Zeittrend geschätzt.

folge nachhaltiger Deregulierungsschritte im inländischen Finanzsystems sowie die erhöhte Transmission ausländischer Kapitalzuflüsse im Bankensektor zum Ausdruck kommen. Um dem seit geraumer Zeit zu beobachtenden beträchtlichen Zustrom von (kurzfristigem) ausländischem Kapital Rechnung zu tragen, der in vielen „Emerging Markets“ durch den Bankensektor geleitet wird, wird zudem die Veränderung der Kredite an den privaten Sektor im Verhältnis zum BIP herangezogen.

Außerdem wird die Relation aus Währungsreserven und einem weiten sowie einem engen Geldaggregat berücksichtigt. Dabei geht die Analyse von der Hypothese aus, daß ein Land um so weniger anfällig gegenüber spekulativen Attacken ist, je höher dieses Verhältnis ist und je stärker es zunimmt. Mit der Einbeziehung der Relation zwischen den Währungsreserven und einem breiten Geldaggregat soll auch dem Argument von Calvo und Mendoza (1996) Rechnung getragen werden, wonach mit sinkender Glaubwürdigkeit der Geldpolitik gerade in „Emerging Markets“ die Marktteilnehmer dazu neigen, ihre liquiden Ersparnisse in eine internationale Leitwährung umzutauschen. Mithin soll dadurch die Fähigkeit der Zentralbank erfaßt werden, diesen (Umtausch-) Forderungen notfalls gerecht werden zu können. Insbesondere im Falle eines fragilen Bankensystems könnte sich die Zentralbank in der Pflicht sehen, mit den verfügbaren Währungsreserven nicht nur die Geldbasis decken zu müssen, sondern in ihrer Funktion als „Lender of last resort“ auch für andere liquide Einlagen einzustehen. Die Fiskalpolitik kann aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit nicht anhand von Kennziffern zum Haushaltsdefizit beleuchtet werden. Deshalb wird das Verhalten der öffentlichen Hand durch das Wachstum der Kredite der Zentralbank an den Staatssektor näherungsweise erfaßt.

Bei den Indikatoren des *außenwirtschaftlichen Sektors* finden in der Analyse sowohl der reale Wechselkurs als auch einzelne Komponenten der Leistungsbilanz Berücksichtigung. Der reale Wechselkurs, der sich hier bilateral gegenüber dem US-Dollar und auf Basis der Konsumentenpreise errechnet, geht zum einen als Veränderungsrate ein.²⁷ Je stärker die Währung gegenüber dem Vorjahr real aufgewertet hat, desto höher ist gleichsam die Wahrscheinlichkeit zu bewerten, daß der außenwirtschaftliche Sektor ungebührlich an Wettbewerbsfähigkeit verloren hat und es einer Anpassung der Währungsrelationen bedarf. Zum anderen wird ein Indikator für die Angemessenheit des realen Wechselkurses berücksichtigt. In Anlehnung an Kaminsky und Reinhart (1996) wird jedoch kein kompliziertes Gleichgewichtskonzept geschätzt, sondern die Abweichung des realen Wechselkurses von seinem (linearen) Trend gemessen. Bei einer insignifikanten Trendvariablen wird damit einerseits implizit allein die Kaufkraftparitätentheorie als „Gleichgewichtskonzept“ unterstellt. Die Trendvariable läßt andererseits gerade für „Emerging Markets“ genügend Spielraum für wirtschaftliche Aufholpro-

²⁷ Ein positiver Wert steht für eine reale Abwertung der Währung, ein negativer Wert für eine reale Aufwertung der Währung.

zesse, die sich in einer gleichgewichtigen Aufwertung nach dem Theorem von Balassa und Samuelson niederschlagen können.²⁸

Reale Aufwertungen haben in der Regel Rückwirkungen auf die Handelsströme. Deshalb findet ferner die Veränderung der Exporte und die Veränderung der Importe Berücksichtigung. Reale Aufwertungen verbilligen die Importe und verteuern die Exporte. Folglich wird einerseits ein Rückgang des Exportwachstums und andererseits ein Anstieg des Importwachstums erwartet. Per saldo schlagen sich diese Beziehungen auch in der höheren Fehlbeträgen in der Handels- und Leistungsbilanz nieder, die beide in Relation zum BIP herangezogen werden.²⁹ Da Leistungsbilanzdefizite mit einer Erhöhung der Auslandsverschuldung gleichbedeutend sind, nimmt dadurch *ceteris paribus* die Rückzahlungsfähigkeit und damit auch die Kreditwürdigkeit ab, so daß insgesamt gesehen die Wahrscheinlichkeit einer spekulativen Attacke mit einem höheren Leistungsbilanzdefizit zunehmen dürfte.³⁰ Als Indikatoren für eine hinreichende Haltung von Währungsreserven werden ferner die Währungsreserven in Relation zu den (monatlichen) Importen gesetzt. In dieser handelsorientierten Perspektive eines angemessenen Niveaus an Währungsreserven kommt zum Ausdruck, über welchen Zeitraum die Importe alleine aus dem Bestand an Währungsreserven beglichen werden können.³¹ Je niedriger dieser Wert wiederum ist, desto weniger wird das Land unter sonst gleichen Bedingungen in der Lage sein, seinen Zahlungsverpflichtungen aus Importgeschäften nachzukommen.

Schließlich wird unter dieser Kategorie der US Geldmarktzins als repräsentativer ausländischer Zins erfaßt, um entsprechend der Analysen von Calvo et al. (1993) auch externen Faktoren als Determinanten der ausländischen Kapitalströme in die „Emerging Markets“ Gewicht zu verleihen.³² Dieser Variablen liegt die Hypothese zugrunde, daß mit steigenden Zinsen in den Industrieländern deren Anlagen wieder an Attraktivität gewinnen, so daß entweder Portfolioumschichtungen in diese Länder vorgenommen werden oder zumindest die Kapitalströme

²⁸ Je niedriger der tatsächliche Wert des realen Wechselkurses im Vergleich zum geschätzten Wert dieser einfachen Funktion ist, als umso stärker wird die „Emerging Market“-Währung als überbewertet eingestuft. Eine so approximierte Überbewertung hat demnach ein negatives Vorzeichen und vice versa. Ein gewisses Problem könnte bei dieser Variablen allerdings von der ausgeprägten Dollaraufwertung Mitte der 80er Jahre ausgehen.

²⁹ Die Handelsbilanzposition wurde auch als Verhältnis zwischen Exporten und Importen analysiert.

³⁰ Aussagen zur Nachhaltigkeit von Leistungsbilanzdefiziten bedürfen jedoch einer umfassenderen Analyse, die sowohl die langfristigen Wachstumsaussichten des Landes als auch Portfolioentscheidungen der Anleger einbeziehen (vgl. z. B. Edwards et al. 1996 sowie Reisen 1997), so daß es sich in der vorliegenden Verwendung um einen groben Indikator handelt.

³¹ Eine Analyse der Korrelationsstrukturen ergibt, daß die Dynamik der Währungsreserven, in Relation zu den Importen und in Relation zu den Geldmengenaggregaten recht hoch korreliert ist und somit deren Stellenwert eher als substitutiv denn als komplementär einzustufen ist. In der univariaten Analyse soll untersucht werden, ob eine der Variablen überlegene Signaleigenschaften besitzt.

³² Eichengreen und Rose (1998) finden eine enge Korrelation zwischen Bankenkrisen und höheren Zinsen in Industrieländern. Infolgedessen können durch die Berücksichtigung des US-Geldmarktzinses auch Einflüsse des Bankensystems auf die Anfälligkeit von Ländern gegenüber Währungskrisen zum Ausdruck kommen und somit das Zusammenspiel von Bankenkrisen und Währungskrisen über diesen Umweg zumindest in Ansätzen erfaßt werden.

in die „Emerging Markets“ abnehmen. Bei einem bestimmten realen Wechselkurs wird dadurch zum einen die Aufrechterhaltung eines gegebenen Leistungsbilanzdefizits erschwert, während zum anderen eine Übernahme des restriktiveren geldpolitischen Kurses im „Emerging Market“ durch angleichende Zinserhöhungen unerwünschte Rückwirkungen auf die Inlandskonjunktur und das einheimische Bankensystem haben könnten. Freilich unterscheidet sich diese Variable durch ein weiteres Kennzeichen von den zuvor präsentierten Größen. Während die bisher aufgelisteten Indikatoren wirtschaftspolitische Korrekturen im jeweiligen Land geböten, würde ein systematisch höherer Auslandszins vor Währungsturbulenzen darauf hindeuten, daß auch Faktoren, die außerhalb des Kontrollbereichs der wirtschaftspolitischen Entscheidungsträger in den „Emerging Market“ liegen, die Anfälligkeit eines Landes gegenüber spekulativen Attacken erhöhen können.³³

Außerdem gehen als *realwirtschaftliche Indikatoren* in die Analyse das reale Produktionswachstum und die Veränderung des Börsenindizes ein.³⁴ Sofern sich die Erwartungen der Marktteilnehmer richtig sind und sich entsprechend in den Aktienmärkten niederschlagen, könnte sich darin die fragile gesamtwirtschaftliche Lage oder auch schon die Antizipation von Turbulenzen in Form einer unterdurchschnittlichen Entwicklung niederschlagen. Der Gesamteffekt des Produktionswachstums auf die Anfälligkeit gegenüber spekulativen Attacken ist nicht eindeutig. Je geringer einerseits das reale Wachstum ist, desto weniger werden Regierungen bereit sein, eine weitere realwirtschaftliche Abschwächung durch einen restriktiven geldpolitischen Kurs bei währungspolitischen Spannungen hinzunehmen. Abhängig von den zugrundeliegenden Elastizitäten kann eine Wachstumsschwäche andererseits die Nachfrage nach Importen vermindern, so daß sich gleichzeitig die Handelsbilanz verbessert und von dieser Seite Spannungen abgebaut werden (Ötger und Pazarbasioglu 1995, S. 13).

4. Empirische Analyse

4.1. Parametrische und nicht-parametrische Tests

Um einen ersten Anhaltspunkt zu erhalten, ob das jeweils vorherrschende makroökonomische Umfeld beim Urteil der Marktteilnehmer eine Rolle spielte, werden nachfolgend die in Abschnitt 3 vorgestellten Variablen mit den in Abschnitt 2 identifizierten Episoden an den Devisenmärkten verknüpft. Dabei erfolgt im ersten Schritt eine Gruppierung aller Beobachtungen für jede makroökonomische Variable in eine von drei alternativen Phasen:

³³ Ein auffälliges Verhalten dieser Variablen entließe die wirtschaftspolitischen Entscheidungsträger freilich nicht aus der Verantwortung, da in der Regel nicht nur ein Bestimmungsgrund sondern ein Bündel von Faktoren für Währungsturbulenzen maßgeblich ist. Diese Variable könnte somit eher den Eintrittszeitpunkt von Währungsturbulenzen als das Entstehen der Turbulenzen selbst determinieren.

³⁴ Als Börsendaten wurde der IFC Global Price Index in US-\$ des jeweiligen Landes zugrunde gelegt.

- Die *erste Gruppe* bilden jene Beobachtungen, die in die eigentliche „*turbulente Episode*“ fallen. Es handelt sich also um jene Zeitspanne, in der es in kurzen Zeitabständen (wiederholt) zu erratischen Ausschlägen des Wechselkurses oder der Währungsreserven kommt.
- Die *zweite Gruppe* umfaßt jene Werte, die in einem bestimmten Zeitraum (in der Regel 12 Monate) vor einer Episode (kurz: der „*Frühwarnphase*“) liegen.
- Die *dritte Gruppe* enthält quasi als Restgröße die verbleibenden Beobachtungen, die als spannungsfreie Phase an den Devisenmärkten (kurz: „*ruhige Periode*“) kategorisiert werden.

Im zweiten Schritt erfolgt anhand univariater Testverfahren eine Analyse der Verteilungseigenschaften der zwei zuletzt aufgeführten Stichproben. Die Entwicklung der Variablen während der Turbulenzen selbst bleibt unberücksichtigt, da davon angesichts der erfahrungsgemäß sprunghaften Bewegungen einiger Variablen in diesen Zeitraum unerwünschte Einflüsse auf die Verteilungsmomente und damit auch auf die Güte der Ergebnisse ausstrahlen können. Nach Ausschluß der Werte turbulenter Episoden verbleiben für jede Variable in den beiden anderen Stichproben im Durchschnitt fast 6000 Beobachtungen, wovon bei einer Frühwarnphase von 12 Monaten rund 20 % auf die Frühwarnphase entfallen.³⁵ In Anlehnung an die Analysen von Eichengreen et al. (1994) und Moreno (1995) kommen dabei zwei univariate Testverfahren zur Anwendung, die die Lageparameter der Beobachtungen in den beiden Stichproben miteinander vergleichen: der t-Test auf gleiche Mittelwerte (parametrischer Test) und der Mann-Whitney-Test, ein Rangsummentest (nicht-parametrischer Test), der die Mediane der beiden Verteilungen untersucht.³⁶ Beide Tests gehen von der Nullhypothese aus, daß sich die Eigenschaften der Variablen vor Währungsturbulenzen nicht von ihrer Entwicklung in ruhigen Zeiten unterscheidet. Eine Ablehnung dieser Hypothese erlaubt demnach den Rückschluß, daß sich der Mittelwert bzw. der Median der Variablen vor Turbulenzen anders verhält als in spannungsfreien Zeiten und somit möglicherweise einen Beitrag zur Identifikation spekulativer Attacken leisten könnte. Die so ermittelten Ergebnisse sind in Tabelle 3 zusammengefaßt.

Die erste Spalte enthält die in Abschnitt 2.2 beschriebenen makroökonomischen Variablen. Die zweite Spalte gibt die erwarteten Vorzeichen an. Ein positives Vorzeichen bedeutet, daß die Variable vor turbulenten Episoden systematisch einen höheren Wert ausweisen sollte als

³⁵ Eine Ausnahme ist die Veränderung des Börsenindex, für den nur knapp 1000 Beobachtungen vorliegen.

³⁶ Angesichts der recht hohen Zahl an Beobachtungen sollte eigentlich ein t-Test auf gleiche Mittelwerte in der Lage sein, hinreichend genaue Resultate zu liefern. Der Mann-Whitney-Test wird zusätzlich durchgeführt, um die Robustheit der Ergebnisse zu unterstreichen. Beim t-Test wird für die beiden Stichproben eine unterschiedliche Varianz zugelassen und die Zahl der Freiheitsgrade nach der Formel von Welch bestimmt. Der in anderen Studien zum Teil verwendete Kruskal-Wallis-Test ist eine allgemeinere Form des Mann-Whitney-Tests und führt zu den gleichen Ergebnissen. Eine Einschränkung ist jedoch erforderlich: Diese Tests setzen eigentlich die Verwendung von unabhängigen Zufallsvariablen voraus, eine Eigenschaft, die in der hier vorliegenden Stichprobe nur bedingt gegeben ist.

in ruhigen Zeiten, wenn sie entsprechend den theoretischen Leitgedanken als Bestimmungsgrund für spekulative Attacken in Betracht kommt. So würde man entsprechend den theoretischen Zusammenhängen beispielsweise die Hypothese aufstellen, daß sowohl das Niveau der Währungsreserven in Relation zu den Importen als auch deren Veränderungsrate vor Währungsturbulenzen niedriger ist als in ruhigen Zeiten.

Tabelle 3
Tests auf unterschiedliches Verhalten makroökonomischer Variablen
vor Turbulenzen und in ruhigen Zeiten

Variablen	erw. Vorz.	t-test	Mann-Whitney
Variablen des Finanzsektors			
Δ Inländische Kredite/BIP	+	2.999 **	5.007 **
Δ Inländische Kredite (privater Sektor)/BIP	+	-2.686	-1.015
Δ Ford. der ZB an Regierung/BIP	+	1.329	7.066 **
Δ Enges Geldaggregat/BIP	+/-	-2.749 **	-1.427
Δ Weites Geldaggregat/BIP	+/-	-1.937 *	-1.225
Geldmarktindikator (enges Aggregat)	+	1.034	2.588 *
Geldmarktindikator (weites Aggregat)	+	1.504	0.591
Währungsreserven/enges Geldaggregat	-	-7.902 **	-13.170 **
Δ Währungsreserven/enges Geldaggregat	-	-4.505 **	-3.044 **
Währungsreserven/weites Geldaggregat	-	-11.820 **	-11.229 **
Δ Währungsreserven/weites Geldaggregat	-	-3.334 **	-5.250 **
Inflationsdifferenz	+	7.867 **	11.970 **
Variablen des außenwirtschaftlichen Sektors			
Realer Wechselkurs (Abweichung vom Trend)	-	-13.809 **	-14.338 **
Δ Realer Wechselkurs	-	-5.688 **	-4.013 **
Leistungsbilanz/BIP	-	-5.835 **	-6.820 **
Handelsbilanz/BIP	-	2.601	1.423
Exporte/Importe	-	1.128	1.188
Δ Exporte	-	-6.654 **	-8.024 **
Δ Importe	+	-1.028	-0.993
Reserven/Importe	-	-8.854 **	-10.822 **
Δ Reserven/Importe	-	-3.585 **	-4.285 **
US Geldmarktzins	+	8,845 **	8,094 **
Variablen des realen Sektors			
Δ Produktionsindex	-	-2.004 *	-3.343 **
Δ Börsenindex	-	-3.452 **	-3.627 **
Δ = Prozentuale Veränderung ggü. dem Vorjahr, t-Test auf gleiche Mittelwerte zweier Stichproben (ungleiche Varianz, Freiheitsgrade nach Methode von Welch); MW = Mann-Whitney Rangsummentest, */** Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 %/1 % und richtiges Vorzeichen.			

Die statistischen Ergebnisse verdeutlichen, daß eine Reihe makroökonomischer Variablen vor Währungsturbulenzen im Durchschnitt ein auffällig anderes Verhalten zeigten als in ruhigen Phasen. Bei den *Variablen des Finanzsektors* weisen die Währungsreserven relativ zu Geldaggregaten sowie deren Veränderungsrate jeweils das erwartete Vorzeichen und ein signifikantes Testergebnis auf. Für eine übermäßig expansive Wirtschaftspolitik sprechen darüber hinaus die Veränderung der inländische Kreditvergabe (relativ zum BIP) und die Infla-

tionsdifferenz, die beide im Vorfeld von spekulativen Attacken überdurchschnittliche Werte haben. Auch die Veränderungen der Forderungen der Währungsbehörde an die Zentralregierung (relativ zum BIP) als Näherungsgröße für die fiskalpolitische Ausrichtung deuten zumindest nach der Mann-Whitney-Teststatistik auf signifikante Unterschiede in den beiden Stichproben hin. Für die Wachstumsraten der Geldaggregate kann hingegen nur mit Hilfe des t-Tests ein signifikantes Testergebnis vor Währungsunruhen ermittelt werden, während der nicht-parametrische Test die Nullhypothese nicht verwerfen kann. Dieses Aggregat zeigt jedoch ein unterproportionales Verhalten vor Devisenmarkturbulenzen. Dies könnte auf eine sinkende Geldnachfrage vor Währungsturbulenzen hindeuten, die möglicherweise ein Spiegelbild der zunehmenden Währungssubstitution in jenen Ländern ist, die unter chronisch instabilen Devisenmärkten leiden. Dagegen geben weder die Veränderung der inländischen Kreditvergabe an den privaten Sektor, noch die aus den Schätzungen ermittelten Indikatoren zum Geldmarkt vor turbulenten Episoden Hinweise auf ein Sonderverhalten.³⁷ Dies läßt sich möglicherweise darauf zurückführen, daß die Geldnachfrage in vielen dieser Länder im Stützzeitraum nicht stabil ist und die zugrundeliegenden Schätzungen mit Hilfsgrößen durchgeführt wurden.³⁸

Die Analyse der *Variablen des außenwirtschaftlichen Sektors* unterstreicht die Bedeutung der Entwicklung der Währungsreserven (hier in Relation zu den Importen) bereits vor Beginn von spekulativen Attacken. Ferner zeigen die Statistiken ein hochsignifikantes Ergebnis bei der Abweichung des realen Wechselkurses vom geschätzten Trendverlauf, was darauf hindeutet, daß sich vor typischen Devisenmarkturbulenzen die Währungsrelationen deutlich von ihren Fundamentalfaktoren entfernt hatten. Die Überbewertung des realen Wechselkurses findet auch in einer unterdurchschnittlichen Exportentwicklung ihren Niederschlag. Hingegen scheinen die Importe vor spekulativen Attacken keiner Sonderentwicklung zu folgen. Darin könnte sich freilich niederschlagen, daß bereits im Vorfeld von Währungsturbulenzen gewöhnlich eine realwirtschaftliche Abschwächung erkennbar ist, so daß hier möglicherweise die über den Wechselkurskanal erwarteten Preiseffekte von Einkommenseffekten überdeckt werden. Diese Mutmaßung wird durch die Ergebnisse der *Variablen des realen Sektors* grundsätzlich gestützt. Hier fällt sowohl das Wachstum des Produktionsindexes als auch die Steigerungen des Börsenindexes niedriger aus als in ruhigen Phasen.

Der von der Importentwicklung ausgehende Effekt scheint so stark zu sein, daß sich auch bei der Handelsbilanz im Mittel über alle Episoden keine auffällig hohen Defizite vor Turbulenzen zeigen. Zur Erklärung des unplausiblen Vorzeichens bei dieser Variablen könnten auch

³⁷ Eine mögliche Erklärung für das umgekehrte Vorzeichen bei der Veränderung der Kredite an den privaten Sektor könnte darin liegen, daß Währungsturbulenzen häufig Banken Krisen vorangehen, die sich sodann in einer unterproportionalen Entwicklung der Kreditaggregate niederschlagen.

³⁸ Vgl. die Hinweise in Kaminsky und Reinhart (1996, S. 12f) und die empirische Evidenz für die Instabilität der Geldnachfrage für einige asiatischen Länder in Dekle und Pradhan (1997).

sogenannte J-Kurven-Effekte beitragen, wonach die Handelsbilanz auf Wechselkursänderungen zwar *langfristig* normal reagiert, *kurz bis mittelfristig* jedoch aufgrund von Anpassungsverzögerungen der Unternehmen bei der Preisgestaltung ein anomales Verhalten aufweist. Demgegenüber sind die Leistungsbilanzdefizite (relativ zum BIP) vor spekulativen Attacken im Durchschnitt höher als in ruhigen Zeiten. Hierrin könnte zum Ausdruck kommen, daß nicht nur die verminderte Wettbewerbsfähigkeit, sondern darüber hinaus auch mit der Höhe der aktuellen externen Schuldenposition verbundene Schuldendienst, der in der Leistungsbilanz verbucht wird, für die Beurteilung der gesamtwirtschaftlichen Situation eines Landes von Bedeutung ist. Darauf deutet ferner hin, daß auch der US-Geldmarktzins vor Turbulenzen in „Emerging Markets“ im Durchschnitt signifikant höher ist. Höhere Zinsen in den Industrieländern enthalten nicht nur Anreize, weniger Kapital in „Emerging Markets“ anzulegen und sogar zu dessen Repatriierung, sondern erhöhen gleichzeitig auch die Schuldenlast des Landes gegenüber dem Ausland, vor allem, wenn wie üblich die Kreditaufnahme in Fremdwährung erfolgt.

Die Ergebnisse von drei Alternativspezifikationen belegen im wesentlichen die Robustheit der präsentierten Ergebnisse (Tabelle 4). Erstens werden die Tests mit einer Frühwarnphase von 18 Monaten wiederholt, um auszuschließen, daß die Ergebnisse hinsichtlich der hier (ad hoc) gewählten Frühwarnphase von 12 Monaten sensitiv reagieren. In einem zweiten Alternativversuch werden mit den gleichen Testverfahren nur die asiatischen Volkswirtschaften untersucht, wofür rund 2500 Beobachtungen je Variable zur Verfügung stehen. Drittens wird die Stichprobe auf die Zeit nach 1985 beschränkt, wodurch sich der ursprüngliche Stichprobenumfang auf etwa 3000 Beobachtungen vermindert.

Bei zahlreichen Variablen sind die Ergebnisse gegenüber allen alternativen Spezifikationen robust: So sind die Bestände an Währungsreserven vor Devisenmarkturbulenzen in jeder Testrechnung geringer als in ruhigen Zeiten, gleichgültig, ob sie in Relation zu Geldaggregaten oder zu den Importen gemessen werden. Auch die Abweichung des realen Wechselkurses vom Trend, die Veränderung des Börsenindex, die Inflationsdifferenz und das Exportwachstum haben in allen Spezifikationen das richtige Vorzeichen und sind hochsignifikant. Vom Mann-Whitney-Test über die asiatische Stichprobe abgesehen, weisen die Statistiken vor Turbulenzen ferner auf eine stärkere Aufwertung des realen Wechselkurses hin. Im Gegensatz dazu sind einige andere Variablen unabhängig von der zugrundeliegenden Stichprobe stets entweder insignifikant oder haben ein Vorzeichen, das zumindest nicht unmittelbar mit der Intuition im Einklang steht. Zu dieser Kategorie gehören das Wachstum der inländischen Kredite an den Privatsektor (relativ zum BIP), das Importwachstum und die Variablen zur Handelsbilanz. Abgesehen von einem einzigen signifikanten Ergebnis kann auch die Nullhypothese, daß sich das Verhalten der Geldmarktindikatoren vor Turbulenzen nicht von ruhigen Zeiten unterscheidet, nicht abgelehnt werden.

Tabelle 4
Univariate Stabilitätstests

Variablen	Vz.	18 Monate		Asien		Post-1985	
		t-Test	MW	t-Test	MW	t-Test	MW
Variablen des Finanzsektors							
Δ Inländische Kredite/BIP	+	1,8 *	4,3 **	1,1	1,1	0,7	3,5 **
Δ Inländische Kredite (privater Sektor)/BIP	+	-2,2	-1,2	-0,8	-0,7	-3,3	-1,5
Δ Ford. der ZB an Regierung/BIP	+	-1,5	7,1 **	4,2 **	5,5 **	-0,7	4,1 **
Δ Enges Geldaggregat/BIP	+/-	2,6 **	1,5	-2,8 **	-2,5 **	2,6 **	0,3
Δ Weites Geldaggregat/BIP	+/-	2,6 **	1,8	-2,7 **	-3,4 **	4,0 **	2,4 *
Geldmarktindikator (enges Aggregat)	+	1,1	3,2 **	0,2	-1,4	-2,3	-0,1
Geldmarktindikator (weites Aggregat)	+	-2,3	-0,5	-0,2	-0,7	-4,4	-3,3
Währungsreserven/enges Geldaggregat	-	-9,0 **	-14,5 **	-11,4 **	-11,4 **	-11,0 **	-9,1 **
Δ Währungsreserven/enges Geldaggregat	-	-2,3 *	-3,6 **	-3,3 **	-4,6 **	0,6	-0,1
Währungsreserven/weites Geldaggregat	-	-11,7 **	-11,8 **	-10,0 **	-9,6 **	-5,6 **	-4,0 **
Δ Währungsreserven/weites Geldaggregat	-	-2,4 **	-4,4 **	-3,3 **	-4,4 **	1,1	-0,4
Inflationsdifferenz	+	9,2 **	13,5 **	2,7 **	2,8 **	6,8 **	9,0 **
Variablen des außenwirtschaftl. Sektors							
Realer Wechselkurs (Abw. vom Trend)	-	-15,2 **	-15,9 **	-11,1 **	-9,6 **	-5,3 **	-5,8 **
Δ Realer Wechselkurs	-	-5,5 **	-4,9 **	-3,4 **	-1,4	-5,0 **	-3,8 **
Leistungsbilanz/BIP	-	-4,9 **	-6,3 **	-5,9 **	-6,4 **	-1,6	-2,4 *
Handelsbilanz/BIP	-	4,5	2,9	-1,0	-1,3	4,6	3,1
Exporte/Importe	-	3,1	0,0	0,6	-1,1	4,0	1,5
Δ Exporte	-	-4,8 **	-6,4 **	-1,8 *	-3,9 **	-4,4 **	-4,7 **
Δ Importe	+	-1,2	-1,0	0,1	-0,9	-2,2	-1,6
Reserven/Importe	-	-9,4 **	-11,9 **	-10,5 **	-9,9 **	-2,0 *	-2,6 **
Δ Reserven/Importe	-	-2,4 **	-3,4 **	-2,8 **	-3,5 **	0,6	0,5
US Geldmarktzins	+	11,0 **	11,2 **	-0,0	-1,7	5,2 **	5,7 **
Variablen des realen Sektors							
Δ Produktionsindex	-	-1,9 *	-3,5 **	-1,1	-1,0	-1,6	-2,5 *
Δ Börsenindex	-	-4,1 **	-3,8 **	-8,0 **	-6,4 **	-3,5 **	-3,6 **

Δ = Prozentuale Veränderung ggü. dem Vorjahr, t-Test auf gleiche Mittelwerte zweier Stichproben (ungleiche Varianz, Freiheitsgrade nach Methode von Welch); MW = Mann-Whitney Rangsummentest, */** Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%/1% und richtiges Vorzeichen.

4.2. Ereignis-Analysen („Event-Studies“)

Diese einfachen Teststatistiken finden eine Verfeinerung in einer graphischen Illustration des durchschnittlichen Verhaltens makroökonomischer Variablen in einem Fenster von 12 Monaten vor Währungsturbulenzen anhand von sogenannten Ereignis-Analysen („Event Studies“). Im Unterschied zu den Studien von Eichengreen et al. (1995) oder Frankel und Rose (1996), die ebenfalls Ereignis-Analysen zur Untersuchung von Währungsturbulenzen heranziehen, wird nachfolgend nicht die gesamte Zeitspanne um ein bestimmtes Ereignis, sondern nur das Verhalten der Variablen vor dem Ereignis untersucht. Obgleich die Analyse univariat bleibt, kann dieser graphische Ansatz zumindest einen intuitiven Eindruck über die charakteristi-

schen Verhaltensmuster ausgewählter makroökonomischer Variablen im Vorfeld von Währungsturbulenzen vermitteln.

Die Schaubilder 2a und 2b setzen sich jeweils aus 12 Abbildungen zusammen. Jede dieser Illustrationen beschreibt den durchschnittlichen Verlauf einer bestimmten makroökonomischen Variablen in den 12 Monaten vor dem Beginn von Währungsturbulenzen. Schaubild 2a veranschaulicht das typische Verhaltensmuster der Variablen des Finanzsektors in diesem Zeitraum; Schaubild 2b faßt die Entwicklungen der Variablen des außenwirtschaftlichen Sektors sowie die realwirtschaftlichen Variablen zusammen. Um in jeder dieser Abbildungen einen Anhaltspunkt darüber zu erhalten, ob eine Variable im Durchschnitt vor Währungsturbulenzen von „der Norm“ abweicht, wird der Mittelwert dieser Variablen in ruhigen Zeiten auf die Nulllinie normiert. Auf der Abszisse sind Perioden von 1 bis 12 abgetragen, wobei 1 den ersten Monat der auf 12 Monate festgelegten Frühwarnphase und 12 den letzten Monat vor Beginn der Turbulenzen darstellt.

Nachfolgendes Beispiel soll dieses Grundkonzept in groben Zügen verdeutlichen: Die linke untere Abbildung in Schaubild 2a veranschaulicht die typische Entwicklung der Währungsreserven in Relation zu einem weiten Geldaggregat in den 12 Monaten vor Währungsturbulenzen. Im Durchschnitt über alle Länder liegt dieser Quotient in ruhigen Zeiten bei 25,8 %, das heißt, daß das weite Geldaggregat in spannungsfreien Phasen durchschnittlich zu einem Viertel durch Währungsreserven gedeckt war. In den 96 Episoden, für die Daten für diese Variable vorliegen, weist diese Größe bereits zu Beginn der Frühwarnphase - also 12 Monate vor Ausbruch der Turbulenzen - im Mittel nur einen Wert von nur 21,4 % auf, der in der Folgezeit beständig weiter absinkt und unmittelbar vor dem Beginn der Episode mit 16,6 % sein Minimum erreicht. Da der Mittelwert der Beobachtungen in ruhigen Zeiten zur Normierung der Ordinate dient, weist die Abbildung Werte zwischen -4,4 und -9,2 aus, die sich jeweils aus der Differenz zwischen dem über alle Episoden errechneten Mittelwert der Variablen des jeweiligen Monats und dem Mittelwert aller Beobachtungen in ruhigen Zeiten errechnen. Die Deckung des weiten Geldaggregats mit Währungsreserven lag also im Durchschnitt über alle Episoden anfänglich um 4,4 bzw. zuletzt um 9,2 Prozentpunkte niedriger als in ruhigen Perioden. Um einen Eindruck von der Zuverlässigkeit des Verhaltens der Variablen vor Währungsturbulenzen zu erhalten, werden darüber hinaus zweiseitige Vertrauensintervalle ausgewiesen.³⁹

³⁹ Diese errechnen sich aus der Summe des Standardfehlers der für einen bestimmten Monat vor den Turbulenzen gesammelten Beobachtungen und des Standardfehlers des Mittelwerts der Variablen in ruhigen Zeiten. Der so ermittelte Wert wurde verdoppelt, um ein 95 %iges Vertrauensintervall zu erhalten. Daß dabei vereinzelt Variablen kein signifikantes Verhalten aufweisen, obwohl sie beim t-Test auf gleiche Mittelwerte signifikant waren, liegt daran, daß bei dem univariaten Testverfahren erheblich mehr Beobachtungen eingingen, da der Mittelwert der Stichprobe über *alle* Monate vor den Turbulenzen berücksichtigt wird, während hier *jeder* Monat getrennt betrachtet wird. Durch die größere Anzahl der Beobachtungen lassen sich in den univariaten Tests die Mittelwerte - statistisch gesehen - erheblich genauer bestimmen. Frankel und Rose (1996) weisen ferner darauf hin, daß eine solche Konstruktion von Konfidenzbändern nicht unbedenklich ist, da Wäh-

Dieses Verfahren wird für die bereits in der univariaten Analyse untersuchten 24 makroökonomischen Größen wiederholt, wobei für fast alle Variablen Daten für mehr als 80 Episoden vorliegen. Im wesentlichen werden dabei die Ergebnisse der univariaten Testverfahren bestätigt. Bei den *Variablen des Finanzsektors* zeigen die Währungsreserven in Relation zu den Geldaggregaten und die Inflationsdifferenz über (fast) den gesamten Frühwarnbereich eine statistisch signifikante Abweichung von der Norm. Bei der Veränderung der Währungsreserven wird ein auffälliges Verhalten erst rund ein halbes Jahr vor Beginn der Turbulenzen sichtbar. Die Währungsreserven nehmen in dieser Zeit jedoch recht gleichmäßig ab, worin eine gewisse Bestätigung zentraler Kerngedanken der Standardmodelle zum Ausdruck kommt, wonach die Währungsreserven bereits im Vorfeld von spekulativen Attacken abnehmen bis sie einen gewissen kritischen Schwellenwert unterschreiten und dann die Währung unmittelbar attackiert wird.

Das Wachstum der inländischen Kredite in Relation zum BIP ist vor Währungsturbulenzen ebenfalls im Mittel höher als in ruhigen Zeiten, wenngleich dabei einschränkend anzumerken ist, daß das Konfidenzband bei der gegebenen Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % die Nulllinie überdeckt, was zu einer eher vorsichtigen Interpretation Anlaß geben sollte. In den letzten Monaten vor Beginn der Turbulenzen wachsen die inländischen Kredite relativ zum BIP im Durchschnitt um über 3 Prozentpunkte stärker als in ruhigen Zeiten. Dies könnte als Indiz dafür gewertet werden, daß entweder die absinkenden Währungsreserven ein Ergebnis einer zu expansiven inländischen Kreditvergabe sind oder der kontraktive Einfluß sinkender Währungsreserven auf die Liquiditätsausstattung nicht zugelassen werden soll und deshalb mittels einer expansiven inländischen Liquiditätspolitik „sterilisiert“ wird. Ferner steigt das Wachstum der Forderungen der Zentralbank an den Staatssektor kurz vor Währungsturbulenzen überdurchschnittlich an. Auch diese Entwicklung unterstützt eine der Grundthesen der Standardmodelle, nämlich daß der typischen spekulativen Attacke eine übermäßig expansive Wirtschaftspolitik vorausgeht, die mitunter durch Geldschöpfung finanziert wird. Die Wachstumsraten der Geldaggregate, das Wachstum der Kreditvergabe an den privaten Sektor und die Indikatoren für den Geldmarkt weisen dagegen in der Frühwarnperiode kein ausgeprägtes Muster auf; die Mittelwerte verlaufen häufig nahe an der Nulllinie, sie überschneiden diese Norm auch gelegentlich und die Konfidenzbänder überdecken die Nulllinie in jedem Fall sehr deutlich, so daß auch dann keine stichhaltigen Ergebnisse zu erwarten sind, wenn man das Sicherheitsniveau verringert.

Währungsturbulenzen möglicherweise nicht unabhängig voneinander sind. Da die den Konfidenzbändern zugrundeliegende Standardfehler für jeden Monat neu berechnet werden und die Anzahl der Beobachtungen nicht für jeden Monat gleich sind, variiert auch die Schwankungsbreite in den einzelnen Bildern geringfügig.

Schaubild 2a

Entwicklung der Variablen des Finanzsektors in den 12 Monaten vor turbulenten Episoden

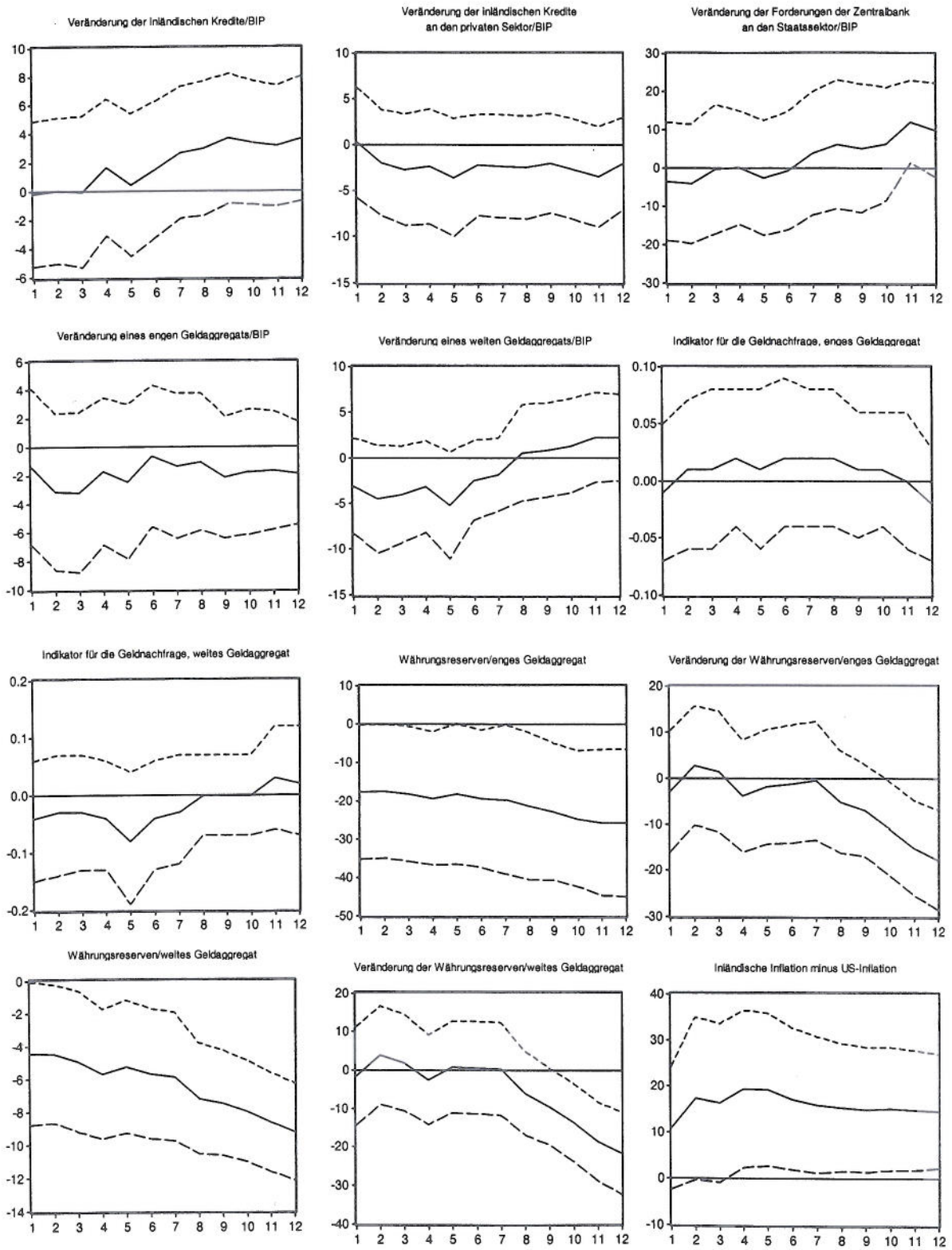
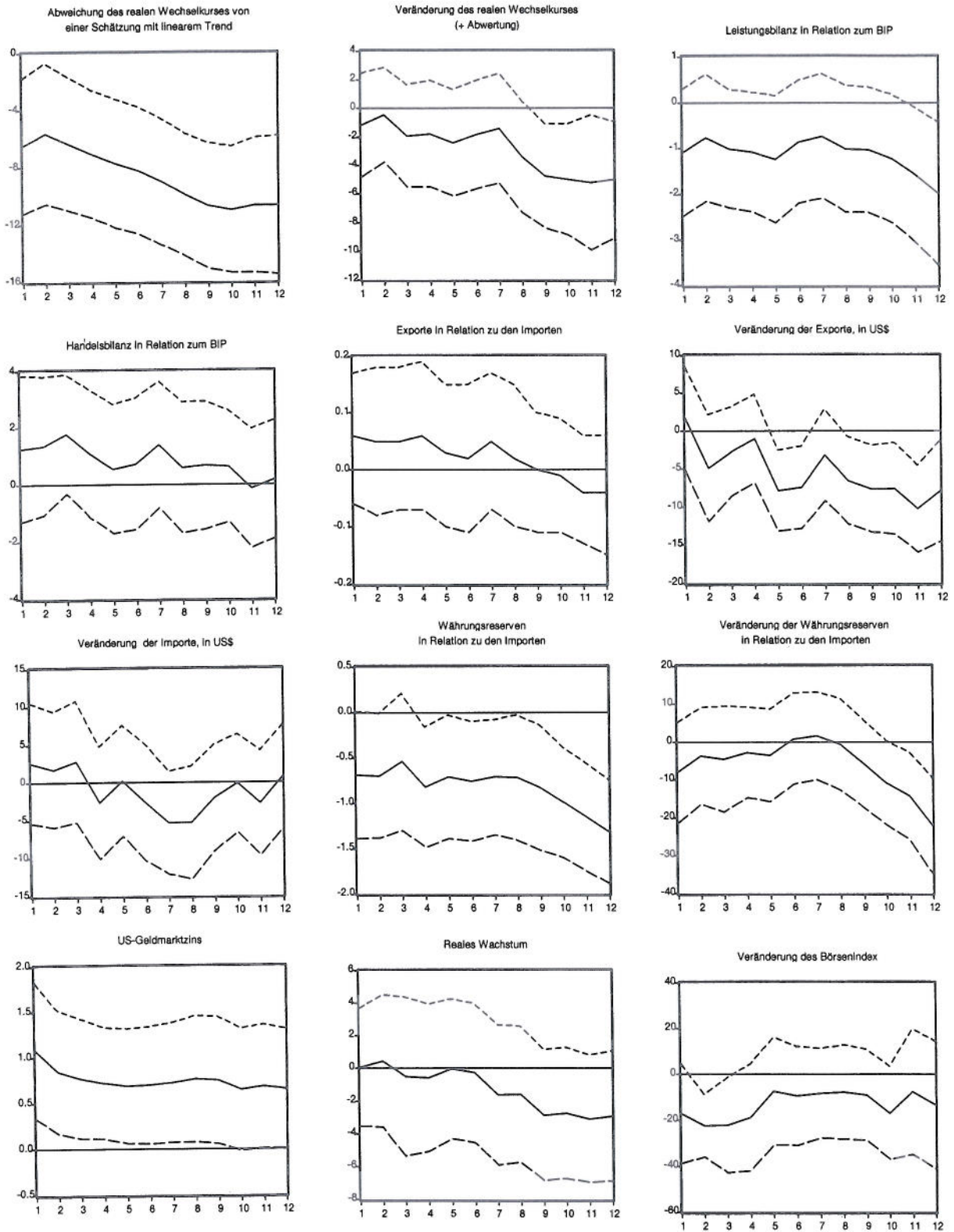


Schaubild 2b

Entwicklung außen- und realwirtschaftlicher Variablen in den 12 Monaten vor turbulenten Episoden



Bei den *Variablen des außenwirtschaftlichen Sektors* bestätigt zunächst das Verhalten der Währungsreserven den bereits oben beschriebenen Verlauf. Darüber hinaus deutet auch das Verhalten des realen Wechselkurses im Vergleich zum Verhalten in ruhigen Zeiten auf eine deutliche Überbewertung vor Währungsturbulenzen über die gesamte Frühwarnphase hin, die sich nach diesem einfachen Konzept kurz vor Ausbruch der Turbulenzen durchschnittlich auf rund 10 % bemißt. Dabei scheint der reale Wechselkurs in den letzten sechs Monaten vor Beginn der Spannungen nochmals einen beachtlichen Anstoß zu erhalten, der dann wohl das Vertrauen in die Entschlußkraft der Regierung zur Verteidigung der Parität endgültig untergräbt.

Diese Aufwertungen schlagen sich in einem unterproportionalen Exportwachstum nieder, das in den letzten Monaten vor Beginn der Turbulenzen im Mittel zwischen 5 und 10 Prozentpunkte niedriger liegt als in ruhigen Zeiten. Das bedeutet freilich nicht, daß die Exporte im Vorfeld von Spannungen an den Devisenmärkten sinken müssen. Während die Exporte aller Länder über den gesamten Untersuchungszeitraum durchschnittlich auf Jahresbasis mit einer Rate von über 13 % wuchsen, sank dieser Anstieg vor Währungsturbulenzen im Durchschnitt auf 3 bis 6 % ab. Bei den Importen zeigt sich hingegen kein gegenläufiges Muster als Konsequenz der realen Aufwertung. Im Mittel ist die Importentwicklung in der Frühwarnphase sogar unterdurchschnittlich, was auch auf die Neigung zu einer realwirtschaftlichen Abschwächung in dieser Zeitspanne zurückgeführt werden kann. Jedenfalls blieb im Durchschnitt das Produktionswachstum unmittelbar vor Währungsturbulenzen um rund 3 Prozentpunkte hinter den üblichen Werten zurück und auch der Börsenindex entwickelte sich nur unterdurchschnittlich. Auch diese *realwirtschaftlichen Faktoren* sollten mit Vorsicht interpretiert werden, da die hier verwendeten Vertrauensintervalle die Nulllinie überlagern.

Die Verlaufsmuster der Handelsbilanzindikatoren bestätigen die Ergebnisse der univariaten Tests, da sie die Diagnose eines Sonderverhaltens in der Frühwarnphase nicht zulassen. Im Gegenteil, die Indikatoren liegen im Durchschnitt zeitweise sogar über der Nulllinie, was eine vergleichsweise bessere Handelsbilanzposition vor Währungsturbulenzen dokumentieren würde. Mit Blick auf die Leistungsbilanz zeigt sich demgegenüber über die gesamte Frühwarnphase im Mittel ein vergleichsweise höheres Defizit im Vorfeld, das kurz vor Beginn der Währungsturbulenzen rund 2 Prozentpunkte höher liegt als in ruhigen Zeiten. Dies unterstreicht den eingangs vorgestellten Argumentationsstrang, daß auch externe Faktoren eine wesentliche Rolle für den Eintritt von Währungsturbulenzen gespielt haben dürften. Jedenfalls liegen die US-Zinsen vor Währungsturbulenzen systematisch signifikant höher. Die damit verbundene höhere Rückzahlungsbelastung zur Befriedigung der externen Gläubiger schlägt sich dann in einem höheren Defizit in der Leistungsbilanz nieder. Die höheren Geldmarktzinsen in den USA können freilich auch Portfolioverschiebungen internationaler Investoren zu Lasten der „Emerging Markets“ ausgelöst haben.

4.3. Signal-Ansatz und „erweiterter“ Signal-Ansatz

4.3.1. Methodologie

In der Tradition der univariaten Erklärungsansätze steht auch der sogenannte „Signal-Ansatz“, der erstmals von Kaminsky et al. (1998) zur Untersuchung von Banken- und Zahlungsbilanzkrisen herangezogen wurde.⁴⁰ Im Rahmen dieser Analyse werden die bisher vorgestellten Methoden dahingehend verfeinert, daß nicht mehr nur das durchschnittliche Verhalten einer Variablen vor *allen* Episoden untersucht wird, sondern vielmehr das Verhalten der potentiellen Frühwarngrößen vor *jeder einzelnen* Episode. Dies vermeidet Fehleinschätzungen, die möglicherweise darauf zurückzuführen sind, daß sich zum Beispiel eine Variable im Gros der Frühwarnphasen völlig normal verhält und nur relativ wenige „Ausreißer“ die statistischen Ergebnisse so stark beeinflussen, daß einfache statistische Tests (irrtümlich) ein signifikantes Sonderverhalten dieser Variablen im Vorfeld von Währungsturbulenzen identifizieren.

Von dem Leitgedanken ausgehend, daß eine Variable mit nützlichen Vorlaufeigenschaften möglichst kontinuierlich vor jeder einzelnen spekulativen Attacke einer auffälligen Entwicklung unterliegt, bedarf es einer empirischen Trennung zwischen einem „normalen“ und einem „anormalen“ Verhalten der untersuchten makroökonomischen Variablen. Dafür muß für jede Variable ein Schwellenwert festgelegt werden. In diesem weiterhin recht einfachen Konzept beschränkt sich somit der Informationsgehalt einer Variablen (zu jedem Zeitpunkt) auf nur zwei mögliche Realisationen: entweder der Wert einer Variablen überschreitet eine bestimmte Schwelle (die noch zu definieren ist) und signalisiert folglich ein anomales Verhalten, oder er bleibt unterhalb des Schwellenwerts und sendet folglich auch kein Signal.

In konsequenter Fortführung der univariaten Analyse wird weiterhin das Verhaltensmuster dieser Variablen in einem Fenster von (a priori) 12 Monaten vor Währungsturbulenzen untersucht.⁴¹ Während eine ideale Indikatorvariable mit Anbruch dieser Frühwarnphase beginnen würde, kontinuierlich Signale bis zum Ausbruch der Turbulenzen zu senden, weisen die Realisationen in der Realität allerdings nicht nur im unmittelbaren Vorfeld von Währungsturbulenzen, sondern bisweilen auch in ruhigen Zeiten ein anomales Verhaltensmuster auf. Dies

⁴⁰ Kaminsky et al. (1998) baut wesentlich auf einer Vorläuferstudie von Kaminsky und Reinhart (1996) auf. Methodologisch hat dieser Ansatz seine Wurzeln in empirischen Studien zur Prognose von Wendepunkten im Konjunkturzyklus, vgl. zum Beispiel Stock und Watson (1989).

⁴¹ Diese Annahme ist freilich nicht ganz unproblematisch, da die Länge dieser Frühwarnzeit nicht bei jeder Episode und bei jeder untersuchten Variablen gleich sein wird. Die Festlegung der Frühwarnzeit ist jedoch immer arbiträr. Kaminsky und Reinhart (1996) sowie Kaminsky et al. (1998) unterstellen eine Frühwarnzeit von 24 Monaten. Die Veränderung der Frühwarnzeit sollte jedoch im Hinblick auf die qualitativen Schlußfolgerungen keinen bedeutenden Einfluß haben. Darauf haben auch die univariaten Tests hingewiesen, die sich gegenüber unterschiedlichen Spezifikationen als robust erwiesen haben. Hinsichtlich der Anzahl der signalisierten Turbulenzen dürfte es sich hierbei eher um eine konservative Vorgehensweise handeln, da zufällige Einflüsse hier nur in 12 Monaten die Chance haben, irrtümlich als korrektes Signal vor Turbulenzen identifiziert zu werden.

hängt zum einen mit dem a priori gewählten Frühwarnfenster zusammen, das nicht immer mit der tatsächlichen Frühwarnphase zusammenfällt. Um darauf zurückzuführende Fehlurteile zu vermeiden, sollten die ermittelten Kennzahlen deshalb stets durch eine graphische Ergebniskontrolle vervollständigt werden. Zum anderen wird neben korrekten Warnungen einerseits gelegentlich auch Fehlalarm ausgelöst, der in keinem sichtbaren Zusammenhang mit Währungskrisen steht; andererseits werden manche Attacken durch die makroökonomischen Variablen überhaupt nicht angezeigt. Dieses einfachen Schema erlaubt somit insgesamt vier Zustände (Tabelle 5):⁴²

Tabelle 5
Schema zur Klassifizierung von Signalen

		Innerhalb von 12 Monaten folgen ...	
		... Währungsturbulenzen	... keine Währungsturbulenzen
Realisation	Signal wird gesendet	A	B
	Kein Signal wird gesendet	C	D

Eine Variable sendet immer dann ein korrektes Signal,

- wenn sie einen bestimmten Schwellenwert überschreitet (Signal sendet) und innerhalb von 12 Monaten Währungsturbulenzen folgen (A), sowie
- wenn sie einen bestimmten Schwellenwert nicht überschreitet (kein Signal sendet) und innerhalb von 12 Monaten keine Währungsturbulenzen folgen (D).

Demgegenüber wird ein Signal als fehlerhaft kategorisiert,

- wenn die Variable einen bestimmten Schwellenwert überschreitet (Signal sendet) und innerhalb von 12 Monaten keine Währungsturbulenzen folgen (B), sowie
- wenn sie einen bestimmten Schwellenwert nicht überschreitet (kein Signal sendet) und innerhalb von 12 Monaten Währungsturbulenzen folgen (C).

Nach diesem System können nun Maße für die Fähigkeit des Indikators, gute Signale zu senden, abgeleitet werden. Als zusammengefaßtes Gütemaß schlagen Kaminsky et al. (1998) den sogenannten „Noise-to-Signal“-Quotienten vor. Dieses Maß ergibt sich aus der empirischen Beantwortung zweier Kernfragen: Erstens, wie viele richtige Warnsignale sendet eine Variable vor Währungsturbulenzen in Relation zur maximal möglichen Anzahl von Warnsignalen

⁴² Vgl. wiederum Kaminsky et al. (1998).

in dieser Periode ($A/A+C$)? Zweitens, wie oft löst die Variable in ruhigen Zeiten einen „Fehlalarm“ aus? Ein Eindruck darüber vermittelt die Relation zwischen der tatsächlichen Anzahl falscher Signale in ruhigen Zeiten und der maximal möglichen Anzahl falscher Signale in ruhigen Zeiten ($B/B+D$). Daraus errechnet sich der „Noise-to-Signal“-Quotient als Verhältnis zwischen diesen beiden Quotienten $[(B/B+D)/(A/A+C)]$. Eine gute Indikatorvariable sollte nun einerseits möglichst selten „Fehlalarm“ auslösen. Dementsprechend sollte der Zähler des „Noise-to-Signal“-Quotienten möglichst klein sein. Andererseits sollte ein zweckmäßiger Indikator in den 12 Monaten vor Währungsturbulenzen möglichst oft Signale senden, was in der Kennziffer in einem möglichst hohen Wert im Nenner zum Ausdruck kommt. Eine Variable vermag also eine fragile gesamtwirtschaftliche Lage im „Emerging Market“ um so eher zu diagnostizieren, je näher der Indikator bei 0 liegt. Unterliegen die Prognosewerte demgegenüber einem reinen Zufallsprozeß, dann liegt der Erwartungswert des Indikators bei 1 und die Frühwarneigenschaften der Variablen sind entsprechend gering. Als Alternative zum „Noise-to-Signal“-Quotienten kann zur Beurteilung der Indikatorgüte auch der sogenannte „Odds-Ratio“ herangezogen werden, der als die Chance interpretiert werden kann, daß eine bestimmte Realisation auch richtig ist. Im „Odds-Ratio“ wird das Produkt der richtigen Signale durch das Produkt der falschen Signale dividiert $[(A*D)/(B*C)]$; bei einer Zufallsvariable, die etwa im gleichen Umfang richtige und falsche Signale senden würde, läge der Erwartungswert des „Odds-Ratio“ also bei eins. Ein „Odds-Ratio“ von zwei bedeutet, daß die Wahrscheinlichkeit, daß sich das Signal als richtig herausstellt, doppelt so hoch eingeschätzt wird wie die Wahrscheinlichkeit, daß es sich als falsch herausstellt.

Schließlich bedarf es noch einer empirischen Konkretisierung des bisher eher plakativ verwendeten Begriffs eines „anormalen Verhaltens einer Variablen“ bzw. der Bestimmung des Schwellenwerts. Zweifelsohne unterliegt eine solche empirische Definition immer einem gewissen Spannungsverhältnis: Einerseits soll möglichst oft vor Währungsturbulenzen ein anomales Verhalten diagnostiziert werden. Setzt man deshalb den Schwellenwert eher niedrig an, dann läuft man freilich Gefahr, gleichzeitig auch relativ häufig in ruhigen Zeiten falschen Alarm auszulösen. Wird der Schwellenwert dagegen eher hoch angesetzt, um andererseits möglichst selten in ruhigen Zeiten unzutreffende Signale zu identifizieren, dann riskiert man, auch vor den meisten turbulenten Episoden kein ungewöhnliches Verhaltensmuster der Variablen zu entdecken.⁴³ Kaminsky et al. (1998) schlagen deshalb folgendes Vorgehen vor: Nachdem für jeden Indikator entsprechend der theoretischen Überlegungen bestimmt wird, auf welcher Seite der Verteilung ein Sonderverhalten vor Währungsturbulenzen sichtbar werden sollte, wird im folgenden Schritt ein länderspezifischer Schwellenwert über den Quantilsrang

⁴³ Grundsätzlich bestünde auch die Möglichkeit, die beiden Fehlerarten - wie in dieser Studie - unterschiedlich zu gewichten. Denkbar wäre zum Beispiel eine Gewichtung entsprechend der gesamtwirtschaftlichen Kosten, die anfallen, wenn tatsächlich aufziehende Währungsturbulenzen nicht identifiziert werden, gegenüber den mit einem Fehlalarm einhergehenden Belastungen. Eine auch nur in Ansätzen zuverlässige Quantifizierung solcher Gewichte ist jedoch schwierig.

der Verteilung der Daten festgelegt. Jene Realisationen, die diesen Schwellenwert überschreiten, werden mit dem Attribut „Signal“ behaftet.⁴⁴ A priori wird das Spektrum der möglichen Quantilsränge in deren Arbeit auf zwischen 10%-20% festgelegt. Im Ergebnis wird also für jedes Land der gleiche Rang des Quantils herangezogen; die daraus abgeleiteten Schwellenwerte unterscheiden sich jedoch von Land zu Land. In einem iterativen Prozeß wird anschließend der „optimale“ Rang des Quantils ermittelt. Als Optimalitätskriterium dient das Minimum des (über alle Länder berechneten) „Noise-to-Signal“-Quotienten, der sich - wie oben definiert - als Verhältnis zwischen schlechten und guten Signalen errechnet.

Ein wichtiger Vorbehalt gegenüber den Ergebnissen ist jedoch bereits hier anzumerken: Sofern sich prekäre Ungleichgewichte über einen gewissen Zeitraum aufbauen und aufrecht erhalten lassen, bevor es zur Attacke gegen die Währung kommt gibt, eröffnen sich für die Behörden auch Reaktionsmöglichkeiten. Erkennt nun die Regierung früh genug die „Zeichen der Zeit“ und nutzt den ihr verbleibenden Spielraum für einen nachhaltigen wirtschaftspolitischen Kurswechsel, dann werden im vorliegenden Verfahren über einen gewissen Zeitraum zwar passende Warnsignale für heraufziehende Währungsturbulenzen identifiziert, die sich nach den wirtschaftspolitischen Korrekturen jedoch als inkorrekt herausstellen (B) und damit die Qualität der Ergebnisse verschlechtern. Eine Berichtigung um diesen Einfluß ist jedoch empirisch nicht zu leisten.

4.3.2. Empirische Ergebnisse

Die 24 eingangs aufgelisteten makroökonomischen Variablen werden nachfolgend einer Analyse nach der Methode von Kaminsky et al. (1998) unterzogen; die dabei berechneten Ergebnisse sind in Tabelle 6 dokumentiert. Das in der zweiten Spalte ausgewiesene Vorzeichen gibt an, welche Seite der Verteilung der Variablen für die Untersuchung von Interesse ist. Ein positives Vorzeichen bedeutet, daß die Beobachtungen am Verteilungsende mit den hohen Werten vor turbulenten Zeiten auftreten sollten. So sollten zum Beispiel beim Wachstum der inländischen Kredite entsprechend des positiven Vorzeichens außergewöhnlich hohe Werte systematisch vor spekulativen Attacken auftreten. Die nachfolgenden Spalten enthalten (1) die Anzahl der Währungsturbulenzen, für die Daten zur Verfügung stehen, (2) den Anteil der Währungsturbulenzen, vor denen der Indikator mindestens ein Signal in der Frühwarnphase sendet, (3) den „Noise-to-Signal“-Quotienten und schließlich (4) in der letzten Spalte den „Odds-Ratio“.

⁴⁴ So ist beispielsweise beim Exportwachstum jenes Verteilungsende zu betrachten, in dem die niedrigen Werte - also besonders niedrige Wachstumsraten - ausgewiesen sind, während umgekehrt beim Importwachstum das Verteilungsende mit den hohen Werten zu untersuchen wäre.

Tabelle 6
Ergebnisse des „Signal-Ansatzes“

Variablen	Vz.	Anzahl der Turb.	Signale vor Turb.	„Noise-to- Signal“	„Odds- Ratio“
Variablen des Finanzsektors					
Δ Inländische Kredite/BIP	+	80	0.638	0.682	1.635
Δ Inländische Kredite (privater Sektor)/BIP	+	83	0.313	0.980	1.024
Δ Ford. der ZB an Regierung/BIP	+	82	0.537	0.807	1.309
Δ Enges Geldaggregat/BIP	+	84	0.417	0.713	1.478
Δ Weites Geldaggregat/BIP	+	83	0.373	0.810	1.266
Δ Enges Geldaggregat/BIP	-	84	0.357	0.851	1.196
Δ Weites Geldaggregat/BIP	-	83	0.373	0.925	1.078
Geldmarktindikator (enges Aggregat)	+	86	0.372	0.603	1.771
Geldmarktindikator (weites Aggregat)	+	86	0.302	0.642	1.648
Währungsreserven/enges Geldaggregat	-	101	0.317	0.545	1.965
Δ Währungsreserven/enges Geldaggregat	-	94	0.372	0.630	1.675
Währungsreserven/weites Geldaggregat	-	101	0.307	0.521	2.070
Δ Währungsreserven/weites Geldaggregat	-	93	0.376	0.663	1.579
Inflationsdifferenz	+	97	0.227	0.730	1.425
Variablen des außenwirtschaftl. Sektors					
Realer Wechselkurs (Abweichung vom Trend)	-	103	0.379	0.279	4.474
Δ Realer Wechselkurs	-	97	0.309	0.593	1.820
Leistungsbilanz/BIP	-	63	0.603	0.454	2.515
Handelsbilanz/BIP	-	89	0.382	0.846	1.205
Exporte/Importe	-	100	0.450	0.642	1.648
Δ Exporte	-	95	0.558	0.535	2.028
Δ Importe	+	96	0.469	0.661	1.601
Reserven/Importe	-	101	0.317	0.545	1.965
Δ Reserven/Importe	-	95	0.453	0.631	1.668
US Geldmarktzins	+	103	0.233	0.597	1.792
Variablen des realen Sektors					
Δ Produktionsindex	-	84	0.357	0.729	1.429
Δ Börsenindex	-	15	0.563	0.739	1.403

Mit Ausnahme des Börsenindex und der Leistungsbilanzposition liegen bei jeder Variablen für mehr als 80 Episoden Daten vor. Der Anteil der Währungsturbulenzen, die zuvor von Signalen angekündigt werden, liegt nur selten über 50 %, und somit deutlich niedriger als in Kaminsky et al. (1998), die (außer bei einer Variablen) in der Mehrzahl der von ihnen identifizierten Währungsturbulenzen vorher mindestens ein Frühwarnsignal erhalten. Daraus sollten jedoch keine voreiligen Rückschlüsse hinsichtlich der Qualität der Ergebnisse gezogen werden: Dieser Effekt resultiert nämlich vor allem daraus, daß das Frühwarnfenster in der vorliegenden Arbeit mit 12 Monaten nur halb so groß ist wie in der genannten Studie. Durch eine Verlängerung der Frühwarnphase würde gleichsam selbst für eine reine Zufallsvariable die Trefferwahrscheinlichkeit erheblich steigen, ohne daß damit ein höherer Erklärungsgehalt verbunden wäre. Darüber hinaus hängt die Anzahl der Treffer auch wesentlich davon ab, bei

welchem Rang des Quantils der „Noise-to-Signal“-Quotient sein Minimum erreicht. Ein höherer Quantilswert korreliert mit einer größeren Anzahl gesendeter Signale, so daß auch damit *ceteris paribus* die Wahrscheinlichkeit steigt, mit einem Signal im Frühwarnfenster zu liegen. So weist zum Beispiel das inländische Kreditwachstum in dieser Spalte nur deshalb einen so hohen Wert aus, weil die Variable bei einem Quantilsrang von 20 % ihren niedrigsten „Noise-to-Signal“-Wert erreicht.

Mehr Aufschluß hinsichtlich der Qualität der Ergebnisse ermöglicht deshalb die Analyse der Gütemaße. Dabei werden in wesentlichen Punkten sowohl die Ergebnisse von Kaminsky et al. (1998) als auch die vorangegangenen Testrechnungen bestätigt. Das mit Abstand beste Signalverhalten zeigt die reale Wechselkursvariable (Abweichung vom Trend). Die Wahrscheinlichkeit, daß sich eine gegebene Realisation später als richtig herausstellt, ist bei dieser Variablen nach dem „Odds-Ratio“ um mehr als vier Mal höher, als daß es sich um ein falsches Signal handelt. Ferner deuten das Exportwachstum, die Leistungsbilanzposition und das Niveau an Währungsreserven auf ein vergleichsweise zuverlässiges Signalverhalten vor Währungsturbulenzen hin. Ihr „Odds-Ratio“ beläuft sich jeweils auf rund 2. Demgegenüber bestätigen auch einige Variablen ihr schlechtes Abschneiden in den vorangegangenen Analyseverfahren. So liegen beim Wachstum der Kredite an den privaten Sektor sowohl der „Noise-to-Signal“-Quotient als auch der „Odds-Ratio“ nahe 1, so daß der Indikator über die Stützperiode keine zuverlässigen Rückschlüsse über die Anfälligkeit eines Landes gegenüber spekulativen Attacken zuläßt; ein Signal kann in diesem Fall etwa mit der gleichen Wahrscheinlichkeit richtig oder auch falsch sein. Auch die Wachstumsraten der Geldaggregate zeigen vor Währungsturbulenzen kein überzeugendes Sonderverhalten, unabhängig davon, welche Seite der Verteilung dieser Variablen wegen der Unbestimmtheit des Vorzeichens untersucht wird. Desgleichen lassen weder das Handelsbilanzdefizit in Relation zum BIP noch das Wachstum der Forderungen der Zentralbank an die Regierung nach diesen Testrechnungen auf brauchbare Frühwarneigenschaften schließen.

Insgesamt gesehen unterliegt die Bestimmung des Schwellenwerts nach dieser Methode einem beachtlichen Nachteil, da der gleiche Rang des Quantils für jedes Land herangezogen wird und folglich der Indikator für jedes Land etwa die gleiche Anzahl an Signalen sendet. Dagegen sollte man erwarten, daß eine geeignete Indikatorvariable um so häufiger einen bestimmten Schwellenwert überschreitet, je öfter das Land in der Vergangenheit Ziel spekulativer Attacken war. Folgten Währungsturbulenzen zum Beispiel systematisch auf eine überbewertete Währung, dann würde man in einem Land, das nur einmal Ziel einer spekulativen Attacke war, auch nur in einem Frühwarnfenster Signale erwarten, die auf diesen Zustand aufmerksam machen. Hatte ein Land hingegen fünfmal Währungsturbulenzen zu bewältigen, dann würde man von einer guten Frühwarnvariablen bei gegebener Länge der Frühwarnphase dementsprechend auch fünfmal häufiger Alarmsignale erwarten. Um diesem Aspekt gerecht zu werden,

wird der Signal-Ansatz im folgenden erweitert, indem der Quantilsrang in einer Alternativüberprüfung als die maximal mögliche Anzahl korrekter Signale vor Währungsturbulenzen (in der Regel 12 je Ereignis) in Relation zur Gesamtzahl der Beobachtungen je Land ermittelt wird („erweiterter“ Signal-Ansatz). Die so berechneten Ergebnisse sind in Tabelle 7 ausgewiesen.⁴⁵

Tabelle 7
Ergebnisse des „erweiterten“ Signal-Ansatzes

Variablen	Vz.	Anzahl der Turb.	Signale vor Turb.	„Noise-to-Signal“	„Odds-Ratio“
Variablen des Finanzsektors					
Δ Inländische Kredite/BIP	+	80	0,625	0,459	2,694
Δ Inländische Kredite (privater Sektor)/BIP	+	83	0,554	0,677	1,627
Δ Ford. der ZB an Regierung/BIP	+	82	0,610	0,492	2,449
Δ Enges Geldaggregat/BIP	+	84	0,560	0,568	2,058
Δ Weites Geldaggregat/BIP	+	83	0,542	0,596	1,926
Δ Enges Geldaggregat/BIP	-	84	0,619	0,528	2,228
Δ Weites Geldaggregat/BIP	-	83	0,506	0,587	1,943
Geldmarktindikator (enges Aggregat)	+	86	0,547	0,491	2,484
Geldmarktindikator (weites Aggregat)	+	86	0,465	0,653	1,704
Währungsreserven/enges Geldaggregat	-	101	0,535	0,381	3,397
Δ Währungsreserven/enges Geldaggregat	-	94	0,670	0,472	2,576
Währungsreserven/weites Geldaggregat	-	101	0,554	0,426	2,926
Δ Währungsreserven/weites Geldaggregat	-	93	0,677	0,470	2,584
Inflationsdifferenz	+	97	0,412	0,529	2,244
Variablen des außenwirtschaftl. Sektors					
Realer Wechselkurs (Abweichung vom Trend)	-	103	0,388	0,159	8,084
Δ Realer Wechselkurs	-	97	0,330	0,416	2,735
Leistungsbilanz/BIP	-	63	0,698	0,310	4,580
Handelsbilanz/BIP	-	89	0,652	0,548	2,147
Exporte/Importe	-	100	0,650	0,505	2,412
Δ Exporte	-	95	0,789	0,452	2,766
Δ Importe	+	96	0,615	0,586	1,998
Reserven/Importe	-	101	0,604	0,415	2,991
Δ Reserven/Importe	-	95	0,758	0,457	2,673
US Geldmarktzins	+	103	0,417	0,468	2,681
Variablen des realen Sektors					
Δ Produktionsindex	-	84	0,643	0,528	2,260
Δ Börsenindex	-	15	0,625	0,598	1,921

Die Anzahl der Währungsturbulenzen, in denen im Frühwarnfenster vor Währungsturbulenzen Alarm ausgelöst wird, erhöht sich dadurch erheblich. Trotz des

⁴⁵ Bei zwei Variablen ließen sich die Testergebnisse ferner dadurch erheblich verbessern, daß jeweils nur ein Teil der aus dem Quantilsrang der Verteilung für jedes Land abgeleiteten Anzahl an Beobachtungen verwendet wurden. Bei der Abweichung des realen Außenwerts vom Trend wurden nur 40 % und bei der Veränderung des realen Wechselkurses nur 50 % der so ermittelten Beobachtungen berücksichtigt.

vergleichsweise kleinen Frühwarnfensters werden nun bei fast allen Variablen in der Mehrzahl vor Währungsturbulenzen Warnsignale ausgesendet. Die Rangfolge im Hinblick der Indikatorqualität der einzelnen Variablen ändert sich - gemessen an den Gütemaßen - dagegen kaum. Das weitaus beste Ergebnis erzielt wiederum der reale Wechselkurs, gefolgt von der Leistungsbilanzposition und dem Bestand an Währungsreserven. Gleichzeitig verbessern sich bei allen Variablen sowohl der „Noise-to-Signal“ als auch der „Odds-Ratio“ und somit auch die Prognoseeigenschaften des Modells. Eine wichtige Einschränkung ist hier jedoch erforderlich, da (reine) Zufallsvariablen nach diesen Anpassungen zwar für die einzelnen Länder, jedoch nicht mehr über die gesamte Stichprobe einen Erwartungswert von Eins haben, was die Interpretierbarkeit der hier ermittelten Gütemaße einerseits erschwert.⁴⁶ Die abhängig von der Anzahl der vergangenen Episoden für jede Variable und jedes Land individuell abgeleiteten Schwellenwerte eignen sich andererseits jedoch besser zur Konstruktion eines zusammengefaßten Indikators zur Identifikation eines simultanen Sonderverhaltens mehrerer Variablen.

4.3.3. Illustration der Prognosefähigkeit

Diese Ergebnisse bieten nun einen geeigneten Ansatzpunkt zur Konstruktion eines einfachen zusammengefaßten Indikators.⁴⁷ Ausgangspunkt dafür sind lange Zeitreihen, die sich quasi als Nebenprodukt des „erweiterten“ Signal-Ansatz für jedes Land (sofern Daten verfügbar waren) ergeben und nur zwei unterschiedliche Realisationen aufweisen: Wenn der Wert der Variablen zu einem bestimmten Zeitpunkt mindestens gleich groß dem „kritischen Schwellenwert“ dieser Variablen in einem Land ist, dann sendet der Indikator ein Signal aus. Formal wird der Beobachtung S_t^j der Wert 1 zugewiesen. Andernfalls erhält die Realisation S_t^j den Wert 0. Da die Berechnungen zum Signal-Ansatz über insgesamt 24 Variablen durchgeführt worden sind, können diese Signale nun über mehrere Variablen aggregiert werden. Um der unterschiedlichen Güte der Variablen Rechnung zu tragen, wird eine Anzahl k geeigneter Variablen bei der Berechnung des Gesamtindikators S_t entsprechend des „Odds-Ratio“ gewichtet (α^j).⁴⁸ Formal läßt sich dieser einfache Aggregationsansatz also folgendermaßen darstellen:

$$S_t = \sum_{j=1}^k \alpha^j S_t^j \quad \text{mit: } \sum_{j=1}^k \alpha^j = 1$$

Wenn zu einem bestimmten Zeitpunkt alle im Gesamtindikator S_t berücksichtigten Variablen Signale aussenden, dann weist der Indikator einen Wert von 1 auf; sofern keine der Variablen

⁴⁶ Testrechnungen deuten vielmehr darauf hin, daß bei einer Zufallsvariablen der Erwartungswert des „Noise-to-Signal“-Quotienten bei etwa 0,8 liegt.

⁴⁷ Siehe hierzu insbesondere Kaminsky (1997), die ein ähnliches Konzept verwendet.

⁴⁸ Kaminsky (1997) diskutiert unterschiedliche Aggregationskonzepte. Der hier verwendete Ansatz könnte demnach noch vertieft werden, indem man zusätzlich das Ausmaß der Über- und Unterschreitung des Schwellenwerts berücksichtigt.

ein Signal aussendet, dann ergibt sich ein Gesamtindikator von 0. Obgleich die so ermittelten „gewichteten Signale“ nicht als *Wahrscheinlichkeiten* interpretiert werden dürfen, können deren Schwankungen zumindest einen Eindruck darüber vermitteln, ob ein Land zu einem bestimmten Zeitpunkt mehr oder weniger anfällig gegenüber spekulativen Attacken ist.

Gewichtige Gründe sprechen jedoch dagegen, bei der Konstruktion des Gesamtindikators alle Variablen einzubeziehen: Ein erstes Problem ergibt sich daraus, daß einige Variablen ein recht hohes Maß an Korrelation aufweisen. So sind beispielsweise jene Variablen, die als Argument das Niveau verfügbarer Währungsreserven enthalten, recht hoch korreliert, unabhängig davon, ob Importe, ein enges oder ein weites Geldaggregat im Nenner als Basis herangezogen werden. Das Gleiche gilt auch für die Veränderungsraten der Währungsreserven. Um zu vermeiden, dasselbe Anzeichen für drohende Währungsturbulenzen mehrfach als Signal zu zählen und damit den Gesamtindikator zu verzerren, wird aus solchen Gruppen jeweils nur eine Variable berücksichtigt. Da der Quotient aus Währungsreserven und dem engen Geldaggregat im „erweiterten“ Signal-Ansatz die besten Ergebnisse in dieser Gruppe erzielte, wird für die weitere Analyse dieser Variablen gegenüber den beiden Alternativabgrenzungen der Vorzug gegeben. Angesichts der unzulänglichen Indikatorqualität der Veränderungsraten unterschiedlich abgegrenzter Geldaggregate und der Variablen zur Handelsbilanz erübrigen sich ähnliche Überlegungen für diese Größen.⁴⁹

Darüber hinaus spricht gegen eine Berücksichtigung möglichst vieler Variablen, daß sich dadurch die Güte des aggregierten Indikators nicht unbedingt verbessert. Für die verbleibenden Variablen wird deshalb eine iterative Vorgehensweise gewählt. Bei der Konstruktion des Gesamtindikators werden sukzessive Variablen entsprechend der Rangfolge ihres Abschneidens im Rahmen des „erweiterten“ Signal-Ansatzes hinzugefügt. Die Güte des jeweils ermittelten Gesamtindikators wird (genauso wie zuvor jede einzelne Variablen) wiederum dahingehend evaluiert, wie oft und mit welcher Qualität vor Währungsturbulenzen Warnsignale gesendet werden. Tatsächlich zeigt sich, daß sich der Anteil der Währungsturbulenzen, denen mindestens ein Alarmsignal voranging, mit zunehmender Anzahl an berücksichtigten Variablen zunächst erhöht, ohne daß die Qualität der Ergebnisse darunter erheblich leidet. Ab einer gewissen Variablenzahl verschlechtert sich jedoch die Qualität der Frühwarnereigenschaften des Gesamtindikators wieder. Die besten Resultate ergeben sich unter Berücksichtigung der folgenden sieben ($k = 7$) Variablen (Gewichte in Klammern):

1. Abweichung des realen Wechselkurses vom Trend (0,30)
2. Leistungsbilanzposition (0,17)
3. Währungsreserven in Relation zu einem engen Geldaggregat (0,13)

⁴⁹ Die nachfolgend berücksichtigten Variablen wurden ebenfalls auf Korreliertheit untersucht, zeichnen sich durch ein recht geringes Maß an Gleichlauf aus.

im Vorfeld der gravierenden Währungskrise Anfang 1982 bereits seit Januar 1979 kontinuierlich Alarmsignale, die nach dem hier verwendeten Verfahren in den ersten beiden Jahren jedoch als „falsch“ klassifiziert werden. Nach der letzten Währungskrise 1984/85 meldete der Indikator nur sehr vereinzelt und in unregelmäßigen Abständen einen „Fehlalarm“. Auch in Indonesien kündigt der Gesamtindikator die beiden gravierenden Währungskrisen in den 80er Jahren sichtbar an und sinkt anschließend wieder schnell unter den Schwellenwert ab. Ein kurzlebiger Fehlalarm wird hier nochmals im Juli und August 1990 ausgelöst.

Tabelle 9
Qualität des Signalverhaltens des zusammengefaßten Indikators

	„Noise-to-Signal“	„Odds-Ratio“
Argentinien	0.162	13.950
Brasilien	0.210	8.766
Indien	0.586	1.891
Indonesien	0.078	36.250
Israel	0.159	17.767
Jordanien	0.173	7.370
Korea	0.000	∞
Malaysia	0.056	34.857
Mexiko	1.039	0.932
Pakistan	0.862	1.221
Peru	1.650	0.500
Philippinen	0.418	3.257
Südafrika	0.234	8.941
Sri Lanka	2.467	0.377
Türkei	0.735	1.995
Uruguay	0.208	46.829
Venezuela	0.270	8.235
Simbabwe	0.362	8.348
Gesamte Stichprobe	0.229	8.048

Demgegenüber schneiden in dieser Tabelle Sri Lanka, Peru und Mexiko am schlechtesten ab. Der „Noise-to-Signal“-Quotient von 2,5 und der „Odds-Ratio“ von 0,4 legt im Falle Sri Lankas nahe, daß die Entwicklung der makroökonomischen Variablen in der Vergangenheit hier kaum Rückschlüsse im Hinblick auf die Anfälligkeit des Landes gegenüber spekulativen Attacken erlaubte. Die gravierende Währungskrise Ende 1977 bleibt vom Gesamtindikator völlig unentdeckt und kurz vor der Attacke im Mai 1989 berührt der Gesamtindikator nur einmal im gesamten Frühwarnfenster den Schwellenwert. Demgegenüber wird in der Zeit zwischen diesen Vorfällen häufig und zum Teil auch nachdrücklich „Fehlalarm“ ausgelöst, so daß die Prognoseeigenschaften des Gesamtindikators für dieses Land als ungenügend einzustufen sind. Mexiko ist hingegen ein gutes Beispiel dafür, daß die Gütemaße beachtlich von der Größe des Frühwarnfensters abhängen können und deshalb eine Beurteilung der Eigenschaften des zusammengefaßten Indikators stets zweistufig erfolgen sollte: Erstens mittels der Gütemaße und zweitens anhand der Abbildungen. Während die Gütemaße nämlich im Falle Mexiko darauf hinweisen, daß der zusammengefaßte Indikator kaum besseren Prognoseeigen-

schaften besitzt als eine reine Zufallsvariable, eröffnet ein Kontrollblick auf den Verlauf des Gesamtindikators, daß zumindest im Vorfeld jeder Währungs*krise* nachhaltige Warnsignale gesendet werden. Bei der Berechnung der Gütemaße fällt hier hingegen besonders ins Gewicht, daß zum einen der zusammengefaßte Indikator im Vorfeld der gravierenden Krisen bereits sehr frühzeitig Warnsignale aussendete, die durch das *a priori* gewählte Fenster von 12 Monaten irrtümlich als „fehlerhafte Signale“ kategorisiert werden. Zum anderen bleibt bei der Berechnung des so konstruierten Gütemaßes unberücksichtigt, daß „nur“ die weniger belastenden spekulativen Attacken nicht entdeckt werden. Jedenfalls drängt sich der visuelle Eindruck auf, daß der Gesamtindikator in Indien und in Pakistan kaum bessere Frühwarn-eigenschaften besitzt als in Mexiko, obgleich hier die Gütemaße auf ein anderes Ergebnis hinweisen.

4.4. Logit Analysen

4.4.1. Methodologie

Die im Rahmen des „erweiterten“ Signal-Ansatzes vorgestellte multivariate Analyse (ohne Berücksichtigung der Korrelationsstrukturen der erklärenden Variablen) findet in diesem Abschnitt ihre logische Fortsetzung in einer Regressionsanalyse. Da das Verhalten makro-ökonomischer Variablen in unterschiedlichen Zuständen - Frühwarnphase versus ruhige Phase - zu analysieren ist und damit quasi qualitative Größen als Auslesekriterium herangezogen werden, bietet sich eine Analyse mit einer binären abhängigen Variablen an. Konkret wird ein multivariates Logit-Modell geschätzt, in dem die Beobachtungen innerhalb der Episode selbst wieder unberücksichtigt bleiben, die unabhängige Variable in der Frühwarnphase den Wert 1 und in den verbleibenden ruhigen Zeiten den Wert 0 erhält.⁵¹ Die binäre abhängige Variable wird also wie folgt spezifiziert:

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{in der Frühwarnphase} \\ 0 & \text{in ruhigen Phasen} \end{cases}$$

mit: $i = 1, \dots, N$; $t = 1, \dots, T$.

Die Schätzung wird mit einem Panel-Daten-Ansatz durchgeführt, d. h. die Zeitreihen aller Länder gehen simultan in die Berechnungen ein. Dabei wird für jedes Land eine Konstante d eingefügt, um länderspezifische Eigenheiten zu erfassen („fixed effects“). Konkret wird folgende Gleichung spezifiziert:

⁵¹ Eine Schätzung eines sog. „linearen Wahrscheinlichkeitsmodells“ mit der Methode der Kleinsten Quadrate wäre problematisch, da in diesem Fall die Störterme nicht normalverteilt sowie heteroskedastisch sind und die Prognosewerte nicht notwendigerweise zwischen 0 und 1 liegen (vgl. z. B. Maddala 1992).

$$Y_{it}^* = \beta' X_{it} + d_i + u_{it}$$

und ferner gilt, daß es in jedem Land einen bestimmten Schwellenwert \ddot{Y}_i gibt, ab dem es als eher anfällig für Währungsturbulenzen beurteilt wird:

$$Y_{it} = \begin{cases} 1 & \text{falls } Y_{it}^* > \ddot{Y}_i \\ 0 & \text{falls } Y_{it}^* \leq \ddot{Y}_i \end{cases}$$

Y_{it}^* repräsentiert in diesem Modell eine latente - also nicht unmittelbar beobachtbare - endogene Variable. Im vorliegenden Fall kommt darin in gewisser Weise die Anfälligkeit des Landes i zum Zeitpunkt t gegenüber Währungsturbulenzen zum Ausdruck. Diese Variable wird durch den (zu schätzenden) Koeffizientenvektor β in Einheit mit den exogenen Variablen X_{it} und die (zu schätzenden) länderspezifischen Konstanten d_i erklärt; u_{it} ist ein logistisch verteilter Störterm mit einem Erwartungswert von Null. Formal kommt die „Neigung“ eines Landes, bei bestimmten makroökonomischen Konstellationen anfällig für spekulative Angriffe zu sein, im Erwartungswert in der latenten Variablen zum Ausdruck, der sich in folgender Gleichung präzisieren läßt:

$$P_{it} = \text{prob}(Y_{it} = 1 | X_{it}, \beta, d_i) = E(Y_{it} | X_{it}, \beta, d_i) = F(\beta' X_{it} + d_i)$$

wobei E der Erwartungsoperator ist. F gibt die zugrundeliegende Verteilungsfunktion wieder. Bei dem hier verwendeten Schätzverfahren wird eine logistische Wahrscheinlichkeitsverteilung unterstellt; die Schätzung selbst erfolgt wie üblich mit der „Maximum Likelihood-Methode“.⁵² Die Verteilungsfunktion dient dabei als Wahrscheinlichkeitstransformation. Aus diesen Überlegungen ergibt sich, daß der zu schätzende Erwartungswert der latenten Variablen wie folgt abgebildet werden kann:

$$P_{it} = \frac{1}{1 + e^{-(\beta' X_{it} + d_i)}}$$

Die zu maximierende Log-Likelihood-Funktion lautet damit:

⁵² Ein solcher Logit-Ansatz erfordert eigentlich eine Schätzung mit der *bedingten* „Maximum Likelihood Methode“ (Chamberlain 1980, Maddala 1987). Baltagi (1995, S. 179) weist jedoch darauf hin, daß die Schätzungen der Parameterwerte (asymptotisch) konsistent sind, wenn, wie in der vorliegenden Studie, für die untersuchten Länder sehr lange Zeitreihen vorliegen. Siehe auch den formalen Nachweis in Chamberlain (1980, S. 227). Alternativ dazu könnte auch ein Probit-Modell mit sogenannten „Random-Effects“ geschätzt werden. Ein solches Verfahren erzeugt aber nur dann unverzerrte Ergebnisse, wenn diese „Random-Effects“ und die exogenen Variablen unkorreliert sind. Demirgüç-Kunt und Detragiache (1998) halten dies in der Praxis jedoch für unwahrscheinlich.

$$\ln L = \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T [Y_{it} \ln P_{it} + (1 - Y_{it}) \ln(1 - P_{it})] .$$

4.4.2. Ergebnisse

Die Wahl der erklärenden Variablen baut zunächst auf dem „erweiterten“ Signal-Ansatz auf. Den Ausgangspunkt der Regressionsanalyse bildet also eine Gruppe aus sieben Variablen, die sich im vorausgegangen Ansatz für die Prognose von Währungsturbulenzen bewährt haben. Dieser verkürzte Variablenkatalog wird anschließend sukzessive um weitere Variablen angereichert und damit die Robustheit der Ergebnisse gegenüber alternativen Spezifikationen überprüft. Nachstehende Tabelle illustriert die Ergebnisse der so durchgeführten Logit-Schätzungen. Um erneut zu unterstreichen, daß die Resultate nicht sehr sensibel auf die Länge der Frühwarnphase reagieren, werden die statistischen Zusammenhänge bei zwei unterschiedlichen Fensterlängen (12 und 18 Monate) untersucht.

Tabelle 10
Logit-Schätzungen I:^{a)}
Alle Länder, unterschiedliche Frühwarnphase, bewährte Variablen

Variablen	erw. Vorj.	12 Monate	18 Monate
Variablen des Finanzsektors			
Δ Inländische Kredite/BIP	+	0,002	0,001
Währungsreserven/enges Geldaggregat	-	-0,003 **	-0,003 **
Variablen des außenwirtschaftlichen Sektors			
Realer Wechselkurs (Abweichung vom Trend)	-	-0,027 **	-0,024 **
Δ Realer Wechselkurs	-	-0,003	-0,003
Leistungsbilanz/BIP	-	-0,061 **	-0,054 **
Δ Exporte	-	-0,016 **	-0,011 **
US Geldmarktzins	+	0,090 **	0,115 **
Mc Faddens R ²		0,188	0,198
Anzahl der Beobachtungen		3956	3956
^{a)} Schätzung mit „fixed effects“. Chile, Kolumbien, Polen, Slowakische Republik, Slowenien, Tschechien und Ungarn werden bei dieser Schätzmethode nicht berücksichtigt. Δ = Prozentuale Veränderung ggü. dem Vorjahr. ** Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1 %.			

Die Testrechnungen bestätigen wiederum wesentliche Ergebnisse vorangegangener Analysen. Da hier ein nicht-lineares Verfahren zur Anwendung kommt, fällt allerdings eine Interpretation der Koeffizienten schwer. Wenngleich das jeweilige Vorzeichen die Wirkungsrichtung der unabhängigen Variablen auf die abhängige Variable korrekt angibt, lassen die Parameterwerte selbst keinen Rückschluß auf die Stärke des Zusammenhangs zu.⁵³ Alle Variablen

⁵³ Der Koeffizient zeigt die Wirkung einer einprozentigen Veränderung der exogenen Variablen auf $\log(P_i/(1-P_i))$. Der Einfluß der exogenen Variablen hängt also auch von der jeweiligen Steigung der kumulativen logistischen Verteilung im Ausgangspunkt ab. Da an den Verteilungsenden die Steigung sehr niedrig ist,

haben die erwarteten Vorzeichen. Signifikante Zusammenhänge lassen sich im Vorfeld von spekulativen Attacken nach diesen Schätzungen vor allem bei fünf Variablen identifizieren. In dieser Frühwarnphase ist der Bestand an ausländischen Währungsreserven auffallend gering, der reale Wechselkurs neigt zur Überbewertung, das Leistungsbilanzdefizit ist übermäßig hoch, das Exportwachstum vermindert sich nachdrücklich und die kurzfristigen Auslandszinsen sind vergleichsweise hoch. Dagegen kann in dieser Spezifikation weder ein signifikanter Einfluß beim Wachstum der inländischen Kredite (in Relation zum BIP) noch bei der Veränderung des realen Wechselkurses bestätigt werden. Die Alternativspezifikation hinsichtlich der Frühwarnphasen führt zu recht ähnlichen Resultaten.⁵⁴

Nachfolgend werden nun einige Größen hinzugefügt. Diese Variablen zeigten einerseits in der univariaten Analyse des „erweiterten“ Signal-Ansatzes zwar noch recht gute Eigenschaften, andererseits blieben sie in der multivariaten Untersuchung dieses Ansatzes unbeachtet, um die Qualität des Gesamtindikators nicht zu schmälern. In dem hier verwendeten multivariaten Logit-Verfahren könnten sich wegen der Beachtung der Korrelationsstrukturen die Ergebnisse jedoch ändern. In der ersten Alternativschätzung (1) werden deshalb sieben weitere Variablen aufgenommen.

In Spalte (1) der Tabelle 11 sind die so ermittelten Schätzergebnisse dargelegt. Signifikanz und Vorzeichen der Variablen aus der vorangegangenen Spezifikation bestätigen sich auch in dieser Schätzung. Darüber hinaus zeigt aus der ersten Variablengruppe nun auch das inländische Kreditwachstum ein statistisch signifikantes Verhalten im Vorfeld von Währungsturbulenzen. Auch einige neu hinzugefügte Variablen erweisen sich als statistisch signifikant: So leisten bei den Variablen des Finanzsektors sowohl das Wachstum der Geldmenge als auch die Inflationsdifferenz einen wichtigen Erklärungsbeitrag. Demgegenüber kann nach diesen Testrechnungen kein nennenswerter Einfluß seitens der Veränderung der Währungsreserven, der Veränderung der Forderungen der Währungsbehörde an die Zentralregierung oder dem geschätzten Geldmarktindikator festgestellt werden. Ein unplausibles Ergebnis fällt bei den Variablen des außenwirtschaftlichen Sektors auf: Für die (relative) Handelsbilanzposition läßt sich zwar ein signifikanter Effekt ermitteln, dieser weist jedoch nicht in die erwartete Richtung. Die in der zweiten Spalte ausgewiesenen Schätzergebnisse ohne diese Variablen bestätigen jedoch, daß von dieser Variablen keine zu starke Wirkung auf die Robustheit der Zusammenhänge ausgeht. Auch die in der dritten Spalte durchgeführten Testrechnungen zeigen, daß

erfordert eine Erhöhung der Wahrscheinlichkeit einen erheblichen stärkeren Impuls als in der Mitte der Verteilung.

⁵⁴ Mc Fadden's R^2 ist definiert als eins minus dem Quotienten aus dem „Log Likelihood“-Wertes des unrestringierten Modells ($\log L_{UR}$) und dem „Log-Likelihood“-Wertes des restringierten Modells ($\log L_R$). L_{UR} ist dabei das Maximum einer Likelihood-Funktion, die bezüglich aller Parameter maximiert wird, während L_R das Maximum einer Likelihood-Funktion nur mit einer Konstanten mißt. Es gilt: $L_R \leq L_{UR}$ und damit auch $0 \leq \text{Mc Fadden's } R^2 \leq 1$; dieses R^2 ist jedoch nicht mit dem üblichen Gütemaß aus dem linearen Regressionsmodell vergleichbar, vgl. Maddala (1992).

die Stabilität der Ergebnisse dadurch nicht beeinträchtigt wird, wenn jene Variablen ausgeschlossen werden, die sich in den vorangegangenen Gleichungen als insignifikant herausstellten.

Tabelle 11
Logit-Schätzungen II:
Alle Länder, zusätzliche Variablen

Variablen	erw. Vorz.	(1) ^{a)}	(2) ^{a)}	(3) ^{a)}	(4)
Variablen des Finanzsektors					
Δ Inländische Kredite/BIP	+	0,009 **	0,009 **	0,007 *	0,004
Δ Ford. der ZB an Regierung/BIP	+	0,002	0,002		
Δ Enges Geldaggregat/BIP	+/-	-0,010 **	-0,010 **	-0,010 **	-0,008 **
Geldmarktindikator (enges Agg.)	+	-0,316	-0,335		
Währungsres./enges Geldaggregat	-	-0,005 **	-0,006 **	-0,005 **	-0,004 **
Δ Währungsres./enges Geldaggregat	-	-0,001	0,000		
Inflationsdifferenz	+	0,013 **	0,015 **	0,011 **	0,008 **
Variablen des außenwirt. Sektors					
Realer Wechselkurs (Abw. vom Trend)	-	-0,040 **	-0,038 **	-0,034 **	-0,025 **
Δ Realer Wechselkurs	-	0,002	0,003		
Exporte/Importe	-	0,734 **			
Leistungsbilanz/BIP	-	-0,094 **	-0,064 **	-0,066 **	-0,038 **
Δ Exporte	-	-0,015 **	-0,014 **	-0,015 **	-0,016 **
US Geldmarktzins	+	0,055 **	0,063 **	0,074 **	0,080 **
Variablen des realen Sektors					
Δ Produktionsindex	-	0,007	0,005		
Mc Faddens R ²		0,218	0,213	0,208	0,088
Anzahl der Beobachtungen		3844	3844	3956	4502
^{a)} Schätzung mit „fixed effects“. Chile, Kolumbien, Polen, Slowakische Republik, Slowenien, Tschechien und Ungarn werden bei dieser Methode nicht berücksichtigt. Δ = Prozentuale Veränderung ggü. dem Vorjahr. */** Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 %/1 %.					

Die vierte Alternativspezifikation wird in Tabelle 11 geschätzt, um die Robustheit der Ergebnisse im Hinblick auf den Stichprobenkreis zu untersuchen. Demirgüc-Kunt und Detragiache (1998) weisen darauf hin, daß die Verwendung von Logit-Schätzungen mit Paneldaten und „fixed effects“ zu einer gewissen Verzerrung der Stichprobe führt, da bei diesem Verfahren jene Länder, in denen für keine Frühwarnphase Daten vorliegen, quasi automatisch aus der „Kontrollstichprobe“ herausfallen. Deshalb werden in Gleichung (4) die Spezifikation aus Gleichung (3) erneut ohne die länderspezifischen Dummies geschätzt. Dadurch erhöht sich die Anzahl der Beobachtungen nochmals um über 10 %. Die statistischen Zusammenhänge erweisen sich auch hier als recht robust. Lediglich beim Wachstum der inländischen Kredite (in Relation zum BIP) läßt sich auf den üblichen Signifikanzniveaus kein statistisch abgesichertes Ergebnis mehr ermitteln.

Ausgehend von Gleichung (3) in Tabelle 11 werden in Tabelle 12 vier weitere Sensitivitätsanalysen durchgeführt: In den ersten beiden Ergebnisspalten wird analysiert, inwieweit regionale Unterschiede die Resultate beeinflussen.⁵⁵ Zu diesem Zweck wird die Gesamtstichprobe in verschiedene Teilstichproben zerlegt, wobei die Robustheit der Zusammenhänge zum einen in den asiatischen Ländern und zum anderen in den lateinamerikanischen Ländern untersucht wird. Schließlich wird der Stützzeitraum auf die Zeit nach 1985 beschränkt, um zu gewährleisten, daß die weitreichenden Liberalisierungsschritte beim internationalen Kapitalverkehr in den 80er Jahren die Stabilität der strukturellen Beziehungen nicht beeinträchtigt haben. Die ökonometrischen Ergebnisse sind freilich mit mehr Vorsicht zu interpretieren, da sich durch die regionalen oder zeitlichen Beschränkungen der Gesamtstichprobe sowohl die Zahl der Freiheitsgrade als auch die darin identifizierten Währungsturbulenzen sichtbar reduzieren.

Tabelle 12
Logit-Schätzungen III:
Stabilitätstests

Variablen	erw. Vorz.	asiatische Länder ^{a)}	lateinamerik. Länder ^{b)c)}	lateinamerik. Länder ^{b)d)}	Periode nach 1985 ^c
Variablen des Finanzsektors					
Δ Inländische Kredite/BIP	+	0,021 **	-0,011 **	-0,005	0,013 **
Δ Enges Geldaggregat/BIP	+/-	0,033 **	-0,015 **	-0,014 **	-0,015 **
Währungsres./enges Geldaggregat	-	-0,049 **	-0,006 **	-0,004 **	-0,009 **
Inflationsdifferenz	+	0,043 **	0,006 **	0,006 **	0,025 **
Variablen des außenwirt. Sektors					
Realer Wechselkurs (Abw. vom Trend)	-	-0,080 **	-0,026 **	-0,023 **	-0,053 **
Leistungsbilanz/BIP	-	-0,122 **	-0,024	-0,031 *	-0,080 **
Δ Exporte	-	-0,021 **	-0,035 **	-0,025 **	-0,005
US Geldmarktzins	+	-0,212 **	0,157 **	0,243 **	0,179 **
Mc Faddens R ²		0,286	0,222	0,223	0,256
Anzahl der Beobachtungen		1876	1152	1152	1811
^{a)} Asien umfaßt Indien, Indonesien, Korea, Malaysia, Pakistan, Philippinen, Sri Lanka und Thailand. ^{b)} Lateinamerika umfaßt hier Argentinien, Brasilien, Mexiko, Uruguay und Venezuela. Für Chile und Kolumbien liegen keine Daten für Frühwarnphasen vor, so daß diese Länder bei diesem Verfahren ausgeschlossen werden. ^{c)} Frühwarnphase 12 Monate. ^{d)} Frühwarnphase 18 Monate. Alle Schätzungen mit „fixed effects“. Δ = Prozentuale Veränderung ggü. dem Vorjahr. */** Signifikant bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10%/1%.					

Die Testrechnungen über die Teilstichproben erhärten erneut die oben präsentierten Ergebnisse. Sie bestätigen die eingangs aufgestellte Hypothese, daß sich wichtige Fundamentalfaktoren im Vorfeld von Währungskrisen anders verhalten als in spannungsfreien Zeiten. Gleichwohl sind einige „Schönheitsfehler“ bemerkenswert: So sind in der über die asiatischen Länder reichenden Teilstichprobe die amerikanischen Geldmarktzinsen zwar signifikant, sie

⁵⁵ Vgl. auch Kaminsky und Reinhart (1998) hinsichtlich regionaler Unterschiede im Verhalten makroökonomischer Größen vor Währungs- und Banken Krisen.

weisen aber nicht das erwartete Vorzeichen aus (Spalte 1).⁵⁶ Zwei Ansatzpunkte zur Erklärung dieses Verhalten sind denkbar: Zum einen umfaßt die Stichprobe mit einigen südasiatischen Ländern gleichsam Volkswirtschaften, in denen der Kapitalverkehr erheblichen Beschränkungen unterliegt (zum Beispiel Pakistan, Indien, Sri Lanka). Dies erklärt freilich nicht die Signifikanz des aufgezeigten Zusammenhangs. Zum anderen könnten gerade für die asiatischen Volkswirtschaften auch die japanischen Zinsen von größerer Bedeutung sein als beispielsweise für die lateinamerikanischen Länder. Alternativrechnungen deuten jedenfalls darauf hin, daß eine Substitution des US-Zinses durch einen kurzfristigen japanischen Zins bei gleichzeitigem Ausschluß der drei erwähnten südasiatischen Volkswirtschaften einen signifikant positiven Effekt der Zinsvariablen aufweist.

Auch die Resultate der zweiten Teilstichprobe, die die lateinamerikanischen Länder umfaßt (Spalte 2), bestätigen einerseits die vorausgegangenen Ergebnisse, andererseits fallen aber auch hier zwei Schwachstellen auf, die nachfolgend kurz diskutiert werden: Erstens weist das Wachstum der inländischen Kredite trotz des anhaltend signifikanten Einflusses nun nicht mehr das erwartete Vorzeichen aus. Zweitens kann in den lateinamerikanischen Ländern für die Leistungsbilanzposition nun kein auffälliges Muster vor Währungsturbulenzen nachgewiesen werden. Es zeigt sich jedoch, daß beide (etwas problematischen) Ergebnisse recht sensibel auf die a priori gesetzte Frühwarnphase reagieren (Spalte 3). Verlängert man diese Zeitspanne vor Währungsturbulenzen von 12 Monaten auf 18 Monate, dann bleibt beim Wachstum der Kredite das Vorzeichen zwar unplausibel, anhand der Teststatistiken kann allerdings auch die Nullhypothese nicht mehr verworfen werden, daß sich der Parameterwert nicht von Null unterscheidet und damit überhaupt kein statistischer Einfluß dieser Variablen vorliegt. Demgegenüber wird für die Leistungsbilanzposition unter dieser Alternativspezifikation nicht nur die üblicherweise erwartete Wirkungsrichtung bestätigt, darüber hinaus stellt sich die Variable nun zumindest bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 10 % auch als signifikant heraus. Alle anderen Variablen bleiben von der Verlängerung der Frühwarnphase unberührt; sie behalten sowohl ihr plausibles Vorzeichen als auch ihre statistische Absicherung.

Die Schätzung der Gleichung über alle Länder und einen Stützzeitraum ab 1985 verdeutlicht (Spalte 4), daß sich - entgegen der bisweilen geäußerten Vermutung - seit Mitte der 80er Jahre durch die fortschreitende Globalisierung der Finanzmärkte die grundlegenden strukturellen Zusammenhänge nicht außerordentlich stark verändert haben. Bei einer unterstellten Frühwarnphase von 12 Monaten findet sich lediglich für den Einfluß des Exportwachstums nun keine empirische Evidenz. Aber auch hier gelingt es, durch die Ausdehnung der Frühwarnphase auf 18 Monate bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % wieder eine statistisch signifikante Beziehung herzustellen.

⁵⁶ Dieses Ergebnis ändert sich auch dann nicht, wenn die Frühwarnphase auf 18 Monate ausgedehnt wird.

Im Ergebnis bestärken also auch die multivariaten Regressionsrechnungen die Vermutung, daß zahlreiche makroökonomische Variablen vor spekulativen Attacken und Währungskrisen ein anderes Verhalten aufweisen als in ruhigen Zeiten. Unabhängig von der zugrundeliegenden Stichprobe zeigt sich, daß vor typischen Währungsepisoden der reale Wechselkurs überbewertet ist, die Währungsreserven sich auf ungewöhnlich niedrigem Niveau bewegen und die Inflationsdifferenz vergleichsweise hoch ist. Darüber hinaus geben die vielfältigen Testrechnungen auch schlüssige Anhaltspunkte darauf, daß hohe Leistungsbilanzdefizite, eine unterdurchschnittliche Exportentwicklung und hohe Weltmarktzinsen die Anfälligkeit der „Emerging Markets“ gegenüber Währungskrisen erhöht. Hinsichtlich der unmittelbaren wirtschaftspolitischen Ausrichtung (zum Beispiel in bezug auf das Wachstum der inländischen Kredite) lassen sich aus der multivariaten Analyse allerdings nur vorsichtige Schlußfolgerungen ziehen, da sowohl das Vorzeichen als auch die Signifikanz der Schätzergebnisse teilweise von der gewählten Spezifikation abhängen.

5. Schlußbetrachtung

Das vorliegende Papier untersuchte die statistischen Eigenschaften eines breiten Spektrums einfach verfügbarer makroökonomischer Variablen auf Basis einer umfassenden und vergleichsweise homogenen Stichprobe von „Emerging Markets“ mit hinlänglich entwickelten inländischen Finanzmärkten im Hinblick auf deren Verhalten vor Währungsturbulenzen. Insgesamt gesehen untermauert die empirische Analyse die eingangs aufgestellte Hypothese, daß spekulative Attacken und Währungskrisen in diesen Ländern gemeinhin keine Zufallsprodukte wankelmütiger Spekulanten waren, die völlig losgelöst von den Fundamentalfaktoren agierten, sondern daß sich vielmehr bereits im Vorfeld häufig recht deutlich makroökonomische Schieflagen abzeichneten. Jedenfalls unterschied sich das Verhalten einer Reihe makroökonomischer Variablen vor Turbulenzen signifikant von ihrem Verhalten in ruhigen Zeiten; ein Gesamtindikator, der aus solchen Variablen konstruiert wurde, liefert recht zuverlässige Ergebnisse: In fast 90 % der Episoden signalisiert der Indikator ein auffälliges Verhalten im Jahr vor den Währungsturbulenzen und in der Mehrzahl der Länder auch mit hinreichender Präzision. Insgesamt dürften gesamtwirtschaftliche Fehlentwicklungen in der Vergangenheit also zumindest eine bedeutende Mitverantwortung für viele Turbulenzen an den Devisenmärkten der „Emerging Markets“ getragen haben.

Im einzelnen kann festgehalten werden, daß jedes der verwendeten statistischen Verfahren gewichtige Belege dafür liefert, daß eine übermäßige reale Aufwertung, niedrige Währungsreserven und ein unterdurchschnittliches Exportwachstum vor Währungsturbulenzen typisch waren. Damit untermauert die Analyse wichtige Resultate früherer Analysen (Frankel und Rose 1996; Kaminsky et al. 1998). In Übereinstimmung mit Frankel und Rose (1996) weisen unterschiedliche Testrechnungen in den meisten Spezifikationen ferner darauf hin, daß auch

die US-Zinsen - und damit Faktoren, die außerhalb des Kontrollbereichs der wirtschaftspolitischen Institutionen in den „Emerging Markets“ liegen - deren Anfälligkeit gegenüber spekulativen Attacken erhöhen können. Sowohl die recht gleichmäßige Verteilung der identifizierten Währungsturbulenzen über die Zeit, als auch das nur mittelmäßige Abschneiden dieser Variablen im „erweiterten“ Signal-Ansatz deuten jedoch darauf hin, daß steigende Auslandszinsen kaum als Auslöser spekulativer Attacken in Betracht kommen, sondern wohl eher nur in solchen Ländern die Spannungen verschärfen, in denen schon anderweitig fundamentale Ungleichgewichte vorliegen, indem sie etwa den Schuldendienst dieser Länder tangieren. Während Frankel und Rose (1996) hinsichtlich der Leistungsbilanzposition keinen signifikanten Zusammenhang feststellen konnten, gelang hier der empirische Nachweis, daß die Defizite in der Leistungsbilanz vor Währungsturbulenzen überproportional hoch waren. Entgegen des recht guten Erklärungsgehalts der Leistungsbilanzposition schneiden die Variablen der Handelsbilanz und auch das Importwachstum relativ schlecht ab. Dagegen spricht nach den meisten Testrechnungen die empirische Evidenz auch für eine relativ hohe Inflationsdifferenz im Vorfeld von spekulativen Attacken. Hier geben jedoch das geringe Maß an Prognosequalität im Rahmen des „Signal-Ansatzes“ Anlaß zur Annahme, daß die statistischen Eigenschaften von einigen „Ausreißern“ beeinflußt sein könnten.

Im Hinblick auf die Geld- und Fiskalpolitik können aus der vorliegenden Untersuchung nur sehr vorsichtige Rückschlüsse gezogen werden: Zwar deuten die univariaten Testverfahren sowohl beim Wachstum der inländischen Kredite, als auch beim Wachstum der Forderungen der Zentralbank an die Regierung (als eine rudimentäre Größe zur Erfassung der Fiskalpolitik) auf signifikant höhere Werte vor Währungsturbulenzen hin und auch die graphischen Ereignis-Analysen weisen auf einen steigenden Trend bei diesen Größen in der Frühwarnphase (wenngleich bei niedrigerem Signifikanzniveau) hin. Dagegen sind diese Variablen im Signal-Ansatz nur noch im Mittelfeld plaziert und zeigen gegenüber einigen alternativen Spezifikationen des multivariaten Logit-Ansatzes ein recht sensibles Verhalten. Bei der Veränderung unterschiedlich abgegrenzter Geldmengenaggregate in Relation zum BIP ist das theoretisch erwartete Vorzeichen nicht eindeutig festgelegt und variiert empirisch auch in Abhängigkeit von der gewählten Abgrenzung der Stichprobe. Hierin könnte auch zum Ausdruck kommen, daß die Währungssubstitution in einigen Regionen stärker ausgeprägt ist als in anderen. Auch erlauben weder das Wachstum der Kredite an den Privatsektor, noch die eigens geschätzten Maßgrößen für eine übermäßige Liquidität Rückschlüsse auf ein Sonderverhalten vor Währungsturbulenzen. Diese Ergebnisse könnten freilich darauf zurückzuführen sein, daß die Geldnachfrage für viele „Emerging Markets“ über den Untersuchungszeitraum nicht stabil war und deshalb der hier gewählte einfache Ansatz unzulänglich ist. Auch bei den hier verwendeten realwirtschaftlichen Determinanten zeigt sich kein eindeutiges Bild.

Trotz des umfangreichen Datensatzes und der Vielzahl der in der vorliegenden Analyse verwendeten Verfahren bieten sich noch vielfältige Ansatzpunkte zur Erweiterung und Präzisierung: So werden bei manchen Variablen mit beachtlichen Prognoseeigenschaften nur recht grobe Approximationen verwendet. Sowohl durch die Verwendung anspruchsvollerer Verfahren zur empirischen Einschätzung der Wechselkursrelationen, als auch die Weiterentwicklung statistischer Methoden zur Bestimmung nachhaltiger Leistungsbilanzdefizite könnten möglicherweise noch bessere Ergebnisse erzielt werden. Einige andere denkbare Einflußfaktoren bleiben in dieser Analyse unberücksichtigt. Zum einen wird aus Gründen mangelnder Datenverfügbarkeit beispielsweise die Schuldenstruktur der „Emerging Markets“ nicht einbezogen. Wenngleich es kaum möglich sein wird, im nachhinein Daten so weit zurück zu generieren, daß sie in eine statistische Überprüfung integriert werden können, sollten dennoch die bereits eingeleiteten Anstrengungen im Hinblick auf eine systematischere Sammlung solcher Daten konsequent fortgesetzt werden, um eine Beurteilung von „Emerging Markets“ hinsichtlich deren Anfälligkeit gegenüber Währungsturbulenzen zukünftig gegebenenfalls qualitativ um derartige Momente anreichern zu können. Zum anderen blieben einige Elemente außen vor, da sie mit erheblichen Definitions- und Abgrenzungsschwierigkeiten behaftet sind. So dürften die politische Stabilität, die Fragilität des inländischen Bankensystems oder Ansteckungseffekte von Währungskrisen Einfluß auf die Anfälligkeit eines Landes gegenüber spekulativen Attacken ausüben. Auch die konsistente Berücksichtigung solcher Faktoren könnte den Erklärungsgehalt der vorgestellten Modellrechnungen erhöhen. Von methodologischer Seite wären zur besseren Absicherung der postulierten Zusammenhänge schließlich noch Prognosen außerhalb der zugrundeliegenden Stichprobe zweckmäßig. Interessant wäre hier vor allem eine Anwendung der Verfahren auf die asiatische Währungskrise, für die bei der Zusammenstellung dieser Stichprobe erst für wenige Beobachtungen der Frühwarnphase Daten zur Verfügung standen.

Literaturverzeichnis

- Agénor, Pierre-Richard; Bhandari, Jagdeep S.; Flood, Robert P. (1992)
Speculative Attacks and Models of Balance of Payments Crisis; in: IMF Staff Papers, Vol. 39, No. 2, S. 357 - 395.
- Baltagi, Badi H. (1995)
Econometric Analysis of Panel Data, Chichester u. a. O.
- Bensaid, Bernard; Jeanne, Olivier (1997)
The Instability of Fixed Exchange Rate Systems when Raising the Nominal Interest Rate is Costly, in: European Economic Review, Vol. 41, S. 1461-1478.
- Blackburn, Keith; Sola, Martin (1993)
Speculative Currency Attacks and Balance of Payments Crises, in: Journal of Economic Surveys, Vol. 7, S. 119-144.
- Blanco, Herminio; Garber, Peter M. (1986)
Recurrent Devaluation and Speculative Attacks on the Mexican Peso, in: Journal of Political Economy, Vol. 94, S. 148-166.
- Calvo, Guillermo A.; Leiderman, Leonardo; Reinhart, Carmen M. (1993)
Capital Inflows and Real Exchange Rate Appreciation in Latin America, in: IMF Staff Papers, Vol. 40, No. 1, S. 108-151.
- Calvo, Guillermo A.; Leiderman, Leonardo; Reinhart, Carmen M. (1996)
Inflows of Capital to Developing Countries in the 1990s, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 10, No. 2, S. 123-139.
- Calvo, Guillermo A.; Mendoza, Enrique (1996)
Mexico's Balance-of-Payments Crisis: A Chronicle of a Death Foretold, in: Journal of International Economics, Vol. 41, S. 235-264.
- Corbo, Vittorio; Fischer, Stanley (1994)
Lessons from the Chilean Stabilization and Recovery, in: B. P. Bosworth et al.: The Chilean Economy: Policy Lessons and Challenges, Washington, D. C., S. 29-80.
- Corbo, Vittorio; Hernández, Leonardo (1993)
Macroeconomic Adjustment to Capital Inflows: Rationale and Some Recent Experiences, in: S. Claessens, S. Gooptu: Portfolio Investment in Developing Countries, World Bank Discussion Paper No. 228, Washington D. C., S. 353-371.
- Corbo, Vittorio; Hernández, Leonardo (1994)
Macroeconomic Adjustment to Capital Inflows: Latin American Style versus East Asian Style, The World Bank, Policy Research Working Paper No. 1377, Washington D. C.
- Chamberlain, Gary (1980)
Analysis of Covariance with Qualitative Data, in: Review of Economic Studies, Vol. 47, S. 225-238.

- Cumby, Robert E.; van Wijnbergen, Sweder (1989)
 Financial Policy and Speculative Runs with a Crawling Peg: Argentina 1979-1981, in: Journal of International Economics, Vol. 27, S. 111-127.
- Dekle, Robert; Pradhan, Mahmood (1997)
 Financial Liberalization and Money Demand in ASEAN Countries: Implications for Monetary Policy, IMF Working Paper 97/36, Washington, D. C.
- Demirgüç-Kunt, Asli; Detragiache, Enrica (1998)
 The Determinants of Banking Crises in Developing and Developed Countries, in: IMF Staff Papers, Vol. 45; No. 1, S. 81-109.
- Deutsche Morgan Grenfell (1997)
 Early Warning Indicators for Financial Crises, Focus Eastern Europe, April 7, Frankfurt am Main, S. 6-9.
- Diehl, Markus; Schweikert, Rainer (1998)
 Currency Crises: Is Asia Different?, Kieler Diskussionsbeiträge No. 309, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Dornbusch, Rüdiger; Goldfajn, Ilan; Valdés, Rodrigo O. (1995)
 Currency Crises and Collapses, in: Brookings Papers on Economic Activity, No. 2, S. 219 - 293.
- Edwards, Sebastian (1993)
 Exchange Rates, Inflation and Disinflation: Latin American Experiences, NBER Working Paper No. 4320, Cambridge.
- Edwards, Sebastian; Steiner, Roberto; Losada, Fernando (1996)
 Capital Inflows, the Real Exchange Rate and the Mexican Crisis of 1994; in: H. Sautter, R. Schinke (eds.): Stabilization and Reform in Latin America: Where Do We Stand?, Frankfurt, Vervuert, S. 69-118.
- Eichengreen, Barry; Rose, Andrew K. (1998)
 Staying Afloat When the Wind Shifts: External Factors and Emerging-Market Banking Crises, CEPR Discussion Paper N. 1828.
- Eichengreen, Barry; Rose, Andrew K.; Wyplosz, Charles (1994)
 Is There a Safe Passage to EMU? Evidence on Capital Controls and Proposal, in: Jeffrey Frankel and Alberto Giovannini (eds.): The Micro-Structure of Foreign Exchange Markets, Chicago.
- Eichengreen, Barry; Rose, Andrew K.; Wyplosz, Charles (1995)
 Exchange Rate Mayhem, The Antecedents and Aftermath of Speculative Attack, in: Economic Policy, Vol. 21, S. 249-312.
- Eichengreen, Barry; Rose, Andrew K.; Wyplosz, Charles (1995)
 Contagious Currency Crises: First Tests, in: Scandinavian Journal of Economics, Vol. 98, No. 4, S. 463-484.

- Eyzaguirre, Nicolás (1993)
 Financial Crisis, Reform and Stabilization: The Chilean Experience, in: Shakil Faruqi: Financial Sector Reforms in Asian and Latin American Countries, Lessons from Comparative Experience, World Bank, EDI Seminar Series, Washington, D. C, S. 127-146.
- Fischer, Bernhard; Schnatz, Bernd (1996)
 Stabilitätspolitische Probleme bei der Integration in die internationalen Finanzmärkte: Mexikos Weg in die Peso-Krise, in: Die Entwicklungsländer im Zeitalter der Globalisierung, Schriften des Vereins für Socialpolitik, Gesellschaft für Wirtschafts- und Sozialwissenschaften, Band 245, S. 13 - 39.
- Flood, Robert P.; Garber, Peter M. (1984)
 Collapsing Exchange-Rate Regimes, Some Linear Examples, in: Journal of International Economics, Vol. 17, S. 1-13.
- Flood, Robert; Marion, Nancy (1998)
 Perspectives on the Recent Currency Crisis Literature, NBER Working Paper No. 6380, Cambridge.
- Frankel, Jeffrey A.; Rose, Andrew K. (1996)
 Currency Crashes in „Emerging Markets“. An Empirical Treatment, in: Journal of International Economics, Vol. 41, S. 351 - 366.
- Funke, Norbert (1996)
 Vulnerability of Fixed Exchange Rate Regimes: The Role of Economic Fundamentals, in: OECD Economic Studies, No. 26, S. 157-176.
- Garber, Peter M.; Svensson, Lars E. O. (1995)
 The Operation and Collapse of Fixed Exchange Rate Regimes, in: G. Grosman, K. Rogoff: Handbook of International Economics, Vol. III., Amsterdam u. a. O., S. 1865-1911.
- Gerlach, Stefan; Smets, Frank (1994)
 Contagious Speculative Attacks, CEPR Discussion Paper No. 1055, London.
- Glick, Reuven; Rose, Andrew K. (1998)
 Contagion and Trade: Why Are Currency Crises Regional?, mimeo.
- Goldberg, Linda S. (1994)
 Predicting Exchange Rate Crises: Mexiko Revisited, in: Journal of International Economics, Vol. 36, S. 413-430.
- Goldfajn, Ilan; Valdés, Rodrigo O. (1997)
 Are Currency Crises Predictable?, IMF Working Paper 97/159, Washington, D. C.
- International Monetary Fund (1998)
 World Economic Outlook, May, Washington, D. C.
- JP Morgan (1998)
 Event Risk Indicator Handbook, Global Foreign Exchange Research: Technical Series, January 29, 2nd ed.

- Kaminsky, Graciela (1997)
 Currency and Banking Crises: A Composite Leading Indicator, Board of Governors of the Federal Reserve System, mimeo.
- Kaminsky, Graciela; Lizondo, Saul; Reinhart, Carmen M. (1998)
 Leading Indicators of Currency Crisis, in: IMF Staff Papers, Vol. 45, No. 1, S. 1-49.
- Kaminsky, Graciela; Reinhart, Carmen M. (1996)
 The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems, mimeo, Board of Governors of the Federal Reserve, September 1996, Washington, D. C.
- Kaminsky, Graciela; Reinhart, Carmen M. (1998)
 Financial Crises in Asia and Latin America: Then and Now, in: American Economic Review, Papers and Proceedings, Vol. 88, No. 2, S. 444-448.
- Krugman, Paul (1979)
 A Model of Balance-of-Payments Crisis, in: Journal of Money, Credit and Banking, Vol. 11, S. 311-325.
- Krugman, Paul (1996)
 Are Currency Crisis Self-Fulfilling?, in: NBER Macroeconomics Annual 1996, S. 345 - 378.
- Langhammer, Rolf J.; Schweikert, Rainer (1995)
 The Mexican Reform Process: Improving Long-Run Perspectives and Mastering Short-Run Turbulences, Kieler Diskussionsbeiträge No. 255, Institut für Weltwirtschaft, Kiel.
- Maddala, G. S. (1987)
 Limited Dependent Variable Models Using Panel Data, in: Journal of Human Resources, Vol. 22, No. 3, S. 307-338.
- Maddala, G. S. (1992)
 Introduction into Econometrics, 2nd ed. New York et al.
- Mathieson, Donald J.; Rojas-Suarez, Liliana (1992)
 Liberalization of the Capital Account: Experiences and Issues, IMF Working Paper, Washington, D. C.
- Moreno, Ramon (1995)
 Macroeconomic Behavior During Periods of Speculative Pressure or Realignments: Evidence from Pacific Basin Economies, in: Economic Review, Federal Reserve Bank of San Francisco, No. 3, S. 3-16.
- Obstfeld, Maurice (1994)
 The Logic of Currency Crisis; in: Cahiers Économiques et Monétaires (Banque de France), Vol. 43, S. 189-213.
- Obstfeld, Maurice (1996)
 Comment; in: NBER Macroeconomics Annual 1996, S. 393-403.

- Obstfeld, Maurice; Rogoff, Kenneth (1995)
The Mirage of Fixed Exchange Rates, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 9, No. 4, S. 73-96.
- Ötoker, Inci; Pazarbasioglu, Ceyla (1994)
Exchange Market Pressures and Speculative Capital Flows in Selected European Countries, IMF Working Paper 94/21, Washington, D. C.
- Ötoker, Inci; Pazarbasioglu, Ceyla (1995)
Speculative Attacks and Currency Crises: The Mexican Experience, IMF Working Paper 95/112, Washington, D. C.
- Reisen, Helmut (1997)
Sustainable and Excessive Current Account Deficits, OECD Technical Paper No. 132, Paris.
- Reisen, Helmut (1998)
Domestic Causes of Currency Crises: Policy Lessons for Crisis Avoidance, OECD Technical Paper No. 136, Paris.
- Sachs, Jeffrey D.; Tornell, Aaron; Velasco, Andrés (1996)
Financial Crises in „Emerging Markets“: The Lessons from 1995, in: Brookings Papers on Economic Activity, No. 1, S. 147-198.
- Schnatz, Bernd (1998)
Kapitalzuflüsse und Stabilisierungspolitiken in ausgewählten „Emerging Markets“; Eine empirische Analyse für Chile, Mexiko und Malaysia, Baden-Baden.
- Stock, James H; Watson, Mark W. (1989)
New Indexes of Coincident and Leading Indicators; in: NBER, Macroeconomics Annual, S. 351- 393.
- Weber, Axel (1998)
Sources of Currency Crises: An Empirical Analysis; Österreichische Nationalbank, Working Paper No. 25, Wien.

Bisher erschienen in der vorliegenden Schriftenreihe:

Mai	1995	Der DM-Umlauf im Ausland	Franz Seitz
Juni	1995	Methodik und Technik der Bestimmung struktureller Budgetdefizite	Gerhard Ziebarth
Juli	1995	Der Informationsgehalt von Derivaten für die Geldpolitik – Implizite Volatilitäten und Wahrscheinlichkeiten	Holger Neuhaus
August	1995	Das Produktionspotential in Ostdeutschland	Thomas Westermann
Februar	1996	Sectoral disaggregation of German M3 *)	Vicky Read
März	1996	Geldmengenaggregate unter Berücksichtigung struktureller Veränderungen an den Finanzmärkten	Michael Scharnagl
März	1996	Der Einfluß der Zinsen auf den privaten Verbrauch in Deutschland	Hermann-Josef Hansen
Mai	1996	Market Reaction to Changes in German Official Interest Rates *)	Daniel C. Hardy
Mai	1996	Die Rolle des Vermögens in der Geldnachfrage	Dieter Gerdesmeier
August	1996	Intergenerative Verteilungseffekte öffentlicher Haushalte – Theoretische Konzepte und empirischer Befund für die Bundesrepublik Deutschland	Stephan Boll

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

August	1996	Der Einfluß des Wechselkurses auf die deutsche Handelsbilanz	Jörg Clostermann
Oktober	1996	Alternative Spezifikationen der deutschen Zinsstrukturkurve und ihr Informations- gehalt hinsichtlich der Inflation	Sebastian T. Schich
November	1996	Die Finanzierungsstruktur der Unternehmen und deren Reaktion auf monetäre Impulse Eine Analyse anhand der Unternehmensbilanzstatistik der Deutschen Bundesbank	Elmar Stöß
Januar	1997	Die Stabilisierungswirkungen von Mindestreserven	Ulrich Bindseil
Juni	1997	Direktinvestitionen und Standort Deutschland	Thomas Jost
Juli	1997	Preisstabilität oder geringe Inflation für Deutschland ? Eine Analyse von Kosten und Nutzen	Karl-Heinz Tödter Gerhard Ziebarth
Oktober	1997	Schätzung der deutschen Zinsstrukturkurve	Sebastian T. Schich
Oktober	1997	Der Zusammenhang zwischen Inflation und Output in Deutschland unter besonderer Berücksichtigung der Inflationserwartungen	Jürgen Reckwerth
Februar	1998	Probleme der Inflationsmessung in Deutschland	Johannes Hoffmann

* Nur in englischer Sprache verfügbar.

März	1998	Intertemporale Effekte einer fiskalischen Konsolidierung in einem RBC-Modell	Günter Coenen
September	1998	Makroökonomische Bestimmungs- gründe von Währungsturbulenzen in „Emerging Markets“	Bernd Schnatz