

# Wechselkursregime und Inflation: Österreich und die Schweiz im Vergleich\*

Erich Spörndli\*\*

## 1. Einleitung

Die Schweizerische Nationalbank hat gegenwärtig keine Veranlassung, an eine baldige Abkehr von ihrer grundsätzlich autonomen Geldpolitik zu denken. Mit Blick auf Europa ist die Frage der Vor- und Nachteile verschiedener Wechselkursregimes aber heute zweifellos aktuell. Die Diskussionen um den «Maastricht»-Vertrag der EG und um die jüngsten Turbulenzen innerhalb des europäischen Währungssystems (EWS) belegen dies. Der vorliegende Aufsatz vergleicht *österreichische* und *schweizerische Erfahrungen* mit unterschiedlichen Wechselkursregimes. Er dürfte damit über die betroffenen Länder hinaus Anhaltspunkte über die Wünschbarkeit fixer bzw. flexibler Wechselkurse für kleine, offene Volkswirtschaften liefern.

Österreich und die Schweiz verfolgten ab 1973 und vor allem seit Beginn der achtziger Jahre unterschiedliche geldpolitische Strategien. Die Schweiz ging nach dem Zusammenbruch des Bretton Woods-Systems fixer Wechselkurse zu einer Geldmengenpolitik über. Österreich richtete sich demgegenüber im Rahmen seiner «Hartwährungspolitik» stark am Wechselkurs der D-Mark aus. In den siebziger Jahren stabilisierte Österreich den Schilling gegenüber einem handelsgewichteten Währungskorb. Gewisse Schwankungen des D-Mark-Kurses waren damit noch möglich. Im Jahre 1981 bekräftigte die Österreichische Nationalbank (ÖNB) ihre Hartwährungspolitik und fixierte den Schilling in einer sehr engen Bandbreite gegenüber der D-Mark.

Die schweizerische Nationalbank (SNB) hielt sich demgegenüber prinzipiell an ihr Konzept eines

«pragmatischen Monetarismus» (Rich/Béguelin [1985]). Sie orientierte ihre Geldpolitik an jährlichen Geldmengenzielen, die zuerst für  $M_1$  und später, ab 1980, für die monetäre Basis, d.h. die Notenbankgeldmenge, festgelegt wurden. Die pragmatische Komponente dieser Strategie bestand und besteht darin, dass die SNB ihre Geldmengenziele kurzfristig nicht stur zu erreichen suchte. Vielmehr bewies sie bei auftretenden Störungen Flexibilität. Insbesondere war sie bei als «exzessiv» eingestuften Wechselkursveränderungen bereit, von ihrem Geldmengenziel kurzfristig abzuweichen, um allzu grosse Schocks auf die reale Wirtschaftsentwicklung zu vermeiden (vgl. Rich [1989 und 1990]). Nach dem extremen Frankenaufwertungsschub im Jahre 1978 verzichtete sie für 1979 sogar völlig auf ein Geldmengenziel und strebte explizit einen D-Mark-Kurs von deutlich über 80 Rappen an.

Die unterschiedlichen geldpolitischen Strategien Österreichs und der Schweiz machen einen Vergleich der erzielten Resultate interessant. Beide Länder sind kleine, offene Volkswirtschaften mit bedeutender Handelsverflechtung zu Deutschland, dessen Währung innerhalb Europas eine wichtige Rolle zukommt. Die Frage, welche der zwei praktizierten Strategien für ein kleines Land unter Stabilitätsgesichtspunkten vorteilhafter erscheint, kann damit anhand der praktischen Erfahrungen zweier Länder in ähnlicher Lage erörtert werden. In der Literatur finden sich hin und wieder Vergleiche zwischen der österreichischen und der schweizerischen Wirtschaftsentwicklung.<sup>1</sup> Explizit oder implizit werfen solche Gegenüberstellungen stets die Frage auf, ob die Schweiz mit einer Bindung an die D-Mark nach österreichischem Rezept bessere stabilitätspolitische Leistungen erreicht hätte als mit ihrer mehr oder weniger autonomen Geldpolitik. Ein neuerer schweizerischer Beitrag zu dieser Diskussion findet sich in einem Gutachten der Hochschule

\* Ich danke Isabelle Hunziker für ihre Mitarbeit an einer früheren, internen Version dieser Studie und Ursina Meier für die Durchführung und Überprüfung zahlreicher empirischer Schätzungen und Tests.

\*\* Bereich Volkswirtschaft der Schweizerischen Nationalbank.

<sup>1</sup> Beispiele sind Breuss [1984] und Genberg [1986], [1990].

St. Gallen.<sup>2</sup> Dessen Autoren kamen, allerdings ohne einen vertieften Vergleich zwischen Österreich und der Schweiz anzustellen, unter anderem zu folgendem Schluss:

«In der schweizerischen Diskussion wird eine explizite Wechselkursorientierung der Geldpolitik meistens mit dem Hinweis auf die Erfahrung der siebziger Jahre ohne nähere Erörterung auf die Seite geschoben. Dies ist aufgrund der Erfahrungen der achtziger Jahre nicht ohne weiteres zulässig. *Wie Tabelle 1 ausweist, hätte eine Bindung an die bundesdeutschen Erfahrungen<sup>3</sup> bessere Ergebnisse gebracht.*<sup>4</sup> Länder, die sich entschieden den Stabilitätsanforderungen der deutschen Währung unterwarfen, weisen bessere Inflationserfahrungen auf als die Schweiz.»<sup>5</sup>

Die erwähnte Tabelle enthält Kennziffern zur Inflations-, Wechselkurs- und Zinsentwicklung in der Schweiz, in Deutschland und in Österreich. Die Angaben zur Inflationsentwicklung sind hier in Tabelle 1 wiedergegeben.

Aus der Übersicht geht hervor, dass die schweizerische Inflationsrate mit 3,5% im Durchschnitt der ganzen achtziger Jahre leicht über der deutschen (2,8%) und geringfügig unter der österreichischen

**Tabelle 1  
Inflationsraten in der Schweiz, Deutschland und Österreich**

(Jahresteuerraten gemäss Konsumentenpreisindizes; Durchschnitt aus Monatswerten; in Klammern: Standardabweichung)

	Schweiz	Deutschland	Österreich
1980 - 1990	3,47 (1,8)	2,84 (2,0)	3,82 (2,0)
1980 - 1984	4,42 (1,6)	4,45 (1,5)	5,52 (1,3)
1985 - 1990	2,68 (1,6)	1,50 (1,3)	2,22 (0,8)

(3,8%) lag. Betrachtet man jedoch nur die Unterperiode 1985–1990, so ändert sich dieses Bild. Die schweizerische Inflationsrate übertraf sowohl die deutsche als auch die österreichische Teuerung. Auf dieses letzte Ergebnis stützt sich offenbar das Zitat aus dem Gutachten. Es geht dabei implizit von der Annahme aus, dass die Kaufkraftparitätentheorie kurzfristig und präzise gilt. Es wird mit anderen Worten postuliert, der internationale Preiszusammenhang führe bei fixen Wechselkursen dazu, dass ein kleines Land wie Österreich oder die Schweiz quasi automatisch die Inflationsraten eines grossen Partnerlandes übernehmen kann.

Hätte also eine Bindung des Schweizer Frankens an die D-Mark der Schweiz in den achtziger Jahren «deutsche» Inflationsraten – oder jedenfalls ein deutlich besseres Resultat als eine durchschnittliche Teuerung von 3,5% – gebracht? Ob bei fixen Wechselkursen tatsächlich ein sehr enger internationaler Preiszusammenhang besteht, soll in der vorliegenden Arbeit untersucht werden. Zu diesem Zweck werden die nach Störungen der Kaufkraftparität ablaufenden Anpassungsprozesse in Österreich und der Schweiz mittels Preis- und Wechselkursanpassungsgleichungen analysiert. Die Arbeit beschäftigt sich somit nur mit *einem* Aspekt der Frage nach dem optimalen Wechselkursregime für die Schweiz. Für ein Gesamturteil über die Vor- und Nachteile einer Wechselkursfixierung wären neben den möglichen Folgen für die Preisentwicklung auch die Auswirkungen auf andere Zielgrössen wie etwa das reale Wirtschaftswachstum zu untersuchen.

In Abschnitt 2 dieses Aufsatzes wird die Kaufkraftparitätentheorie kurz erläutert. Anschliessend werden die unterschiedlichen Anpassungs-

<sup>2</sup> Prof. Heinz Hauser und Stephan Ziegler erstellten im Jahre 1990 eine Studie für die Kommission für Konjunkturfragen unter dem Titel «Integration der europäischen Kapitalmärkte: Konsequenzen für die schweizerische Geldpolitik». Eine Kurzfassung erschien als 330. Mitteilung der Kommission für Konjunkturfragen (Hauser/Ziegler [1991]).

<sup>3</sup> Gemeint ist offensichtlich eine Wechselkursbindung an die deutsche Währung.

<sup>4</sup> Im Original nicht kursiv.

<sup>5</sup> Hauser/Ziegler (1991), S. 11.

mechanismen bei fixen bzw. flexiblen Wechselkursen betrachtet. Abschnitt 3 enthält einen Überblick über die Preis- und D-Mark-Kursentwicklung in Österreich und der Schweiz. In den Abschnitten 4 (Kointegrationsregressionen und -tests) und 5 (Fehlerkorrekturmodelle der kurzfristigen Preis- bzw. Wechselkursanpassung) wird die Kaufkraftparitätentheorie ökonomisch untersucht.<sup>6</sup> In Abschnitt 6 finden sich eine Zusammenfassung der Resultate sowie die Schlussfolgerungen, die sich daraus bezüglich der Wahl des Wechselkursregimes ziehen lassen.

## 2. Bemerkungen zur Kaufkraftparitätentheorie

### 2.1 Zum Begriff der Kaufkraftparitätentheorie<sup>7</sup>

Der Begriff der Kaufkraftparität (KKP) wird in der Literatur unterschiedlich interpretiert. Von der «absoluten» KKP-Theorie ist oft die Rede, wenn die Preise international gehandelter Güter miteinander verglichen werden. Diese absolute KKP – die manchmal und zutreffender als «law of one price» bezeichnet wird – ist eine reine Arbitragebeziehung. Wenn sich die verwendeten Preisniveaus in

$$[2.1] \quad p_t = p_t^* + e_t$$

mit  $p_t$ : Preisniveau in Inlandwährung  
 $p_t^*$ : Preisniveau in Auslandwährung  
 $e_t$ : Wechselkurs, d.h. Preis der ausländischen Währung in inländischer Währung (alle Grössen in Logarithmen,  $t$ : Zeitindex)

auf einen gleichartigen Warenkorb international gehandelter Güter beziehen und weder Transportkosten noch sonstige Konkurrenz- und Handelshemmnisse bestehen, sollten Arbitrageoperationen dazu führen, dass Abweichungen von [2.1] jeweils rasch korrigiert werden. Die Möglichkeit der Güterarbitrage ist zwar ein Übertragungskanal, mit dem auch die breiter definierte KKP-Theorie rechnet. Diese macht aber Aussagen, die über die recht triviale Arbitragebedingung hinausgehen und die gesamten Preisniveaus der verglichenen Länder betreffen, also den Warenkorb gehandelter und heimischer Güter zusammen.

In ihrer klassischen Form besagt diese breiter definierte, auch relative KKP-Theorie genannte Beziehung, stark unterschiedliche Inflationsverläufe zweier Länder sollten tendenziell durch den Wechselkurs kompensiert werden. Dies kann durch die Gleichung für das Inlandpreisniveau

$$[2.2] \quad p_t = \theta + p_t^* + e_t$$

oder als Gleichung für den Wechselkurs

$$[2.3] \quad e_t = (p_t - p_t^*) - \theta$$

ausgedrückt werden. In beiden Gleichungen beziehen sich die Preisindizes auf Warenkörbe, die neben international gehandelten auch nicht gehandelte und nicht handelbare Güter und Dienstleistungen enthalten. Diese Form der KKP beruht im wesentlichen auf quantitätstheoretischen Überlegungen. Sie sollte entsprechend dann gelten, wenn hinter unterschiedlichen Inflationsraten – oder hinter Wechselkursschocks bei gleichen Inflationsraten – monetäre Ursachen stehen. Falls die Quantitätstheorie in beiden betrachteten Ländern gilt, ist Geld langfristig neutral, d.h., nach einer monetären Störung ändern sich die relativen Preise innerhalb eines Landes nicht dauerhaft. Alle realen Grössen werden deshalb durch Geldangebots- oder Geldnachfrageschocks langfristig nicht beeinflusst. Dies gilt auch für den realen Wechselkurs,

$$[2.4] \quad e_t - (p_t - p_t^*) = -\theta,$$

<sup>6</sup> Für das Ausland existieren zahlreiche Untersuchungen zur Kaufkraftparitätentheorie. (Vgl. die in Ardeni/Lubian [1991] und Johnson [1990] genannten Studien.) Die Resultate sind uneinheitlich. Wo über kürzere Zeiträume von zwanzig bis dreissig Jahren geschätzt wurde, kamen besonders viele Studien zu negativen Ergebnissen. So fanden z.B. weder Ardeni/Lubian [1991] noch Mark [1990] Hinweise für die Gültigkeit der Kaufkraftparitätentheorie. Andererseits ergaben sich bei Johnson [1990] auch über verhältnismässig kurze Zeiträume deutliche Tendenzen zur Korrektur von Störungen der Kaufkraftparität zwischen Kanada und den USA. In einer Studie für den Zeitraum 1973–1988 konnten Fisher/Park [1991] eine weichere Form der Kaufkraftparitätentheorie – es wird keine vollständige langfristige Anpassung gefordert – in verschiedenen Fällen nicht verwerfen. Nach ihren Ergebnissen bestand unter anderem für das Länderpaar Deutschland/Schweiz Kointegration zwischen Wechselkurs und Konsumentenpreisniveaus.

<sup>7</sup> Vgl. den Übersichtsartikel Dornbusch [1987].

der nach monetär bedingten Störungen wieder zu seinem Gleichgewichtswert  $-\theta$  zurücktendieren muss. Mit [2.2] und [2.3] ist schon angedeutet, dass die KKP-Theorie im Prinzip nichts über die Kausalität des Anpassungsprozesses zur längerfristigen Wiederherstellung der Parität aussagt. Sie kann durch eine Anpassung des Wechselkurses als Reaktion auf veränderte relative Inland- und Auslandpreinsniveaus erfolgen. Sie kann aber im Anschluss an einen monetären Schock im einen Land auch durch Preisniveauveränderungen eintreten. In einem Regime völlig fixer Wechselkurse ist dies sogar die einzige Anpassungsmöglichkeit, während bei flexiblen oder veränderbaren Wechselkursen auch kombinierte Wechselkurs- und Preisanpassungsreaktionen denkbar sind.

Die KKP gilt prinzipiell nur bei langfristig neutralem Geld und nur bezüglich monetärer Störungen. Dies bedeutet, dass Abweichungen von der relativen KKP-Beziehung vorkommen können, wenn im betrachteten Zeitraum reale Faktoren auf den realen Wechselkurs einwirken. Die Gründe für temporäre oder dauerhafte reale Wechselkursveränderungen können beispielsweise bei unterschiedlichen Produktivitätsfortschritten der verglichenen Länder oder bei Präferenzverschiebungen der Konsumenten liegen. Die Möglichkeit realer Wechselkursverschiebungen erschwert die empirische Überprüfbarkeit der KKP-Theorie. Wenn  $\theta$  im Zeitablauf nicht konstant ist, erlaubt der einfache Vergleich von Wechselkurs- und Preisniveaudaten keine verlässlichen Aussagen über die Gültigkeit der breiter definierten, «klassischen» KKP-Theorie.

## **2.2 Anpassungsmechanismen bei fixen und flexiblen Wechselkursen**

In diesem Abschnitt wird angenommen, dass die relative KKP gilt. Welche Mechanismen führen nach einer Störung tendenziell zur KKP zurück? Die Frage ist angesichts der Fülle theoretischer Modelle über internationale Wirkungskanäle schwierig zu beantworten. Im folgenden werden anhand einfacher Modelle einige mögliche Abläufe skizziert. Im Fall fixer Wechselkurse werden zwei Störungen, ein monetärer und ein realer Schock, die zu Preissteigerungen führen, be-

trachtet. Anschliessend wird ein möglicher Anpassungsprozess an eine monetäre Störung bei flexiblen Wechselkursen beschrieben. Ausgangspunkt ist stets ein Länderpaar, das den empirischen Vergleichen in dieser Arbeit entspricht. Einem grossen Land (Deutschland) wird in den Beispielen eine kleine Volkswirtschaft (Österreich, Schweiz) gegenübergestellt.

Bei völlig *fixen Wechselkursen* erfolgt die Wiederannäherung an die KKP-Relation nach einer monetären Störung zwangsläufig über eine Anpassung der relativen Preisniveaus. Ein *monetär bedingter Preisschub im grossen Land* wird im kleinen Partnerland Anpassungen bewirken, die kaum oder nur beschränkt auf das grosse Land zurückwirken. Verzeichnet Deutschland einen solchen Teuerungsschub, so wird dies in Partnerländern wie Österreich, die den Wechselkurs fixieren, über drei Kanäle ebenfalls zu Preiserhöhungen führen. Erstens wird die Güterarbitrage bei gehandelten Gütern die Importpreise und damit das Konsumentenpreinsniveau in Österreich direkt erhöhen. Zweitens wird die vorübergehend verbesserte preisliche Konkurrenzfähigkeit Österreichs zu einer Verbesserung der Ertragsbilanz und einem entsprechenden Zufluss an D-Mark führen. Um zu verhindern, dass der Wechselkurs der D-Mark fällt, muss die ÖNB D-Mark gegen Schilling kaufen. Sie muss also die inländische Geldmenge ausweiten. Dieser Effekt wird durch einen dritten Wirkungskanal verstärkt und möglicherweise dominiert. Eine expansive deutsche Geldpolitik führt in einer ersten Phase zu einem Rückgang der deutschen Zinssätze. Die dadurch entstehende Zinsdifferenz gegenüber Österreich schafft einen Anreiz zur Verschiebung kurzfristigen Kapitals nach Österreich. Dies erzeugt einen weiteren Abwertungsdruck auf die D-Mark, dem die ÖNB durch eine Geldmengenausweitung entgegenwirken muss. Die durch Kapitalströme und Ertragsbilanzverbesserung ausgelöste Geldmengenausweitung hat in Österreich auch eine Erhöhung der Nachfrage nach heimischen Gütern und eine Preissteigerung zur Folge. Unter festen Wechselkursen sollte aufgrund des skizzierten Anpassungsmechanismus eine starke Tendenz hin zur KKP herrschen, *sofern* monetäre Störungen im grossen Land die dominierende Ursache für Störungen der KKP-Relation sind.

Vom kleinen Land können, wenn es den Wechselkurs fixiert, keine monetären Störungen der KKP ausgehen. So müssen Zinsänderungen, die sich bei Schwankungen der österreichischen Geldnachfrage resultieren, durch die ÖNB umgehend korrigiert werden. Sinkt wegen verringerter Geldnachfrage das Zinsniveau in Österreich, so bewirkt dies Kapitalexporte nach Deutschland. Die damit verbundenen D-Mark-Käufe drücken auf den Wechselkurs des österreichischen Schillings. Um dies zu verhindern, muss die ÖNB die ursprüngliche Zinssenkung umgehend rückgängig machen, indem sie ihr Geldangebot der gesunkenen Geldnachfrage entsprechend verringert.

Nach einem *realen Schock im grossen Land*, der Preissteigerungen nach sich zieht, wären bei *fixem Wechselkurs* etwa folgende Anpassungsvorgänge zu erwarten. Beispiele für solche Schocks wären etwa der Übergang zu einer expansiven staatlichen Finanzpolitik oder – angebotsseitig – ein Lohnschub. Störungen dieser Art würden in Deutschland bei unverändertem Geldangebot zu Zinssteigerungen führen. Dadurch würde eine Tendenz zu Kapitalabflüssen aus Österreich und zur Abwertung des Schillings ausgelöst. Die ÖNB wäre gezwungen, den Schilling-Kurs durch eine restriktive Politik zu stützen. Als kurzfristige Wirkung eines preissteigernden realen Schocks in Deutschland ist daher – neben der Verteuerung der aus Deutschland importierten Güter – ein Zinsanstieg in Österreich zu erwarten. Er dämpft tendenziell die Konjunktur und drückt – mit Verzögerung – auf das Preisniveau in Österreich. Auf längere Sicht verbessert dies jedoch die Konkurrenzfähigkeit der österreichischen Wirtschaft und damit die Ertragsbilanz. Dadurch entsteht wie im zuerst besprochenen Beispiel schliesslich wieder eine Geldmengenexpansion und ein Preisauftrieb. Anders als im Falle eines rein monetären Schocks braucht der Anpassungsmechanismus hier aber nicht zu einer völligen Wiederherstellung der KKP zu führen. Die KKP würde nur dann wieder genau erreicht, wenn der reale Schock in Deutschland keinerlei dauerhaften realen Wirkungen auf die deutsche Wirtschaft hervorriefe.

Bei einem *Regime flexibler Wechselkurse* sind gegenüber dem Fixkurs-Fall erhebliche Unter-

schiede in den Anpassungsprozessen zu erwarten. Der Wechselkurs kann sich an geänderte Gegebenheiten im Ausland anpassen; die inländische Geldmenge im kleinen Land – in der Schweiz – kann prinzipiell so gesteuert werden, dass der Trend des inländischen Preisniveaus von ausländischen monetären Schocks unbeeinflusst bleibt. Die Wiederannäherung an die KKP sollte bei flexiblen Wechselkursen grundsätzlich über die Wechselkursveränderung erfolgen. Schwierigkeiten ergeben sich bei der konkreten Vorhersage von Anpassungsmechanismen allerdings aus der Fülle theoretisch möglicher Anpassungspfade von Wechselkurs und inländischem Preisniveau. Beide Grössen können, unter Umständen in einem komplizierten dynamischen Zusammenspiel, vorübergehend einen Teil der Anpassung tragen, während dafür bei fixem Wechselkurs nur das Preisniveau zur Verfügung steht.

Eine *expansive Geldpolitik* im grossen Land – Deutschland – sollte beispielsweise bei frei schwankendem Wechselkurs zuerst eine rasche Aufwertung des Schweizer Frankens bewirken. Tiefere deutsche Zinssätze lösen eine Nachfrage nach Franken aus, die bei kurzfristig unveränderter Ertragsbilanz nur bei einem höheren Frankenkurs befriedigt werden kann. Die schweizerische Teuerung sinkt, da der stärkere Franken die Importpreise senkt. Die schweizerische Wirtschaft verliert infolge der Aufwertung an preislicher Konkurrenzfähigkeit, und die Ertragsbilanz beginnt sich zu verschlechtern. Schwächere Exporte drücken auf das reale Sozialprodukt und auf das Preisniveau. Die Geldnachfrage sinkt und die Zinssätze gehen zurück. Die Zinsdifferenz gegenüber Deutschland nimmt ab. Dies um so mehr, als die deutschen Zinssätze nach einem anfänglichen Rückgang ansteigen, weil das steigende deutsche Preisniveau die Geldnachfrage erhöht. Der Frankenkurs schwächt sich mit abnehmender Zinsdifferenz zu Deutschland wieder etwas ab. Dies erhöht – zusammen mit den steigenden deutschen Preisen – die preisliche Konkurrenzfähigkeit der schweizerischen Volkswirtschaft. Die Ertragsbilanz verbessert sich wieder. Ein neues KKP-Gleichgewicht, mit unverändertem schweizerischem Preis- und Zinsniveau wird schliesslich erreicht, wenn sich die D-Mark genau um die eingetretene deutsche Preissteigerung abgewertet hat.

Das geschilderte Szenario ist von einer Reihe ganz bestimmter Annahmen abhängig, auf die hier nicht eingegangen wird. Je nach den konkreten Voraussetzungen, die in einem Modell flexibler Wechselkurse gelten, kann der Anpassungsprozess auch deutlich anders verlaufen, als oben beschrieben. Trotz unvollkommener theoretischer Grundlagen ist aber davon auszugehen, dass unter flexiblen Wechselkursen kurzfristig andere Anpassungsprozesse hin zur KKP gelten sollten als unter fixen Kursen. Ob sich solche Unterschiede beim Vergleich Schweiz/Österreich ab 1973 und beim Vergleich der schweizerischen Entwicklung vor und nach 1973 finden, gilt es im folgenden abzuklären.

### 3. Inflations- und Wechselkursentwicklung 1960-1992\*

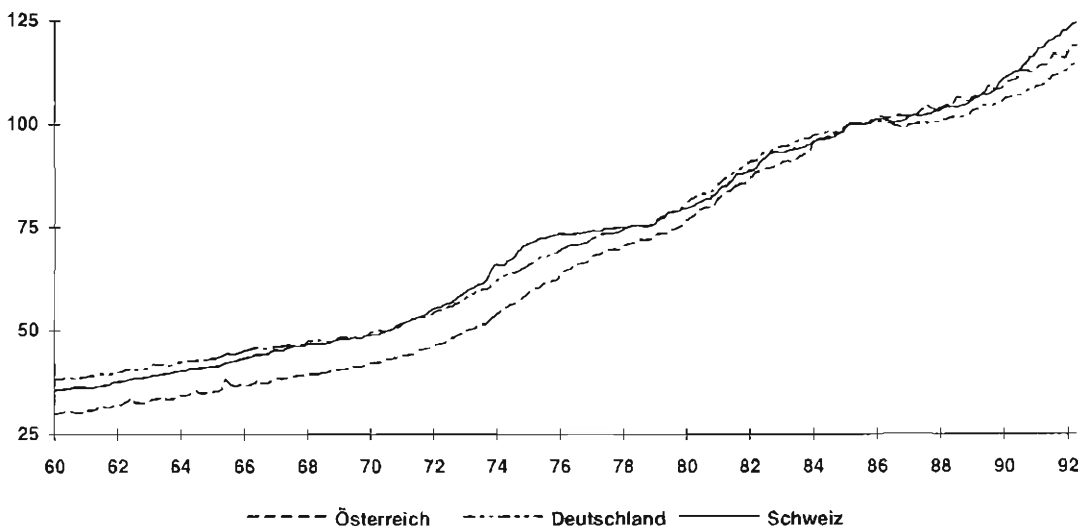
In Grafik 1 werden zunächst die Konsumentenpreisindizes der drei Länder einander gegenübergestellt. Es fällt auf, dass die Beziehung zwischen deutschem und schweizerischem Preisniveau im Trend recht eng ist. Der schweizerische Preisan-

stieg lag in der Periode grundsätzlich fixer Wechselkurse 1960 bis 1972 geringfügig über dem deutschen. Von der Freigabe der Wechselkurse Anfang 1973 an bis im Jahre 1985 erhöhte sich das Preisniveau in beiden Ländern im gleichen Ausmass; seither allerdings, und besonders in den letzten Jahren, divergierte die Entwicklung. In der Schweiz beschleunigte sich die Teuerung markant, in Deutschland hielt sie sich weiterhin in engen Grenzen. In Österreich stieg das Preisniveau bis Anfang der siebziger Jahre praktisch im Gleichschritt mit dem deutschen, ab 1973 hingegen lag der Teuerungstrend merklich über jenem Deutschlands und der Schweiz. Seit dem definitiven Übergang zur Hartwährungspolitik gegenüber der D-Mark im Jahre 1981 war die Diskrepanz zwar deutlich niedriger als in den siebziger Jahren; die österreichische Inflationsrate lag indessen auch in jüngster Zeit noch leicht über der deutschen (Grafik 2).

Um den Bezug zur Kaufkraftparitätentheorie herzustellen, sind die festgestellten Preistrends mit der Wechselkursentwicklung zu vergleichen. Grafik 3 gibt den nominellen Kursverlauf der D-Mark in Schweizer Franken und in Schilling wieder. In den sechziger Jahren wurde die D-Mark zweimal aufgewertet. Im Jahre 1961 betrug der Aufwertungs-

\* Die verwendeten Daten stammen aus dem «Main Economic Indicators»-File der OECD.

Grafik 1: Konsumentenpreisindizes 1960:1-1992:4 (1985 = 100)



satz fünf, 1969 sogar zehn Prozent. Die Schweiz und Österreich behielten demgegenüber ihre Dollarparität bei. Nach dem Übergang zu flexiblen Wechselkursen unterscheidet sich die Entwicklung der D-Mark gegenüber dem Schilling markant von jener gegenüber dem Franken. Auf eine anfängliche – leichte – Schillingabwertung folgte 1974 eine Korrektur; die darauffolgende erneute Abwertungsphase fand ihren Abschluss mit dem Übergang zur definitiven Hartwährungspolitik mit der Kursfixierung der D-Mark bei 700 Schilling pro 100 D-Mark. Demgegenüber schwächte sich die D-Mark im Vergleich zum Franken in der zweiten Hälfte der siebziger Jahre massiv und dauerhaft ab. In den achtziger Jahren folgte eine verhältnismässig ruhige Entwicklung mit einer leichten Aufwertungstendenz der D-Mark in der jüngsten Vergangenheit.

Bereits die Grafiken lassen vermuten, dass die Entwicklung der letzten dreissig Jahre nicht der reinen KKP-Theorie entsprach. Die Abweichung lässt sich visualisieren, indem aus den Preisverläufen und dem nominellen Wechselkurs ein realer D-Mark-Kurs errechnet wird. Herrschte im Mittel einer Periode KKP, so dürfte der reale Wechselkurs keinen Trend aufweisen. Wie Grafik 4 zeigt, traf dies nicht für die ganze Periode

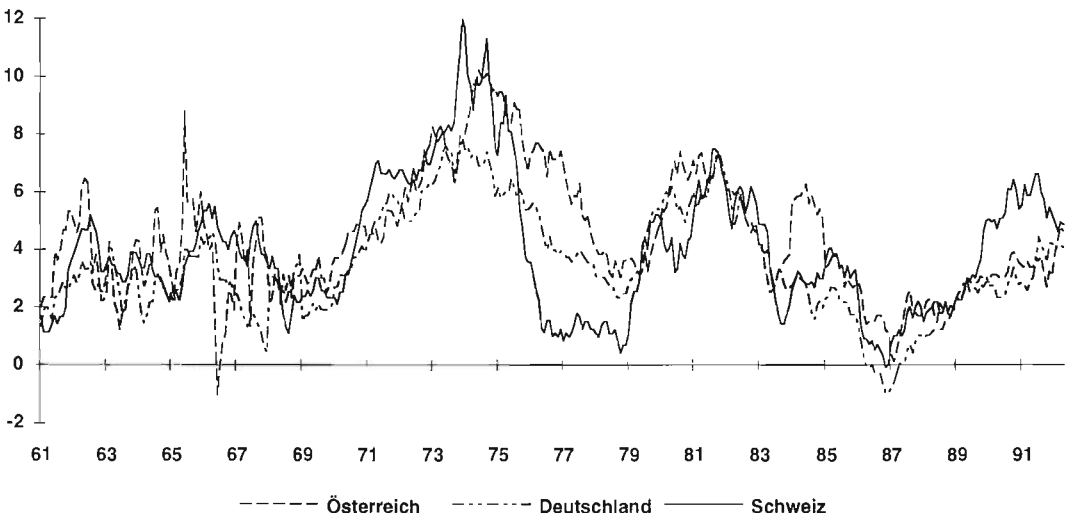
der letzten dreissig Jahre zu. Die D-Mark verlor vielmehr gegenüber dem Schilling seit Mitte der siebziger Jahre real kontinuierlich an Wert. Gegenüber dem Franken fiel die Realabwertung noch wesentlich grösser aus; sie verlief aber unregelmässiger. Die massive D-Mark-Abwertung der siebziger Jahre bedeutete eine reale Wechselkursverschiebung gleichen Ausmasses. Seit dieser bedeutenden Korrektur schwächte sich die Realabwertungstendenz gegenüber dem Franken wesentlich ab. Sie folgte in den achtziger Jahren – sieht man von den stärkeren kurzfristigen Schwankungen ab – etwa dem gleichen Trend wie gegenüber dem österreichischen Schilling.

#### 4. Schätzung von Kointegrationsregressionen\*

In diesem Abschnitt soll untersucht werden, ob sich der visuelle Eindruck, wonach die KKP zwischen 1960 und 1992 nicht strikt erfüllt war, ökonomisch bestätigen lässt. Wenn die KKP-Theorie in Wirklichkeit relevant ist, müsste die

\* Die Schätzungen wurden mit dem Programm «Macintosh RATS, Version 3.02» durchgeführt.

Grafik 2: Inflationsraten 1961:1-1992:4  
(in % gegenüber Vorjahresmonat)



Regressionsbeziehung [4.1] über längere Zeiträume hinweg eine akzeptable statistische Anpassung an die Daten aufweisen.

[4.1]  $p_t = a + b \cdot (p_t^* + e_t) + u_t$ . Dabei bedeuten

$p_t$ : inländisches Preisniveau (kleines Land; Österreich, Schweiz), logarithmiert (log.)

$p_t^*$ : ausländisches Preisniveau (grosses Land; Deutschland), log.

$e_t$ : Wechselkurs der Auslandswährung (öS bzw. sFr. pro DM), log.

Der Schätzwert des Koeffizienten (b) des wechsellkurskorrigierten Auslandpreisniveaus müsste in der Nähe von eins liegen.

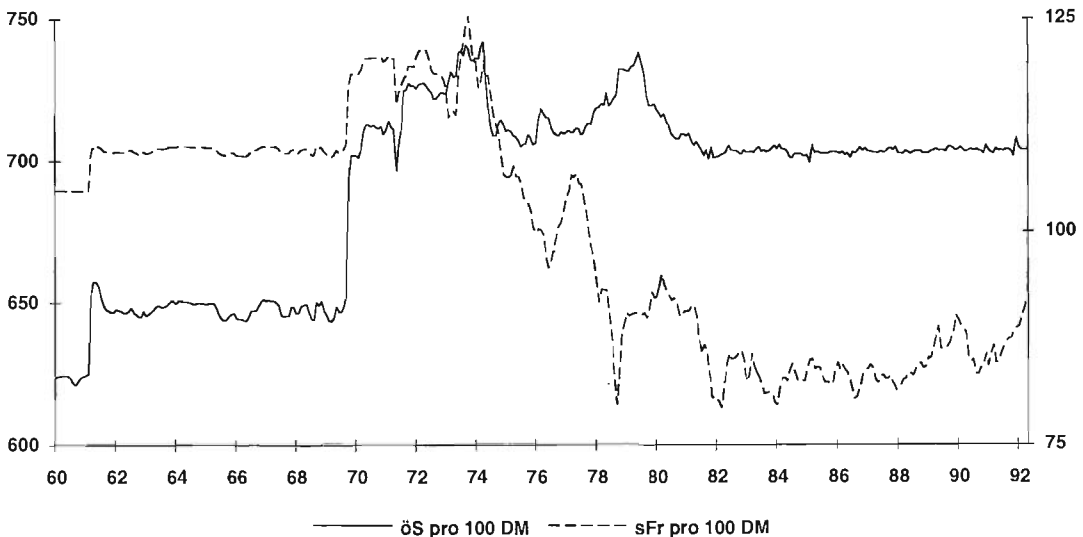
Wären die verwendeten Variablen stationär, so könnte die Nullhypothese

$$H_0 : b = 1$$

anhand des in Beziehung [4.1] geschätzten Standardfehlers von b getestet werden. Könnte die Nullhypothese nicht verworfen werden, läge Evidenz für die KKP vor.

Die Grafiken für die Preis- und Wechselkursentwicklung in den untersuchten Ländern deuten jedoch bereits an, dass die in Beziehung [4.1] verwendeten Variablen nicht stationär sind. Sie weisen, auch wenn sie logarithmiert werden, mehr oder weniger ausgeprägte Trends auf. Hier nicht gezeigte Tests auf (schwache) Stationarität ergaben, dass die österreichischen und schweizerischen Inlandpreise ( $p_t$ ) sowie die wechsellkurskorrigierten deutschen Preise ( $p_t^* + e_t$ ) als integriert vom Grade eins, d.h. als  $I(1)$ -Variablen, aufgefasst werden können. Die betrachteten Variablen weisen, anders ausgedrückt, einen stochastischen Trend auf, der sich durch einmalige Differenzenbildung beseitigen lässt. Unter diesen Umständen darf Gleichung [4.1] nicht auf traditionelle Art und Weise analysiert werden. Die Beziehung kann aber aufgrund der Theorie kointegrierter Zeitreihen (Engle/Granger [1987]) untersucht werden. Falls [4.1] als längerfristige Gleichgewichtsbeziehung im Sinne der KKP empirisch gilt, müssen die  $I(1)$ -Variablen der Gleichung kointegriert sein. Die Residuen  $u_t$  der Gleichung müssen ohne Differenzenbildung schwach stationär sein, d.h., sie müssen integriert vom Grade null,  $I(0)$ , sein. Die Residuen  $u_t$  stellen nichts anderes dar als die kurzfristigen Abweichungen von der postulierten Gleichgewichtsbeziehung. Letztere kann aber

Grafik 3: Schilling- und Frankenkurs der D-Mark





nur gelten, wenn auf die Abweichungen stets wieder eine Tendenz zur Rückkehr in Richtung des Gleichgewichts folgt. Bei trendbehafteten, nicht-stationären Residuen bestünde diese Korrekturtendenz nicht; die Abweichungen von der vermeintlichen Langfristbeziehung vergrösserten sich vielmehr im Zeitablauf zusehends.

Kointegrationstests geben Anhaltspunkte darüber, ob die Residuen  $u_t$  als stationär betrachtet werden können. Ist dies der Fall, stützen die Testergebnisse die vermutete Langfristbeziehung. Umgekehrt sprechen nicht-stationäre Residuen von Gleichung [4.1] gegen die Gültigkeit der Langfristrelation, d.h., im vorliegenden Zusammenhang, gegen die KKP.

Tabelle 2 enthält die Resultate einiger Schätzungen der Kointegrationsregression [4.1] des österreichischen und des schweizerischen Konsumentenpreisindex auf das wechselkurskorrigierte deutsche Preisniveau:

Für die ganze Untersuchungsperiode von Januar 1960 bis April 1992 liegt der Koeffizient  $\hat{\beta}$  des bereinigten deutschen Konsumentenpreisniveaus in der österreichischen Gleichung mit 1,14 viel näher bei eins als in der schweizerischen (1,48).

Der Zusammenhang ist für die Relation Österreich/Deutschland zudem deutlich enger als für die Beziehung Schweiz/Deutschland: Das korrigierte Bestimmtheitsmass  $\bar{R}^2$  liegt für Österreich bei 0,99, gegenüber 0,95 für die Schweiz.

Die sehr tiefen Werte des – für Kointegrationstests allerdings wenig zuverlässigen – Durbin-Watson-Masses D.W. deuten an, dass über den ganzen Untersuchungszeitraum zwischen den verglichenen Variablen kaum Kointegration vorlag. Die etwas aussagekräftigeren ADF-(augmented Dickey-Fuller)-Tests verstärken diesen Eindruck. Die Nullhypothese des ADF-Tests lautet, die Residuen der Kointegrationsgleichung seien *nicht* stationär, sondern  $I(1)$ . Die Nullhypothese bedeutet im hier untersuchten Fall also, Störungen der KKP tendierten im Zeitablauf nicht generell dazu, wieder abgebaut zu werden. Sie seien vielmehr mindestens teilweise permanenter Art. Diese Hypothese lässt sich aufgrund der festgestellten ADF-Werte von  $-1,5$  bzw.  $-2,6$  auch bei einer grosszügigen Irrtumswahrscheinlichkeit von 10% nicht verwerfen.<sup>8</sup>

<sup>8</sup> Tabelle 3 in Engle/Yoo [1987] enthält die kritischen Werte für verschiedene Signifikanzniveaus.

**Grafik 4: Realer Schilling- und Frankenkurs der D-Mark (1985 = 100)**

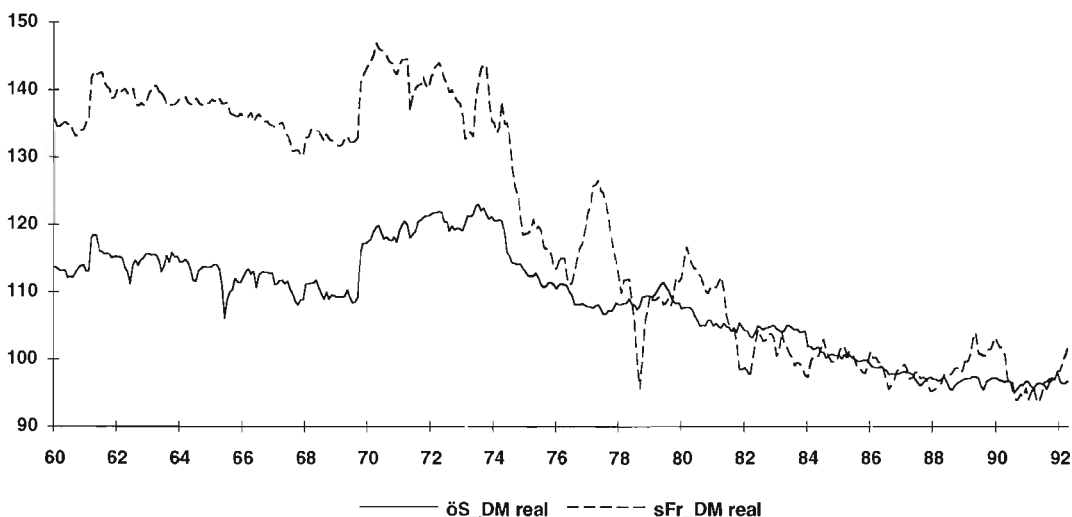


Tabelle 2

Hauptresultate der Kointegrationsgleichungen für Österreich/Deutschland und Schweiz/Deutschland

	Österreich				Schweiz			
	60:1- 92:4	73:1- 92:4	80:1- 92:4	81:1- 92:4	60:1- 92:4	73:1- 92:4	75:1- 92:4	80:1 - 92:4
$\alpha$	-2,25	-2,65	-2,75	-2,79	0,213	0,253	0,236	0,221
$\beta$ (Standardfehler)	1,14 (0,006)	1,36 (0,008)	1,41 (0,018)	1,43 (0,023)	1,48 (0,018)	1,58 (0,054)	1,42 (0,040)	1,25 (0,043)
$\bar{R}^2$	0,990	0,992	0,978	0,967	0,947	0,790	0,858	0,849
D.W.-Statistik	0,033	0,092	0,120	0,118	0,045	0,073	0,108	0,122
t-Wert für ADF- Test <sup>1</sup>	-1,5	-3,5*	-1,8	-1,8	-2,6	-2,8	-3,5*	-3,2**
Lags n <sup>1</sup>	14	12	14	14	2	2	3	3

1 ADF-Regression:  $\Delta \hat{u}_t = a + b \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^n \delta_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t$ ,  $n$  bestimmt anhand Akaikes FPE-Kriterium. Der "t"-Wert bezieht sich auf  $b$ .

\* Signifikant auf dem 5%-Niveau gemäss kritischen Werten von Engle/Yoo [1987].

\*\* Praktisch auf der 5%-Signifikanzgrenze.

Wird die Bretton Woods-Periode fester, aber anpassbarer Wechselkurse ausgeklammert, scheint demgegenüber für Österreich Kointegration über den Zeitraum 1973–1992 und für die Schweiz über jenen von 1975–1992 vorzuliegen. In beiden Fällen sind die geschätzten Koeffizienten des wechselkursbereinigten deutschen Preisniveaus jedoch weit vom theoretischen KKP-Wert von eins entfernt (1,36 bzw. 1,42).

Werden schliesslich nur die achtziger Jahre betrachtet, liegt der Schätzwert  $\hat{b}$  erneut in beiden Ländern deutlich über eins. Die Hypothese, die Residuen der Gleichung seien I(1), lässt sich aber für die Schweiz wiederum verwerfen. Für Österreich dagegen trifft dies anscheinend nicht zu,

wenn nur die Periode der strikten Hartwährungspolitik ab 1981 betrachtet wird.

Was lässt sich aus diesen vorläufigen statistischen Untersuchungen als Zwischenergebnis herauslesen? Drei Feststellungen scheinen zulässig:

- Die Schätzgleichungen bestätigen, erstens, den visuellen Eindruck, der aufgrund der Grafiken der realen Wechselkursentwicklung entstand. Über den ganzen Untersuchungszeitraum hinweg lag die Beziehung zwischen dem deutschen und dem österreichischen Preisniveau deutlich näher bei der KKP-Relation als jene zwischen dem deutschen und dem schweizerischen Preisverlauf.

- Die eng interpretierte KKP-Theorie wird, zweitens, durch die Daten nicht gestützt. Die Vorstellung, Störungen der relativen KKP müssten sich auf Stufe Konsumentenpreise unabhängig von den Ursachen der Störungen verhältnismässig zügig und weitgehend wieder abbauen, erweist sich als nicht haltbar.
- Drittens können die Regressionsgleichungen für die Periode nach Mitte der siebziger Jahre – trotz «erfolgreicher» Kointegrationstests – nicht als stabile langfristige Gleichgewichtsbeziehungen interpretiert werden. Die geschätzten, hohen,  $\hat{\beta}$ -Koeffizienten deuten vielmehr auf trendmässige Verschiebungen hin, die sich inskünftig kaum so fortsetzen können. Die in den letzten fünfzehn bis zwanzig Jahren eingetretene Aufwertung des Schweizer Frankens und des österreichischen Schillings gegenüber der D-Mark könnten sich zwar durchaus auf lange Zeit hinaus als irreversibel erweisen. Es ist indessen schlecht vorstellbar, dass sich die Aufwertungstrends mit der Geschwindigkeit fortsetzen, die in den hohen  $\hat{\beta}$ -Schätzwerten zum Ausdruck kommt.<sup>9</sup> Bei der Interpretation dieser Schätzwerte ist allerdings Vorsicht geboten. Die mit der Kleinst-Quadrate-Methode geschätzten Koeffizienten sind zwar konsistent, können aber bei kurzen Untersuchungszeiträumen beträchtliche Verzerrungen gegenüber den wahren Werten aufweisen.

Die Evidenz aus der Kointegrationsuntersuchung stützt die KKP-Hypothese somit nicht wesentlich. Falls die gemäss KKP massgebenden Kräfte wirkten, waren sie im Untersuchungszeitraum möglicherweise weitgehend durch reale Schocks überdeckt.

## 5. Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen

Falls zwischen  $I(1)$ -Variablen Kointegration besteht, kann für die Modellierung der kurzfristigen Dynamik ein Fehlerkorrekturansatz geschätzt werden, der als zu korrigierenden «Fehler» die Abweichungen von der längerfristigen «Gleichgewichts»-Beziehung enthält. Trotz der Unsicherheit, die die Kointegrationsuntersuchung bezüglich der Existenz einer längerfristigen Beziehung zwischen den verglichenen Variablen offenliess,

wurde eine Reihe von Fehlerkorrekturmodellen geschätzt. Damit sollten Hinweise zu zwei Fragen gewonnen werden:

- Gab es, erstens, im Preis- und Wechselkursverlauf signifikante Tendenzen zur Korrektur von Störungen des längerfristigen internationalen Preiszusammenhangs, oder wurden die Preisbildungsprozesse von realen kurz- und mittelfristigen Störungen dominiert?
- Bestehen, falls Einflüsse in Richtung KKP nachweisbar sind, zweitens, zwischen den unterschiedlichen Wechselkursregimes die theoretisch erwarteten Unterschiede im Korrekturprozess? Unter dem Regime fixer Wechselkurse müssten Preisanpassungsgleichungen eine klare Tendenz zur Korrektur von Störungen der KKP aufweisen, da kein anderer Ausgleichsmechanismus zur Verfügung steht. In Perioden flexibler Wechselkurse ist eine Korrektur durch Preisanpassungen nicht zwingend zu erwarten; hingegen sollte in den Wechselkursanpassungsgleichungen ein signifikanter Fehlerkorrekturterm erscheinen.

Fehlerkorrekturmodelle können (Engle/Granger [1987]) zweistufig geschätzt werden. Die Residuen  $\hat{u}_t$  der Kointegrationsregression [4.1] werden, um eine Periode verzögert, als Fehlerkorrekturterm in die zweite Schätzstufe einbezogen. Als Regressand dienen in dieser zweiten Stufe die ersten Differenzen der ursprünglichen abhängigen Variable. Da letztere  $I(1)$  ist, sind ihre Differenzen ebenso wie die Residuen aus der Kointegrationsregression  $I(0)$ . In der Fehlerkorrekturgleichung wird die kurzfristige Anpassungsdynamik an die längerfristige Beziehung modelliert, indem neben der Abweichung  $\hat{u}_{t-1}$  soweit nötig noch andere  $I(0)$ -Variablen als erklärende Grössen einbezogen werden. Im Gegensatz zur Niveauregression können – da alle enthaltenen Variablen  $I(0)$  sind – die üblichen statistischen Tests auf die zweite Stufe des Engle/Granger-Verfahrens angewendet werden.

<sup>9</sup> Messungengenauigkeiten sowie unterschiedliche Erhebungs- und Gewichtungungsverfahren bei den Konsumentenpreisindizes der untersuchten Länder könnten, neben unterschiedlichen staatlichen Preisregulierungen, allerdings zu den festgestellten Trends beigetragen haben. Soweit dies der Fall ist, widerspiegeln die Trends keine echten Realaufwertungen.

## 5.1 Kurzfristige Preisanpassungsmodelle

Im vorliegenden Fall wurden insbesondere die verzögerten Veränderungen von  $p_t$  und  $p_t^*$  sowie – bei flexiblen Wechselkurs – von  $e_t$  in die Fehlerkorrekturgleichung einbezogen. Deren Grundspezifikation lautete im zweistufigen Verfahren folgendermassen:

$$[5.1] \quad \Delta p_t = C_0 + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^l \psi_i \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^m \xi_i \Delta p_{t-i}^* + \gamma \hat{u}_{t-1} + S.D. + \varepsilon_t,$$

$$\text{mit} \quad \hat{u}_{t-1} = p_{t-1} - \hat{b} \left( p_{t-1}^* + e_{t-1} \right) - \hat{a}$$

aus der ersten Schätzstufe, der Kointegrationsregression. S.D. steht für die elf Saison-Dummy-Variablen, die in die Gleichung einbezogen wurden.

Eine Tendenz zur Korrektur von Störungen der längerfristigen Relation zwischen  $p_t$  und  $(p_t^* + e_t)$  müsste sich in dieser Gleichung in einem signifikant negativen Koeffizienten  $\gamma$  widerspiegeln. Die durch eine Störung

$$\hat{u}_t = p_t - \hat{b} \left( p_t^* + e_t \right) - \hat{a}$$

hervorgerufene Abweichung von der geschätzten langfristigen Beziehung müsste in den anschließenden Perioden  $t+1, t+2, \dots$  usw. im durch  $\gamma$  gegebenen Ausmass wieder abgebaut werden.

Statt mit dem zweistufigen Engle/Granger-Verfahren kann die Fehlerkorrekturgleichung auch direkt einstufig geschätzt werden. Der längerfristige «Gleichgewichts»-Zusammenhang zwischen inländischem und korrigiertem ausländischem Preisindex wird dabei nicht vorgängig geschätzt, sondern zusammen mit der kurzfristigen Anpassungsdynamik. Anstelle von [5.1] tritt dann der Ansatz<sup>10</sup>

$$[5.2] \quad \Delta p_t = C_0 + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^l \psi_i \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^m \xi_i \Delta p_{t-i}^* + \gamma \left[ p_{t-1} - b \left( p_{t-1}^* + e_{t-1} \right) \right] + S.D. + \varepsilon_t,$$

Tabelle 3.1

Preisanpassungsgleichungen für Österreich  
Gesamte Periode: 1962:1 – 1992:4

	Österreich <sup>1</sup> ohne $\Delta p_{t,i}^*$	Österreich <sup>1</sup> mit $\Delta p_{t,i}^*$
Fehlerkorrektur-Koeffizient $\gamma$ (t-Wert)	-0,33 (-4,5)	-0,026 (-3,6)
Fehlerkorrektur-Koeffizient $\gamma \cdot b$ (t-Wert)	0,37 (4,4)	0,030 (3,5)
Lags k	22	22
Lags m <sup>2</sup>	-	0
$\bar{R}^2$	0,43	0,46
Standardfehler der Gleichung	0,0049	0,0047
D.W.	2,02	1,99
F-Test der Restriktion $b=1$ (Freiheitsgrade)	(1,327)	(1,326)
F	12,3	7,9
Signifikanzniveau	0,1%	0,5%
Godfrey <sup>3</sup> (1,12) Signifikanzniveau	19,5 7,7%	28,7 0,4%
ARCH <sup>3</sup> (12) Signifikanzniveau	63,5 0,0%	54,8 0,0%
Breusch-Pagan <sup>3</sup> (Freiheitsgrade)	115,7 (31)	180,3 (36)
Signifikanzniveau	0,0%	0,0%

1 Dummy-Variable 1984:1 (Mehrwertsteuererhöhung).  
Keine  $\Delta e_{t,i}$  einbezogen.

2 0:  $\Delta p_{t,i}^*$  unverzögert einbezogen;  
-: keine  $\Delta p_{t,i}^*$  einbezogen.

3 Godfrey (1,12): Test auf Autokorrelation erster bis zwölfter Ordnung;  
ARCH (12): Test auf ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity) zwölfter Ordnung;  
Breusch-Pagan: Lagrange-Multiplikator-Test auf Heteroskedastizität.

<sup>10</sup>  $\hat{a}$  lässt sich in dieser einstufigen Variante nicht separat ermitteln. Der Koeffizient  $a$  geht in die geschätzte Konstante der Fehlerkorrekturgleichung ein.

Tabelle 3.2

Preisanpassungsgleichungen für Österreich und die Schweiz  
Bretton Woods: 1962:1 – 1972:12

	Österreich	Schweiz	Österreich	Schweiz
	ohne $\Delta p_{t,i}$		mit $\Delta p_{t,i}$	
Fehlerkorrektur- Koeffizient $\gamma$ (t-Wert)	-0,061 (-3,19)	-0,025 (-2,84)	-0,048 (-2,48)	-0,023 (-2,67)
Fehlerkorrektur- Koeffizient $\gamma \cdot b$ (t-Wert)	1	0,029 (3,43)	1	1
Lags k	9	4	9	4
Lags $m^2$	-	-	0	0 und 1
$\bar{R}^2$	0,36	0,51	0,39	0,54
Standardfehler der Gleichung	0,0071	0,0025	0,0069	0,0024
D.W.	2,0	1,96	2,02	1,97
F-Test der Restriktion $b=1$ (Freiheitsgrade)	(1,109)	(1,114)	(1,108)	(1,112)
F	0,33	4,10	0,07	1,82
Signifikanzniveau	56,6%	4,5%	78,6%	18,0%
Godfrey <sup>3</sup> (1,12) Signifikanzniveau	13,2 35,4%	16,5 17,0%	12,2 42,9%	9,9 62,8%
ARCH <sup>3</sup> (12) Signifikanzniveau	12,7 39,0%	5,8 92,6%	10,4 57,8%	13,5 33,3%
Breusch-Pagan <sup>3</sup> (Freiheitsgrade)	24,7 (14)	6,29 (12)	47,6 (18)	9,5 (14)
Signifikanzniveau	3,8%	90,1%	0,0%	79,5%

1 Restringierte Schätzung ( $\gamma b = -\gamma$ ), F-Wert ( $b = 1$ ) nicht signifikant.

2 0:  $\Delta p_{t,i}$  unverzögert einbezogen;

-: keine  $\Delta p_{t,i}$  einbezogen.

3 Godfrey (1,12): Test auf Autokorrelation erster bis zwölfter Ordnung;  
ARCH (12): Test auf ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity)  
zwölfter Ordnung;  
Breusch-Pagan: Lagrange-Multiplikator-Test auf Heteroskedastizität.

**Tabelle 3.3**  
**Preisanpassungsgleichungen für Österreich und die Schweiz**  
**Siebziger Jahre**

	Österreich <sup>4</sup>	Schweiz <sup>4</sup>	Österreich <sup>4</sup>	Schweiz <sup>4</sup>
	73:1 - 80:12	73:1 - 79:12	73:1 - 80:12	73:1 - 79:12
	ohne $\Delta p_{t-1}$		mit $\Delta p_{t-1}$	
Fehlerkorrektur-Koeffizient $\gamma$ (t-Wert)	-0,056 (-3,8)	-0,021 (-3,2)	-0,038 (-2,5)	-0,016 (-2,8)
Fehlerkorrektur-Koeffizient $\gamma \cdot b$ (t-Wert)	0,084 (3,7)	1	0,059 (2,5)	1
Lags k	16	3	16	-
Lags m <sup>2</sup>	-	-	0	0
$\bar{R}^2$	0,61	0,28	0,64	0,39
Standardfehler der Gleichung	0,0027	0,0046	0,0025	0,0042
D.W.	2,05	1,98	2,04	1,92
F-Test der Restriktion $b=1$ (Freiheitsgrade)	(1,66)	(1,67)	(1,65)	(1,69)
F	10,2	1,31	5,92	0,55
Signifikanzniveau	0,2%	25,7%	1,8%	46,1%
Godfrey <sup>3</sup> (1,12)	24,2*	17,7	31,8	15,1
Signifikanzniveau	1,9%	12,5%	0,1%	23,7%
ARCH <sup>3</sup> (12)	13,9	30,2	11,3	12,5
Signifikanzniveau	30,8%	0,3%	50,3%	40,8%
Breusch-Pagan <sup>3</sup> (Freiheitsgrade)	35,5 (24)	8,4 (8)	27,6 (29)	5,6 (6)
Signifikanzniveau	6,1%	39,3%	53,7%	46,7%

1 Restringierte Schätzung ( $\gamma b = -\gamma$ ), F-Wert ( $b = 1$ ) nicht signifikant.

2 0:  $\Delta p_{t-1}$  unverzögert einbezogen;

-: keine  $\Delta p_{t-1}$  einbezogen.

3 Godfrey (1,12): Test auf Autokorrelation erster bis zwölfter Ordnung;  
 ARCH (12): Test auf ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity)  
 zwölfter Ordnung;

Breusch-Pagan: Lagrange-Multiplikator-Test auf Heteroskedastizität. Bulletin trimestriel BNS 4/92

4 Keine  $\Delta e_{t-1}$  einbezogen.

**Tabelle 3.4**  
**Preisanpassungsgleichungen für Österreich und die Schweiz**  
**Achtziger Jahre**

	Österreich <sup>4,5</sup>	Schweiz <sup>5</sup>	Österreich <sup>4,5</sup>	Schweiz <sup>5</sup>
	81:1 - 92:4	80:1- 92:4	81:1 - 92:4	80:1 - 92:4
	ohne $\Delta p_{t,i}$		mit $\Delta p_{t,i}$	
Fehlerkorrektur-Koeffizient $\gamma$ (t-Wert)	-0,009 (-0,91)	-0,0035 (-0,64)	-0,010 (-1,10)	+0.0031 (0,58)
Fehlerkorrektur-Koeffizient $\gamma \cdot b$ (t-Wert)	1	1	1	1
Lags k	12	12	12	7
Lags $m^2$	-	-	0	0 und 1
$\bar{R}^2$	0,64	0,30	0,68	0,44
Standardfehler der Gleichung	0,0027	0,0031	0,0026	0,0027
D.W.	2,04	2,00	2,08	1,99
F-Test der Restriktion $b=1$ (Freiheitsgrade)	(1,109)	(1,122)	(1,108)	(1,125)
F	0,44	0,10	0,51	0,68
Signifikanzniveau	51,0%	75,7%	47,6%	41,2%
Godfrey <sup>3</sup> (1,12) Signifikanzniveau	19,7 7,4%	11,1 51,9%	15,8 20,0%	7,8 79,9%
ARCH <sup>3</sup> (12) Signifikanzniveau	15,7 20,3%	13,1 36,0%	13,4 33,9%	9,8 63,7%
Breusch-Pagan <sup>3</sup> (Freiheitsgrade) Signifikanzniveau	45,8 (21) 0,1%	26,6 (17) 6,5%	36,4 (22) 2,8%	31,4 (17) 1,8%

1 Restringierte Schätzung ( $\gamma b = -\gamma$ ), F-Wert ( $b = 1$ ) nicht signifikant.

2 0:  $\Delta p_{t,i}$  unverzögert einbezogen;

-: keine  $\Delta p_{t,i}$  einbezogen.

3 Godfrey (1,12): Test auf Autokorrelation erster bis zwölfter Ordnung;  
 ARCH (12): Test auf ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity)  
 zwölfter Ordnung;  
 Breusch-Pagan: Lagrange-Multiplikator-Test auf Heteroskedastizität.

4 Mit Dummy-Variablen 1984:1 (Mehrwertsteuererhöhung).

5 Keine  $\Delta e_{t,i}$  einbezogen.

Für die vorliegende Studie wurden zunächst sowohl Gleichung [5.1] als auch [5.2] untersucht. Die ein- und zweistufigen Schätzergebnisse stimmten indessen gemäss diesen Vorabklärungen derart eng überein, dass für die definitiven Schätzgleichungen nur die einstufige Variante [5.2] weiter verfolgt wurde. Gemäss eng interpretierter KKP dürfte sich  $\hat{b}$  in dieser Schätzgleichung nicht signifikant von eins unterscheiden. Die ohne diese Restriktion geschätzte Gleichung [5.2] wurde deshalb jeweils mittels eines F-Tests daraufhin geprüft, ob die Daten mit der Bedingung  $b=1$  vereinbar seien. Die Anzahl der in die Gleichung aufgenommenen verzögerten Werte von  $\Delta p_{t-j}$ ,  $\Delta e_{t-j}$  und  $\Delta p^*_{t-j}$ , d.h. die «lag»-Längen  $k$ ,  $l$  und  $m$ , wurde gemäss dem Akaike-Kriterium bestimmt (Minimierung des finalen Prognosefehlers FPE).

Tabelle 3 enthält die Hauptresultate der für die Schweiz und Österreich geschätzten Fehlerkorrekturmodelle der kurzfristigen Preis Anpassung. Für Österreich, das mehr oder weniger ständig fixe Wechselkurse hatte, wurde das Modell zunächst (Tabelle 3.1) über die ganze Periode 1962:2 bis 1992:4 geschätzt. Die verhältnismässig hohen «t»-Statistiken für  $\hat{\gamma}$  und  $(\hat{\gamma}b)$  weisen zwar auf eine Tendenz zur Korrektur der Abweichungen vom längerfristigen Zusammenhang hin. Die KKP-Restriktion ( $b = 1$ ) ist aber eindeutig verletzt, wie die Signifikanzniveaus des entsprechenden F-Tests von 0,1 % bzw. 0,5 % zeigen. In ergänzenden Untersuchungen erwiesen sich die zwei Schätzgleichungen zudem als im Zeitablauf nicht stabil. Ferner fielen die Tests auf autokorrelierte (Godfrey) und heteroskedastische Residuen (ARCH und Breusch/Pagan) signifikant aus. Diese Resultate bestätigen, dass das geprüfte Fehlerkorrekturmodell für die ganze Untersuchungsperiode keine befriedigende statistische Beschreibung des Preisveränderungsprozesses in Österreich bildet. Deshalb wurden, wie für die Schweiz, wo vor und nach 1973 zwei eindeutig verschiedene Wechselkursregimes galten, auch für Österreich mehrere Teilperioden untersucht. Für beide Länder wurden drei Zeitabschnitte unterschieden:

In Österreich wurde die Periode von Bretton Woods (1960–1972) von der Phase der Wechselkurspolitik gegenüber einem Währungskorb (1973–1980) und der definitiven Hartwährungsopo-

litik mit D-Mark-Kursfixierung (1981–1992) abgegrenzt. In der Schweiz wurde zunächst ebenfalls die Periode von Bretton-Woods separat analysiert. Daneben schien nach Vorabklärungen eine Teilung der Periode flexibler Wechselkurse in siebziger (1973–1979) und achtziger Jahre (1980–1992) angemessen.

### **Resultate für die Periode von Bretton Woods**

Die Gleichungen für die «Fixkurs»-Periode unter dem Bretton Woods-System (Tabelle 3.2) fielen für beide Länder statistisch recht befriedigend aus. Dies gilt insbesondere für die Spezifikation, in der auch deutsche Preisveränderungen  $\Delta p^*$  (mit Verzögerungen 0, bzw. 0 und 1) enthalten waren. Die KKP-Implikation  $b=1$  konnte in diesem Falle für Österreich wie für die Schweiz akzeptiert werden – mit Signifikanzniveaus des F-Tests von 78,6% bzw. 18,0%. Die Koeffizienten und t-Statistiken des Fehlerkorrekturausdrucks fielen recht bescheiden aus: Die Gleichungen implizieren eine zwar vorhandene, doch sehr langsam wirkende Korrekturkraft in Richtung KKP.

### **Resultate für die siebziger Jahre**

Der Fehlerkorrekturterm ist wiederum in beiden Ländern gemäss konventionellen Signifikanzkriterien statistisch nachgewiesen (Tabelle 3.3). Eine gewisse Tendenz zur Korrektur von Störungen der KKP durch Preis Anpassungen ist also auch in dieser Periode erkennbar. In der Schweiz kann die restringierte Form der Schätzgleichung ( $b=1$ ) akzeptiert werden, in Österreich ist die Restriktion verletzt. Der Koeffizient des wechselkurskorrigierten deutschen Preisniveaus ist merklich höher als der (negative) Koeffizient des österreichischen Preises. In der Spezifikation mit Einschluss von  $\Delta p^*_t$  entsprechen die beiden Koeffizienten einem Punkt-Schätzwert für  $\hat{b}$  von 1,55 (= 0,059/0,038). Der an  $\bar{R}^2$  gemessene Erklärungsgehalt der Preis Anpassungsgleichung liegt für die Schweiz deutlich niedriger, für Österreich deutlich höher als in der Periode von Bretton Woods.

### **Resultate für die achtziger Jahre**

In den achtziger Jahren wird der Fehlerkorrekturterm der Preisgleichung interessanterweise nicht nur für die Schweiz, wo Anpassungen auch über



den Wechselkurs erfolgen konnten, insignifikant (Tabelle 3.4). Er verschwindet vielmehr praktisch auch für Österreich – und zwar ausgerechnet in der Periode der definitiven Hartwährungspolitik.

### 5.2 Kurzfristige Wechselkursanpassungsmodelle für die Schweiz

Ein Fehlerkorrekturmodell für den Wechselkurs der D-Mark in Schweizerfranken wurde analog zum einstufigen Modell der kurzfristigen Preis-anpassung [5.2] formuliert. In

$$\begin{aligned}
 \Delta e_t = C_0 + \sum_{i=1}^k \varphi_i \Delta e_{t-i} + \sum_{i=0}^l \psi_i \Delta p_{t-i} + \sum_{i=1}^m \xi_i \Delta p_{t-i}^* \\
 + \gamma \left[ p_{t-1} - b \left( p_{t-1}^* + e_{t-1} \right) \right] + \varepsilon_t,
 \end{aligned}
 \tag{5.3}$$

wurde der gleiche Fehlerkorrekturausdruck ( $p_{t-1} - b [p_{t-1}^* + e_{t-1}]$ ) verwendet wie in den Preisgleichungen. Falls eine Tendenz des Wechselkurses bestand, Abweichungen des schweizerischen Preisniveaus vom längerfristigen Zusammenhang mit dem korrigierten deutschen Preisindex auszugleichen, mussten die Schätzwerte des Koeffizienten  $\gamma$  signifikant *positiv* ausfallen. Ein positiver Wert von  $\gamma$  in Gleichung [5.3] bedeutet ja, dass ein über dem «gleichgewichtigen» Niveau liegender Wert von  $p_{t-1}$  anschliessend eine Tendenz zu steigendem D-Mark-Kurs (positivem  $\Delta e_t$ ) nach sich zieht.

Die Wechselkursgleichung [5.3] wurde aufgrund der Resultate der Kointegrationstests für die Periode Januar 1975 bis April 1992 geschätzt. Tabelle 4 enthält die Resultate dieses Fehlerkorrekturmodells. Zum Vergleich sind dort auch die Schätzwerte aufgeführt, die für die gleiche Spezifikation über die ganze Periode flexibler Wechselkurse ab 1973 resultieren. Um verzerrende Einflüsse der damaligen Wechselkurs-turbulenzen auszuschalten, wurden für die Monate August bis Oktober 1978 Dummy-Variablen eingesetzt. Die Berücksichtigung von saisonalen Dummy-Variablen erwies sich dagegen in der Wechselkursbeziehung nicht als nötig.

Der Koeffizient des Fehlerkorrekturausdrucks weist gemäss Tabelle 4 das korrekte Vorzeichen

**Tabelle 4**  
**Wechselkursanpassungsgleichungen**  
**für die Schweiz**

	75:1 - 92:4	73:1 - 92:4
Fehlerkorrektur-Koeffizient $\gamma$	0,045	0,033
(t-Wert)	(3,6)	(3,6)
Lags k		3
Lags l <sup>1</sup>		0 - 4, 12
Lags m <sup>1</sup>		2,4,8,9,11,12
$\bar{R}^2$	0,45	0,40
Standardfehler der Gleichung	0,010	0,011
D.W.	1,97	1,92
F-Test der Restriktion $b=1$ (Freiheitsgrade)	(1,186)	(1,210)
F	1,7	1,1
Signifikanzniveau	19,6%	28,6%
Godfrey <sup>2</sup> (1,12) Signifikanzniveau	11,3 50,4%	13,2 35,7%
ARCH <sup>2</sup> (12) Signifikanzniveau	11,5 48,9%	9,4 67,0%
Breusch-Pagan <sup>2</sup> (Freiheitsgrade) Signifikanzniveau	25,6 (27) 54,3%	32,9 (27) 20,0%

- 1 Lags mit t-Werten <1 nicht einbezogen
- 2 Godfrey (1,12): Test auf Autokorrelation erster bis zwölfter Ordnung;  
ARCH (12): Test auf ARCH (AutoRegressive Conditional Heteroscedasticity) zwölfter Ordnung;  
Breusch-Pagan: Lagrange-Multiplikator-Test auf Heteroskedastizität.

auf und ist signifikant von null verschieden. Die KKP-Restriktion  $b=1$  ist mit dem Wechselkursverlauf offenbar kompatibel, und die Tests auf Autokorrelation und Heteroskedastizität der Residuen fallen zufriedenstellend aus. Das niedrige Bestimmtheitsmass  $\bar{R}^2$  und der hohe Standardfehler der Schätzgleichung weisen auf bedeutende kurzfristige Zufallsschwankungen des Wechselkurses hin. Mittelfristig trug der Wechsel-

kurs aber jeweils wieder zur, allerdings langsamen, Annäherung an die KKP-Relation bei. Der Anpassungsprozess an die langfristige Beziehung zwischen schweizerischen und deutschen Preisen verlief offenbar zu einem guten Teil über den Wechselkurs – und er entsprach damit den theoretischen Erwartungen gemäss KKP-Theorie.

## 6. Zusammenfassung und Schlussfolgerungen

Mittels Kointegrationstests und der Schätzung von Fehlerkorrekturmodellen wurde in diesem Aufsatz die Relevanz der KKP-Theorie für die Preis- und Wechselkursentwicklung in der Schweiz und Österreich untersucht. Damit sollte unter anderem geklärt werden, ob eine enge Wechselkursbindung an ein grosses Land wie Deutschland eine zügige Anpassung der eigenen Inflationsrate bewirkt.

Gemäss den Kointegrationstests nach Engle/Granger [1987] scheinen die Daten die KKP-Hypothese im engeren Sinne nur wenig zu stützen. Über den ganzen Untersuchungszeitraum von 1960 bis 1992 hinweg war für die Beziehungen Österreich–Deutschland und Schweiz–Deutschland keine stabile Relation im Sinne der KKP-Theorie nachweisbar. Immerhin besteht eine gewisse Evidenz für Kointegration, wenn die Periode von Bretton Woods ausgeklammert und erst ab Mitte der siebziger Jahre geschätzt wird.

Entsprechend den negativen Kointegrationsergebnissen konnte für Österreich kein akzeptables Fehlerkorrekturmodell der kurzfristigen Preisentwicklung geschätzt werden, wenn der ganze Untersuchungszeitraum betrachtet wurde. Eine Aufteilung der Schätzperiode auf die Phase von Bretton Woods, die «siebziger» (ab 1973) und die achtziger Jahre förderte für die Unterabschnitte teilweise bessere Resultate zutage. Für die «Fixkurs»-Periode 1960 bis 1972 reagierten die österreichischen und schweizerischen Preise auf Abweichungen von der KKP theoriegemäss. Die geschätzten Koeffizienten deuten allerdings auf eine nur sehr langsame Korrektur eingetretener Abweichungen von der KKP-Relation hin. Die Resultate der Preisanpassungsgleichung für die

Schweiz in den siebziger Jahren und für den Kurs der D-Mark in Schweizer Franken von 1975–1992 entsprechen ebenfalls den Erwartungen aufgrund der KKP-Theorie. Demgegenüber fiel die Preisanpassungsgleichung für Österreich in den siebziger Jahren schlechter aus als für die Schweiz. In den achtziger Jahren liess sich in den Preisveränderungen weder für Österreich noch für die Schweiz eine signifikante Tendenz hin zur KKP nachweisen. Aufgrund der KKP-Theorie hätte man für Österreich, das den Wechselkurs fixierte, sowohl in den siebziger als auch in den achtziger Jahren Preisanpassungsgleichungen mit einer klaren Fehlerkorrekturtendenz erwartet.

Welche Schlüsse lassen sich aus den Resultaten im Hinblick auf die Wahl des Wechselkursregimes eines kleinen Landes ziehen?

- Die langsame Anpassung des Preisniveaus in Richtung KKP und das insignifikante Ergebnis für Österreich während der Hartwährungspolitik von 1981–1992 zeigen, dass ein fixer Wechselkurs keine rasche Annäherung der Inflationsrate eines kleinen Landes an jene des grossen Partners garantiert. Dazu ist allerdings anzumerken, dass die Inflationsunterschiede zwischen den drei hier betrachteten Ländern ohnehin nie sehr gross waren. Der Zug zur KKP wäre möglicherweise klarer erkennbar, wenn Länder mit grösseren Inflationsunterschieden unter fixen Wechselkursen verglichen würden.
- Die Kaufkraftparitätentheorie darf nicht als in engem Sinne gültig betrachtet werden. Langandauernde oder permanente Abweichungen von der KKP sind nicht nur theoretisch möglich, sondern offenbar auch von praktischer Bedeutung.

Damit kann aus geringfügigen Inflationsdifferenzen (vgl. Tabelle 1) nicht gefolgert werden, die Schweiz hätte in den achtziger Jahren mit einer Wechselkursfixierung gegenüber der D-Mark einen besseren Inflationsdurchschnitt erreicht als mit ihrer eigenständigen Geldpolitik. Das KKP-Argument kann allenfalls dann als Begründung für eine Wechselkursfixierung gegenüber einem preisstabilen grossen Partnerland dienen, wenn die Notenbank eines kleinen Landes mangels Glaubwürdigkeit und Unabhängigkeit nicht in der

Lage ist, einen hohen Inflationstrend autonom zu reduzieren. Wo die Teuerung im Trend niedrig ist und die Zentralbank, wie die SNB, Inflationsschübe aus eigener Kraft korrigieren kann, müssen andere Kriterien, wie z.B. die Auswirkungen auf das Zinsniveau oder die Übertragung externer wirtschaftlicher Störungen, die Wahl des Wechselkursregimes bestimmen.

Anzumerken bleibt schliesslich, dass auch eine Wechselkursfixierung glaubwürdig durchgesetzt werden muss, wenn sie den erwünschten «Import» von Preisstabilität auf Dauer bewirken soll. Ausserdem muss das Partnerland, an dessen Währung die eigene gebunden wird, wirklich Gewähr für eine dauerhafte Politik der Preisstabilität bieten. Der ÖNB ist eine erfolgreiche Hartwährungspolitik gelungen; andere Beispiele gibt es aber gerade in der jüngsten Vergangenheit auch.

## Literaturverzeichnis

- Ardeni, P. G. und Lubian, D. [1991]: Is there Trend Reversion in Purchasing Power Parity? *European Economic Review* 35, 1035–1055.
- Breuss, F. [1984]: Schweiz und Österreich: Ein Wirtschaftsvergleich. Studie im Auftrag des Bundesministeriums für Handel, Gewerbe und Industrie, Österreichisches Institut für Wirtschaftsforschung, Wien.
- Dornbusch, R. [1987]: Purchasing Power Parity. In: Eatwell, J. et al. (eds.), *The New Palgrave: a Dictionary of Economics*. London. Vol. 3, 1075–1085.
- Engle, R. F. und Granger, C. W. J. [1987]: Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing. *Econometrica* 55, 251–276.
- Engle, R. F. und Yoo, B. S. [1987]: Forecasting and Testing in Co-integrated Systems. *Journal of Econometrics* 35, 143–159.
- Genberg, H. [1986]: Monetary Targeting: Theory, Experiences and Implications for the EFTA Countries. Occasional Paper No. 17, European Free Trade Association, Genf.
- Genberg, H. [1990]: In the Shadow of the Mark: Exchange Rate and Monetary Policy in Austria and Switzerland. In: Argy, V. and De Grauwe, P. (eds.), *Choosing an Exchange Rate Regime: the Challenge for Smaller Industrial Countries*. IMF, Washington, D.C., 197–219.
- Hauser, H. und Ziegler, S. [1991]: Integration der europäischen Kapitalmärkte: Konsequenzen für die schweizerische Geldpolitik. Kurzfassung einer Studie, erstellt im Auftrag der Kommission für Konjunkturfragen (KfK). 330. Mitteilung der KfK, «Die Wirtschaftslage», Bericht vom 7. September 1990, Beilage zur «Volkswirtschaft» Heft 6 / 91.
- Huizinga, J. H. [1987]: An Empirical Investigation of the Long-run Behavior of Real Exchange Rates. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 27, 149–214.
- Johnson, D. R. [1990]: Co-integration, Error Correction, and Purchasing Power Parity between Canada and the United States. *Canadian Journal of Economics* 23, No. 4, November.
- Mark, N. C. [1990]: Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation. *Journal of International Economics* 28, No. 1/2, February, 115–136.
- Rich, G. und Béguélin, J.-P. [1985]: Swiss Monetary Policy in the 1970s and 1980s, an Experiment in Pragmatic Monetarism. In: Brunner, K., et al. (eds.), *Monetary Policy and Monetary Regimes*. Center Symposium Series No. CS-17, Center for Research in Government Policy and Business, University of Rochester.
- Rich, G. [1989]: Geldmengenziele und schweizerische Geldpolitik: eine Standortbestimmung. *Geld, Währung und Konjunktur, Quartalsheft der Schweizerischen Nationalbank* 7, Nr. 4, Dezember, 345–360.
- Rich, G. [1990]: Exchange-Rate Management under Floating Exchange Rates. A Skeptical Swiss View. *Journal of Banking and Finance* 14, November, 993–1021.