

Fischer, Christoph

**Working Paper**

## Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie

Arbeitspapier, No. 10

**Provided in Cooperation with:**

Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie

*Suggested Citation:* Fischer, Christoph (1996) : Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie, Arbeitspapier, No. 10, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/49957>

**Standard-Nutzungsbedingungen:**

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

**Terms of use:**

*Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.*

*You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.*

*If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.*

XIII 152

**Ein Fehlerkorrekturmodell zur  
Kaufkraftparitätentheorie**

Christoph Fischer

Arbeitspapier Nr. 10 (März 1996)

Institut für Statistik und Ökonometrie  
Johannes Gutenberg-Universität Mainz  
Fachbereich Rechts- und Wirtschafts-  
wissenschaften  
Haus Recht und Wirtschaft II

D-55099 Mainz

Herausgeber: Univ.-Prof. Dr. P.M. Schulze

## Inhaltsverzeichnis

1 Einleitung .....	1
2 Die Kaufkraftparitätentheorie .....	1
3 Der Ansatz .....	3
3.1 Formulierung des Fehlerkorrekturmodells und Auswahl des Wechselkurses ...	3
3.2 Festlegung des Untersuchungszeitraums und der zeitlichen Aggregation der Daten .....	4
3.3 Preisindizes .....	5
3.4 Untersuchungsziele .....	6
4 Integrationstests über Wechselkurs und Preisindizes .....	6
5 Die Kaufkraftparitätentheorie im Verfahren von Engle und Granger .....	8
5.1 Der erste Schritt: Drei Ansätze .....	8
5.2 Der zweite Schritt: Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells .....	10
5.2.1 Ansatz 3 mit Großhandelspreisindizes .....	11
5.2.2 Ansatz 3 mit Preisindizes für die Lebenshaltung .....	13
6 Die Kaufkraftparitätentheorie im Johansen-Verfahren .....	14
6.1 Spezifikation der VAR-Modelle .....	14
6.2 Kointegrationstests: Tests auf reduzierten Rang .....	16
6.3 Tests auf Restriktionen .....	18
6.4 Das Fehlerkorrekturmodell .....	19
7 Schlußfolgerung .....	21
Anhang .....	23
Quellen- und Abkürzungsverzeichnis .....	28
Literaturverzeichnis .....	30

### Zusammenfassung

Die relative Kaufkraftparitätentheorie (KKPT) wird am Beispiel des DM-Peseten-Kurses auf ihre Stichhaltigkeit in der langen Frist überprüft. Methodisch wird dabei auf zwei Verfahren der Kointegrationsanalyse zurückgegriffen. Trotz einer Vielzahl von Ansätzen kann nur in zwei Fällen Kointegration der beteiligten Variablen angenommen werden. In diesen Fällen wird jeweils ein Fehlerkorrekturmodell zur KKPT geschätzt. Tests auf schwache Exogenität weisen im Widerspruch zur KKPT auf einen exogenen nominalen Wechselkurs und auf einen endogenen spanischen Preisindex hin.

### Abstract

Using two different methods of cointegration analysis, this paper examines the relevance of long-run purchasing power parity (PPP) for the DM/Peseta exchange rate. Evidence of cointegration for the time series in question can only be found in two out of several models. Each of these models is estimated in error correction form. Contrary to the PPP hypothesis, tests for weak exogeneity indicate an exogenous nominal exchange rate and an endogenous Spanish price index.

Die Kaufkraftparitätentheorie ist eine der ältesten Theorien zur Erklärung eines flexiblen Wechselkurses. Darüber hinaus ist die Kaufkraftparitätentheorie ein Element anderer, umfassenderer Wechselkurstheorien, wie z. B. des monetären Ansatzes der Wechselkurs-  
theorie oder des Ansatzes von Dornbusch, der Kaufkraftparität und Zinsparität miteinander verbindet. Trotz ihrer großen theoretischen Bedeutung kann die Kaufkraftparitätentheorie keineswegs als empirisch gesichert gelten. In der vorliegenden Arbeit wird die Kaufkraftparitätentheorie am Beispiel des DM-Peseten-Kurses ökonometrisch analysiert. Methodisch wird auf Kointegrationsansätze und Fehlerkorrekturmodelle zurückgegriffen, ein ökonometrisches Instrumentarium, das zur Überprüfung der Kaufkraftparitätentheorie aus zwei Gründen besonders geeignet erscheint: Zum einen kann nur über Kointegrationstests festgestellt werden, ob nicht-stationäre Zeitreihen, wie z. B. Preisniveaus und i. d. R. auch Wechselkurse, überhaupt in einem langfristigen Gleichgewicht stehen können. Zum anderen lassen sich Anpassungsprozesse an ein langfristiges Gleichgewicht mit Fehlerkorrekturmodellen besonders gut modellieren. Der Studie soll eine Skizze der Grundgedanken der Kaufkraftparitätentheorie sowie eine ausführlichere Erläuterung des gewählten Ansatzes vorangestellt werden.<sup>1</sup>

## 2 Die Kaufkraftparitätentheorie

In einem Regime flexibler Wechselkurse bestimmt nach der Kaufkraftparitätentheorie (KKPT) das Verhältnis der Preisniveaus zweier Länder Höhe und Änderungen des Wechselkurses zwischen ihren Währungen.<sup>2</sup> Unter der Voraussetzung eines vollkommenen Weltmarktes gälte dann

$$(1) E = P_i / P_a$$

mit  $E$  = Wechselkurs zwischen Inland und Ausland in Preisnotierung,  $P_i$  = Preisniveau im Inland,  $P_a$  = Preisniveau im Ausland.

Nach (1), der absoluten Form der KKPT, ist die Kaufkraft des Geldes im In- und Ausland die gleiche. Gleichung (1) wird durch Arbitrage aufrechterhalten: Steigt z. B. das inländische Preisniveau  $P_i$ , erhöhen die Inländer ihre Nachfrage im für sie jetzt billigeren Ausland. Der daraus resultierende Importsog erhöht den Importwert und damit den Wechselkurs  $E$ , bis (1) wieder hergestellt ist.

<sup>1</sup> Die der Arbeit zugrunde gelegten ökonometrischen Methoden werden in Charemza/Deadman [1992], Cuthbertson u. a. [1992], S. 98 - 154, und Harris [1995] geschildert.

<sup>2</sup> Vgl. (auch zu den folgenden Ausführungen) Rose/Sauernheimer [1995], S. 177 - 181.

Unter der realistischeren Annahme eines unvollkommenen Weltmarktes und der Existenz international nicht-handelbarer Güter (wie z. B. Wohnraum) ist (1) durch die relative Form der KKPT

$$(2) E = P_i / (K P_a) \quad \text{mit } K = \text{Konstante} > 0$$

zu ersetzen, da z. B. eine allgemeine Erhöhung der Wohnungsmieten in nur einem der Länder nicht zu Arbitrage führen wird. Gleichung (2) läßt sich durch Logarithmierung linearisieren:

$$(3) e = k + p_i - p_a$$

mit  $e = \ln E$ ,  $p_i = \ln P_i$ ,  $p_a = \ln P_a$ ,  $k = \ln(K^{-1})$ .

Ist zu zwei Zeitpunkten  $t$  und  $(t - 1)$  die Relation (3) erfüllt, muß bei Konstanz von  $k$

$$(4) e_t - e_{t-1} = \Delta e_t = \Delta p_{i,t} - \Delta p_{a,t}$$

gelten. Die relative Kaufkraftparitätentheorie impliziert also, daß die Differenzen zwischen den Inflationsraten zweier Länder den Änderungen des Wechselkurses zwischen ihren Währungen entsprechen.<sup>3</sup>

Nun gibt es aber neben dem Preisniveauverhältnis sicherlich noch weitere, v. a. kurzfristige Determinanten des Wechselkurses.<sup>4</sup> Gleichung (3) hat allenfalls langfristig Bestand und wird bei dauernden exogenen Störungen u. U. niemals erreicht. Damit erhält auch eine komparativ-statische Analyse wie (4), in der (3) zu zwei verschiedenen Zeitpunkten verglichen wird, einen hypothetischen Charakter. Die entscheidende Hypothese der Kaufkraftparitätentheorie ist jedoch, daß ein flexibler Wechselkurs dazu tendiert, sich an das durch die Kaufkraftparität repräsentierte langfristige Gleichgewicht anzupassen.<sup>5</sup> Ein solcher dynamischer Prozeß wird weder von (3) noch von (4) angemessen wiedergegeben. Es bietet sich vielmehr eine Darstellung der relativen KKPT in Fehlerkorrekturform an:

$$(5) \Delta e_t = \beta_{10} \Delta p_{i,t} + \beta_{20} \Delta p_{a,t} - \alpha (e_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 p_{i,t-1} - \gamma_2 p_{a,t-1})$$

mit dem kointegrierenden Vektor  $(1 \quad -\gamma_0 \quad -\gamma_1 \quad -\gamma_2)'$  =  $(1 \quad -k \quad -1 \quad 1)'$ .<sup>6</sup> Der Fehlerkorrekturterm  $(e_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 p_{i,t-1} - \gamma_2 p_{a,t-1})$  entspricht dann der Abweichung von der langfristigen Relation (3). Die übrigen Terme sind jedoch nicht etwa mit denen in (4) zu vergleichen, da weder in  $t$  noch in  $(t - 1)$  (3) verwirklicht sein muß. Deshalb sind die „impact multipliers“

<sup>3</sup> Da die Variablen in (3) logarithmiert sind, handelt es sich bei denen in (4) um Wachstumsraten.

<sup>4</sup> Zu weiteren Wechselkursdeterminanten, vgl. Rose/Sauernheimer [1995], S. 181 - 235.

<sup>5</sup> Vgl. Officer [1976], S. 3.

<sup>6</sup> Bei Geltung der absoluten statt der relativen KKPT müßte zusätzlich  $k = 0$ , also  $K = 1$  sein.

$\beta_{10}$  und  $\beta_{20}$  auch von der Theorie nicht festgelegt. Der Fehlerkorrekturkoeffizient  $\alpha$  muß positiv sein, damit die oben erwähnte Tendenz zum langfristigen Gleichgewicht vorliegt. Eine Änderung des Wechselkurses setzt sich in (5) also aus unverzögerten Reaktionen auf Inflation in beiden Ländern zusammen sowie aus einem Anpassungsprozeß an das langfristige Gleichgewicht (3), dessen Geschwindigkeit sich nach der Höhe des Fehlerkorrekturkoeffizienten richtet.

### 3 Der Ansatz

#### 3.1 Formulierung des Fehlerkorrekturmodells und Auswahl des Wechselkurses

Will man die relative KKPT ökonometrisch auf ihre Stichhaltigkeit in der langen Frist überprüfen, ist das Fehlerkorrekturmodell (5) unter Berücksichtigung auch verzögerter Reaktionen von  $\Delta c_t$  als

$$(6) \quad \Delta c_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta c_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_{1j} \Delta p_{i,t-j} + \sum_{k=0}^r \beta_{2k} \Delta p_{a,t-k} - \alpha(c_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 p_{i,t-1} - \gamma_2 p_{a,t-1}) + \varepsilon_t$$

mit  $\varepsilon_t$  white noise zu schätzen und zu testen, ob der kointegrierende Vektor mit  $(1 \quad -k \quad -1 \quad 1)'$  übereinstimmt.<sup>7</sup> In der Literatur<sup>8</sup> wird häufig auch unterstellt, daß Preisvariationen im Inland im gleichen Ausmaß den Wechselkurs beeinflussen wie Preisvariationen im Ausland. Dann lassen sich die Variablen  $P_i$  und  $P_a$  in (2) zu  $P = P_i / P_a$  zusammenfassen. Statt (6) ist dann das Fehlerkorrekturmodell

$$(7) \quad \Delta c_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta c_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta p_{i,t-j} - \alpha(c_{t-1} - \gamma_0 - \gamma_1 p_{i,t-1}) + \varepsilon_t$$

mit  $p = \ln P$  und  $\varepsilon_t$  white noise zu schätzen.  $\Delta p_t$  gibt dabei die Differenz der Inflationsraten in  $t$  an. Beide Ansätze werden im folgenden verfolgt; der zweite hat aber den Nachteil, eine Restriktion aufzuerlegen ohne sie zu testen, was einem „general to specific modelling“ widerspricht.

Die KKPT soll hier exemplarisch für *einen* Wechselkurs analysiert werden. Die Wahl fiel auf den Wechselkurs zwischen der Deutschen Mark und der spanischen Peseta. Erstens besteht zwischen Deutschland und Spanien ein relativ umfangreicher Außenhandel, ohne den der Arbitrage-Mechanismus nicht möglich wäre. Während Spanien für Deutschland ein Außenhandelspartner der mittleren Größe ist, ist Deutschland für Spanien als Außen-

<sup>7</sup> Das Fehlerkorrekturmodell (5) soll durch die Aufnahme endogener und exogener Lag-Variablen eine allgemeinere Form erhalten, um die angemessene spezifische Form mit Hilfe der Methode des „general to specific modelling“ festlegen zu können.

<sup>8</sup> Vgl. z. B. Taylor [1988], Taylor/McMahon [1988], Johnson [1990], Bleaney [1992], Nachane/Chrissanthaki [1991], Kim [1990].

handelspartner zusammen mit Frankreich am wichtigsten.<sup>9</sup> Zweitens bestand zwischen den Inflationsraten der beiden Länder lange Zeit eine deutliche Differenz. In diesem Fall ist die Wahrscheinlichkeit größer, daß der Einfluß der Differenz zwischen den Inflationsraten auf den Wechselkurs nicht durch andere Determinanten überlagert wird. Hinweise auf die Gültigkeit der KKPT sollten hier also relativ deutlich erkennbar sein.<sup>10</sup>

### 3.2 Festlegung des Untersuchungszeitraums und der zeitlichen Aggregation der Daten

Bei der Abgrenzung des Untersuchungszeitraums ist zu beachten, daß ein Regime flexibler Wechselkurse vorliegen muß, wenn man die KKPT wirklich als Theorie zur Bestimmung des Wechselkurses begreift.<sup>11</sup> Im Zuge des Kollapses des Bretton-Woods-Systems und der Freigabe des Dollarkurses in den ersten Monaten von 1973 wurden auch in Westeuropa die Wechselkurse freigegeben. Um im folgenden Friktionen in dieser Übergangsphase zu flexiblen Wechselkursen auszuschließen, soll der Beobachtungszeitraum mit dem Anfang des Jahres 1974 beginnen und bis zur Gegenwart reichen. Zwar ist die Flexibilität des DM-Peseten-Wechselkurses seit dem Beitritt Spaniens zum Wechselkursmechanismus des europäischen Währungssystems am 19. 06. 1989 auf eine Bandbreite von  $\pm 6\%$  eingeschränkt worden, doch führte Druck auf die Peseta in der Folge mehrmals zu einer Neufestlegung des bilateralen DM-Peseten-Leitkurses im EWS (so am 17. 09. 1992, am 23. 11. 1992 und am 14. 05. 1993). Am 02. 08. 1993 wurde die Bandbreite des Peseten-Wechselkurses gegenüber anderen Währungen des EWS auf  $\pm 15\%$  ausgeweitet, was einer völligen Freigabe des Wechselkurses nahekommt.<sup>12</sup>

Bei der zeitlichen Aggregation des Datenmaterials ist zu beachten, daß die erforderlichen Analyseverfahren eine große Anzahl von Beobachtungswerten voraussetzen. Andererseits warnt Hendry<sup>13</sup> davor, die Stichprobe einfach durch zeitliche Disaggregation auszuweiten, weil mit solchen zeitlich disaggregierten Daten langfristige Relationen kaum überprüft werden können.<sup>14</sup> Nach Frankel<sup>15</sup> braucht der Anpassungsprozeß an die Kaufkraftparität nach einer Störung u. U. mehr als zehn Jahre, weshalb Jahresdaten zu benutzen seien. Mit der Verwendung von Quartalsdaten soll hier ein Mittelweg eingeschlagen werden.

<sup>9</sup> Vgl. International Monetary Fund, Direction of trade statistics, Jahrgänge 1975 - 1995.

<sup>10</sup> Vgl. Rose/Sauernheimer [1995], S. 180.

<sup>11</sup> In der Literatur wird die KKPT z. T. auch bei fixen Wechselkursen getestet; vgl. z. B. Johnson [1990]. Dort wird dann z. B. die Differenz der Inflationsraten als endogene Variable betrachtet.

<sup>12</sup> Die Daten sind den Statistischen Beiheften zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 5, entnommen.

<sup>13</sup> Vgl. Hendry [1986], S. 206.

<sup>14</sup> In der Tat führt eine Überprüfung der KKPT mit Monatsdaten oft zur Ablehnung der Theorie; vgl. Kim [1990], S. 492.

<sup>15</sup> Vgl. Kim [1990], S. 492; der Originalartikel von Frankel lag nicht vor.



### 3.3 Preisindizes

Nun erlaubt das vorhandene Datenmaterial nicht ohne weiteres eine Schätzung von (6) oder (7): Statt der erforderlichen Preisniveaus sind lediglich Preisindizes verfügbar. Nun ist jedoch (1) zu jedem Zeitpunkt  $t$  zerlegbar in

$$E = (P_{i,0} * PI_{i,t}) / (P_{a,0} * PI_{a,t}) = B_0 * (PI_{i,t} / PI_{a,t})$$

mit  $P_0$  = Preisniveau in der Basisperiode 0,  $PI_t$  = Preisindex in  $t$  bezogen auf die Basisperiode 0,  $B_0 = P_{i,0} / P_{a,0}$  = Preisverhältnis zwischen In- und Ausland in der Basisperiode 0 mit  $B_0 > 0$ .

Überträgt man diese Dekomposition auf die relative Kaufkraftparitätentheorie in (2), erhält man

$$E = (B_0 / K) * (PI_{i,t} / PI_{a,t}) = PI_{i,t} / (\tilde{K} * PI_{a,t})$$

mit  $\tilde{K} = (K / B_0)$  und  $\tilde{K} > 0$ .

Die Preisindizes,  $PI$ , und der Wechselkurs,  $E$ , sind als Daten verfügbar;  $B_0$  und damit  $\tilde{K}$  sind unbekannt. Ersetzt man nun in den Gleichungen (3) bis (7) jeweils  $K$  durch  $\tilde{K}$  und die Preisniveaus durch Preisindizes, zeigt sich, daß die uns besonders interessierenden Parameter  $\alpha$ ,  $\gamma_1$  und  $\gamma_2$  von dieser Transformation unberührt bleiben. Es ändert sich allerdings der Parameter  $\gamma_0$ , der vorher  $k = \ln(K^{-1})$  repräsentierte, zu  $\tilde{k} = \ln(\tilde{K}^{-1})$ . Für eine Überprüfung der relativen KKPT sind die Kenntnis oder die Bestimmung von  $K$  jedoch nicht notwendig. Anders läge der Fall bei einer Überprüfung der absoluten KKPT, nach der  $K = 1$ , also  $k = 0$  sein müßte. Verzichtet man also auf einen Test über die absolute KKPT, lassen sich in den Schätzgleichungen (6) und (7) die Preisniveaus durch Preisindizes ersetzen.

Schließlich ist noch festzulegen, welcher Preisindex verwendet werden soll. In der Literatur benutzt man sowohl einen breiteren Index, den Preisindex für die Lebenshaltung, (CPI), als auch einen engeren, den Großhandelspreisindex, (WPI).<sup>16</sup> Der Großhandelspreisindex sollte die KKPT in jedem Fall eher unterstützen, weil in ihm der Anteil der international handelbaren Güter größer ist. Dies kann für aber auch gegen seine Verwendung sprechen.<sup>17</sup> Deshalb sollen in der folgenden Analyse beide Indizes benutzt werden.<sup>18</sup>

Daraus ergeben sich prinzipiell vier Ansätze: Modell (6) mit den Preisindizes der Lebenshaltung von Deutschland, (CPID), und von Spanien, (CPIE), Modell (6) mit den Groß-

<sup>16</sup> Vgl. Whitt [1992], S. 76.

<sup>17</sup> Nach Keynes [1930], S. 72 - 74, kommt die KKPT gemessen in Großhandelspreisen einer Binsenwahrheit nahe. Andererseits stellt die KKPT gemessen in Preisen der Lebenshaltung u. U. zu hohe Ansprüche an die empirische Überprüfbarkeit der Theorie.

<sup>18</sup> Zu weiteren Angaben über das verwandte Datenmaterial, vgl. das Quellen- und Abkürzungsverzeichnis.

handelspreisindizes von Deutschland, (WPID), und von Spanien, (WPIE), sowie deren Spezialfälle Modell (7) mit dem Verhältnis der Preisindizes der Lebenshaltung, (CPIR), und Modell (7) mit dem Verhältnis der Großhandelspreisindizes, (WPIR).

### 3.4 Untersuchungsziele

Die nun folgende empirische Untersuchung soll sich an zwei Fragen orientieren: 1. Gibt es ein langfristiges Gleichgewicht zwischen den Variablen, das der KKPT entspricht? 2. Sollte die erste Frage bejaht werden können, stellt sich anschließend die Frage, wie der Wechselkurs auf Abweichungen von diesem Gleichgewicht reagiert.

Um diese Fragen zu beantworten, wird hier folgende Vorgehensweise gewählt: Zunächst werden die einzelnen Variablen auf Integration getestet; es folgen Kointegrationstests im Rahmen des zweistufigen Verfahrens von Engle und Granger<sup>19</sup> sowie der Johansen-Technik<sup>20</sup>; sollte eine langfristige Relation zwischen den Variablen festgestellt werden können, wird jeweils ein Fehlerkorrekturmodell damit geschätzt. Alle Tests werden bei einem Signifikanzniveau von 5% beurteilt.

### 4 Integrationstests über Wechselkurs und Preisindizes

Jede der sieben logarithmierten Variablen<sup>21</sup> wurde mit Hilfe des Dickey-Fuller- bzw. Augmented Dickey-Fuller-Tests auf Integration getestet. Dabei ist zunächst zu entscheiden, ob die Dickey-Fuller-Gleichung

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{DF-Test}) \text{ bzw.}$$

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \psi_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{ADF-Test}) \text{ mit } \varepsilon_t \text{ jeweils white noise}$$

um ein Absolutglied und eventuell auch um einen deterministischen Trend erweitert werden soll oder nicht. Da unklar ist, durch welchen Prozeß eine Variable generiert wird, dieser Prozeß also durchaus auch einen Drift- oder Trendterm enthalten kann, ist nach Harris<sup>22</sup> generell eine Dickey-Fuller-Gleichung mit Absolutglied und Trend den anderen beiden Gleichungen vorzuziehen. Deshalb wird hier diese Gleichung den DF- und ADF-Tests zugrunde gelegt, zumal der graphische Verlauf zumindest der Niveauwerte der Variablen das Vorhandensein einer Drift oder eines deterministischen Trends nahelegt. Nachteil

<sup>19</sup> Vgl. Engle/Granger [1987], S. 260 - 264.

<sup>20</sup> Vgl. Johansen [1988].

<sup>21</sup> LWDMP = logarithmierter Wechselkurs in DM pro 100 Peseten, LWPIE, LCPIR, LCPIE, LWPIR, LCPIR mit LWPIE = ln(WPIE) etc.

<sup>22</sup> Vgl. Harris [1995], S. 32.

dieses Vorgehens ist, daß der  $\beta$ -Fehler dieser Tests zunimmt, wenn der Prozeß nicht tatsächlich eine Drift oder einen Trend enthält.<sup>23</sup>

Zur Bestimmung der maximalen Verzögerung der endogenen Lag-Variablen (zur Vermeidung von Autokorrelation der Residuen) wurden folgende zwei Methoden verwendet:

Methode 1: Die Dickey-Fuller-Gleichung wurde für jede Variable jeweils ohne Lag sowie mit einem maximalen Lag von  $k = 1, 2, 3, 4$  und  $5$  geschätzt. Grundlage der Bewertung war dann jeweils die Gleichung, bei der der neu hinzugefügte Lag zum letzten Mal signifikant war. Da dann die weiteren, später hinzugefügten Lags insignifikant sind, ist Autokorrelation der Residuen unwahrscheinlich.<sup>24</sup>

Methode 2: Die Dickey-Fuller-Gleichung wird sukzessive um endogene Lag-Variablen erweitert, bis die Residuen keine Autokorrelation mehr aufweisen. Als Test auf Autokorrelation ist hier der Durbin-Watson-Test unangebracht, da dieser nur auf Autokorrelation 1. Ordnung testet, v. a. aber, weil er nicht anwendbar ist, wenn endogene Lag-Variablen in der Schätzgleichung vorkommen. Stattdessen wurde die F-Form des Lagrange-Multiplier-Tests auf Autokorrelation 1. bis 5. Ordnung verwendet.<sup>25</sup>

Die Ergebnisse stimmen für beide Methoden überein.<sup>26</sup> Stationarität wird für die Niveauwerte aller Variablen abgelehnt. Dagegen sind alle Variablen in *zweiten* Differenzen stationär. Daraus folgt, daß die Variablen durch Differenzierung in stationäre Variablen überführt werden können. Alle Variablen sind entweder integriert vom Grade 1 oder vom Grade 2. Die Tests über die Variablen in ersten Differenzen lehnen für die meisten Zeitreihen die Nullhypothese „Nicht-Stationarität“ ab. Für den Großhandelspreisindex in Spanien, LWPIE, sowie den deutschen Preisindex der Lebenshaltung, LCPID, kann diese Nullhypothese jedoch weder nach Methode 1 noch nach Methode 2 abgelehnt werden. Demnach wären die Niveauwerte dieser beiden Variablen integriert vom Grade 2, während die Niveauwerte aller übrigen Variablen integriert vom Grade 1 wären.

Nun ist aber eine logarithmierte Zeitreihe von Inlandspreisindex pro Auslandspreisindex (LWPIR bzw. LCPIR) nichts anderes als der logarithmierte Preisindex des Auslands (LWPIE bzw. LCPIE) subtrahiert vom logarithmierten Preisindex des Inlands (LWPID bzw. LCPID). Da aber die Integrationsordnung einer Linearkombination zweier Zeitreihen derjenigen Ordnung der höher integrierten Zeitreihe entspricht,<sup>27</sup> und da LWPIR und LCPIR (genauso wie auch LWPID und LCPIE) integriert vom Grade 1 sind, können auch LWPIE und LCPID höchstens  $I(1)$  sein. Demnach wäre das Testergebnis für LWPIE und

<sup>23</sup> Vgl. Harris [1995], S. 31.

<sup>24</sup> Dieses Vorgehen ist Teil des Programms „PC-Give“, vgl. Doornik/Hendry [1994a], S. 91 - 95. Ein signifikanter Lag für  $k > 5$  ist bei Quartalsdaten unwahrscheinlich.

<sup>25</sup> Näheres zu diesem Test, vgl. Doornik/Hendry [1994a], S. 283 und S. 334 - 335.

<sup>26</sup> Aus diesem Grunde sind in Anhang 1 nur die mit Methode 1 ermittelten Ergebnisse wiedergegeben.

<sup>27</sup> Kointegration als Ausnahme von dieser Regel kommt hier nicht in Betracht, da eine  $I(1)$ -Variable (hier LWPID bzw. LCPIE) nicht mit einer  $I(2)$ -Variablen (LWPIE bzw. LCPID) kointegriert sein kann.

LCPID in den ersten Differenzen falsch; ein  $\beta$ -Fehler wäre aufgetreten. Für diese Vermutung spricht auch die oben erwähnte, bei der verwendeten Dickey-Fuller-Gleichung mögliche Häufung von  $\beta$ -Fehlern.

Im übrigen erweisen sich die Testergebnisse aller Variablen in ersten Differenzen als sehr instabil, sowohl hinsichtlich der Einbeziehung des Drift- bzw. Trendterms in die Dickey-Fuller-Gleichung als auch bezüglich der gewählten maximalen Lag-Länge.

In der Literatur zur KKPT werden Preisindizes i. d. R. als integriert vom Grade 1 angegeben.<sup>28</sup> In anderen Untersuchungen werden hingegen auch vom Grade 2 integrierte Preisindizes gefunden.<sup>29</sup>

Aus den oben angegebenen Gründen (also v. a. der Möglichkeit, daß  $\beta$ -Fehler die Inkonsistenzen in den Testergebnissen verursacht haben können) soll im folgenden angenommen werden, daß alle Variablen  $I(1)$  sind. Da die Testergebnisse diese Annahme aber nicht eindeutig unterstützen, steht alles folgende unter Vorbehalt.

## 5 Die Kaufkraftparitätentheorie im Verfahren von Engle und Granger

### 5.1 Der erste Schritt: Drei Ansätze

Im ersten Schritt dieser Methode ist eine langfristige Gleichung

$$(8) \quad y_t = \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \dots + \gamma_k x_{kt} + \varepsilon_t$$

mit dem kointegrierenden Vektor  $\hat{\beta} = (1 \quad -\hat{\gamma}_1 \quad -\hat{\gamma}_2 \quad \dots \quad -\hat{\gamma}_k)'$  zu schätzen. Dabei wurden drei Ansätze verfolgt:

Ansatz 1: Der inländische und der ausländische Preisindex werden jeweils als eigener Regressor in (8) aufgenommen (s. die Gleichungen (8.1) und (8.2) in Anhang 2). Dieser Ansatz entspricht am ehesten einem „general to specific modelling“ und läuft auf das Fehlerkorrekturmodell (6) hinaus.

Ansatz 2: Das Verhältnis der Preisindizes geht als einziger Regressor in (8) ein (s. (8.3) und (8.4) in Anhang 2). Dieser in der Literatur weit verbreitete Ansatz ist ein gegenüber Ansatz 1 restringiertes Modell. Ist  $\gamma_1$  in Gleichung (8) der Parameter des Inlandspreisindex und  $\gamma_2$  der Parameter des Auslandspreisindex, lautet die Restriktion, die Ansatz 1 in Ansatz 2 überführt:  $\gamma_1 = -\gamma_2$ . Ansatz 2 läuft auf das Fehlerkorrekturmodell (7) hinaus.

<sup>28</sup> Vgl. z. B. Kugler/Lenz [1993], S. 181.

<sup>29</sup> Vgl. Hall [1986], S. 232.

Ansatz 3: Der von der Theorie vorgegebene kointegrierende Vektor  $(1 \quad -\gamma_0 \quad -\gamma_1 \quad -\gamma_2)' = (1 \quad -k \quad -1 \quad 1)'$  wird unterstellt (s. (8.5) und (8.6) in Anhang 2). Dieser Ansatz entspricht Ansatz 2, wenn man letzterem die Restriktion  $\gamma_1 (= -\gamma_2) = 1$  auferlegt.

Aus theoretischen Gründen (s. die Kapitel 2 und 3) sind alle drei Ansätze mit Absolutglied zu schätzen. Da in Ansatz 3 alle Parameter bis auf das Absolutglied festgelegt sind, läuft die Schätzung dieses Absolutglieds hier auf die Bildung eines arithmetischen Mittels hinaus.

Die Schätzergebnisse sind in Anhang 2 wiedergegeben. Die durchgehend sehr niedrigen DW-Werte weisen erwartungsgemäß auf „spurious regressions“<sup>30</sup> hin. Deshalb müssen die Parameterschätzungen als vorläufig angesehen werden. Jedoch kann jetzt schon gesagt werden, daß alle mit Ansatz 1 geschätzten Parameter sowie die von Ansatz 2 mit Preisindizes der Lebenshaltung geschätzten mit der Theorie nicht übereinzustimmen scheinen. Dagegen könnte Ansatz 2 mit Großhandelspreisindizes die KKPT gut bestätigen.

Testet man nun die berechneten Werte der Residuen ( $EC_{it}$ ) auf Einheitswurzeln, entspricht dies einem Kointegrationstest über die Variablen der langfristigen Gleichung. Da in diesen Gleichungen bereits ein Absolutglied enthalten ist, darf die Dickey-Fuller-Gleichung kein Absolutglied enthalten.<sup>31</sup> Es kann also nur eine Dickey-Fuller-Gleichung ohne Absolutglied und ohne deterministischen Trend verwendet werden. Auch hier wurden beide im Rahmen der Integrationstests beschriebenen Methoden zur Ermittlung der maximalen Verzögerung der endogenen Lag-Variablen angewandt. Die Testergebnisse, dargestellt in Anhang 2, zeigen folgendes: Ansatz 1 mit Großhandelspreisindizes und Ansatz 2 mit Preisindizes der Lebenshaltung können die Nullhypothese „Nicht-Kointegration“ nach keiner der beiden Methoden ablehnen. Auch für Ansatz 1 mit dem Preisindex der Lebenshaltung verneint Methode 2 eine Kointegration der Variablen. Der nach Methode 1 berechnete Wert liegt am Rande des Unschlüssigkeitsbereichs zum Ablehnungsbereich. In Ansatz 2 mit dem Großhandelspreisindex wird nach Methode 1 Kointegration deutlich bestätigt, während es nach Methode 2 nicht bestätigt werden kann. In Ansatz 3 schließlich lassen alle Resultate auf Kointegration schließen, beim Großhandelspreisindex jedoch deutlicher als beim Preisindex der Lebenshaltung. Die Erwartung, daß die KKPT mit Großhandelspreisindizes eher unterstützt wird als mit Preisindizes der Lebenshaltung, wird durch die Resultate leicht gestützt.

Abgesehen von der z. T. auftretenden Diskrepanz zwischen den Ergebnissen von Methode 1 und Methode 2 sind die Testergebnisse noch in einem zweiten, viel fundamentaleren Sinn in sich nicht schlüssig: Schätzt man den unrestringierten Ansatz 1, wählt die Kleinst-

<sup>30</sup> Zu diesem Phänomen und der damit verbundenen Problematik, vgl. Banerjee u. a. [1993], S. 70 - 81.

<sup>31</sup> Vgl. Harris [1995], S. 53.

quadratmethode aufgrund der Eigenschaft der Superkonsistenz<sup>32</sup> diejenigen Parameter aus, die zusammen am ehesten einen kointegrierenden Vektor bilden. Werden diesen Parametern wie in Ansatz 2 oder gar Ansatz 3 Restriktionen auferlegt, können sie nicht mehr diese in bezug auf Kointegration optimale Kombination bilden. Kann deshalb schon nach Ansatz 1 (Ansatz 2) Kointegration nicht bestätigt werden, sollten die Variablen in Ansatz 2 (Ansatz 3) erst recht nicht kointegriert sein. Gegen diese theoretischen Überlegungen verstoßen die vorliegenden Testergebnisse aber fast ganz regelmäßig. Über die Ursachen dafür kann an dieser Stelle nur spekuliert werden: Vielleicht liegt es daran, daß der Integrationsgrad der Variablen nicht eindeutig bestimmt werden konnte, oder daran, daß die von der Theorie vorgegebene Einteilung in endogene und exogene Variablen von dem vorhandenen Datenmaterial nicht unterstützt wird.

Betrachtet man die Schätzergebnisse von Ansatz 3, in dem ja die KKPT explizit über Restriktionen enthalten ist, isoliert, wird die KKPT über den ersten Schritt des Engle-Granger-Verfahrens deutlich bestätigt. Deshalb soll trotz der oben geschilderten Unstimmigkeiten das Verfahren mit Ansatz 3 fortgeführt werden. Auf eine gesonderte Behandlung von Ansatz 2 mit Großhandelspreisindizes, bei dem mit Methode 1 Kointegration festgestellt wurde, kann wegen der großen Ähnlichkeit der Schätzergebnisse zum entsprechenden Ansatz 3 verzichtet werden.<sup>33</sup>

## 5.2 Der zweite Schritt: Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells

Der zweite Schritt des Engle-Granger-Verfahrens besteht hier in der Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells über beide Gleichungen von Ansatz 3. Grundlage der Schätzung ist jeweils das Fehlerkorrekturmodell (7), wobei  $\gamma_1 = 1$  von der relativen KKPT gegeben ist und  $\gamma_0$  im ersten Schritt geschätzt wurde. Die maximale Lag-Länge der beiden neben dem Fehlerkorrekturterm als Regressoren verwendeten Variablen, der Veränderungsrate des Wechselkurses und der Differenz der Inflationsraten, wird zunächst auf  $p = q = 4$  festgelegt.<sup>34</sup> Damit hat das Modell incl. des Fehlerkorrekturterms zehn Regressoren. Ihnen wird noch ein Absolutglied hinzugefügt, das sich allerdings als insignifikant erweisen sollte, weil das Modell sonst eine Drift enthielte und somit ein eventuelles Gleichgewicht nicht stabil wäre. Die Anzahl der Regressoren wird dann mit einem „general to specific modelling“ reduziert.

<sup>32</sup> Vgl. Stock [1987], v. a. S. 1040 - 1043.

<sup>33</sup> Vgl. aber S. 13.

<sup>34</sup> Diese maximale Verzögerung entspricht der für Quartalsdaten üblichen maximalen Verzögerung von fünf Perioden in ADL-Modellen.

### 5.2.1 Ansatz 3 mit Großhandelspreisindizes

Zunächst wurde das generelle Fehlerkorrekturmodell

$$(9) \Delta \text{LWDMP}_t = d_0 + \alpha \text{EC}_{5,t-1} + \sum_{i=1}^4 \beta_i \Delta \text{LWDMP}_{t-i} + \sum_{j=0}^4 \gamma_j \Delta \text{LWPIR}_{t-j} + \varepsilon_t$$

mit  $\text{EC}_{5t} = \text{LWDMP}_t - 1,6013 - \text{LWPIR}_t$

über OLS geschätzt. Von den Regressoren erweisen sich die um ein Quartal verzögerte Veränderungsrate des Wechselkurses sowie die unverzögerte und die um vier Perioden verzögerte Inflationsdifferenz als signifikant. Die Konstante ist erwartungsgemäß insignifikant, der Fehlerkorrekturterm jedoch auch (wenn auch nur knapp). Der Determinationskoeffizient von 43% ist vergleichsweise gering. Ein Reset-Test weist auf Misspezifikation hin. Die Residuen sind heteroskedastisch und nicht normal verteilt.<sup>35</sup> Wenn schon das generelle Modell v. a. die letzten beiden Eigenschaften aufweist, muß das Modell als unbrauchbar gelten. Ein normierter rekursiver Chow-Test<sup>36</sup> über diese Schätzung weist auf einen eventuellen Strukturbruch im vierten Quartal 1992 hin.<sup>37</sup> Die Ursachen für die ungenügenden Schätzergebnisse scheinen jedoch eher im dritten Quartal 1977 zu liegen, wo der berechnete Wert des Chow-Tests auch dem kritischen Wert nahekommt. Am 15. Juni 1977 fanden in Spanien die ersten demokratischen Parlamentswahlen statt, nachdem General Franco zwei Jahre zuvor verstorben war. Im Bemühen um eine Verbesserung der Zahlungsbilanz ließ die neue Regierung eine drastische Abwertung der Peseta gegenüber Währungen wie der DM zu, die allein im Juli 1977 20% betrug.<sup>38</sup> Erweitert man das Modell um eine Impuls-Dummy-Variable für das dritte Quartal 1977 (im folgenden „D773“) hat dies folgende Konsequenzen:

1. Die Dummy-Variable ist hoch signifikant.
2. Alle Annahmeverletzungen bez. der Residuen sind auf einmal beseitigt.
3. Der Determinationskoeffizient steigt deutlich auf 57%.
4. Der Fehlerkorrekturterm wird signifikant, die um vier Perioden verzögerte Inflationsdifferenz insignifikant.

Die in dieser Schätzung insignifikanten Regressoren können durch Auferlegen von Nullrestriktionen sukzessive eliminiert werden. Die Gültigkeit dieser Restriktionen wird durch F-Tests bestätigt. Das schließlich resultierende Modell<sup>39</sup>

<sup>35</sup> Diese Aussagen basieren auf einem White-Test, in dessen Hilfsregression die Kreuzprodukte weggelassen wurden, und auf einem Test auf Normalverteilung der Residuen mit der Prüfgröße von Bera und Jarque.

<sup>36</sup> Vgl. Charenza/Deadman [1992], S. 71 - 72.

<sup>37</sup> Schätzt man das gleiche Modell erweitert um eine Impuls-Dummy-Variable für 1992/4, ist diese Variable zwar signifikant, die Annahmeverletzungen bez. der Residuen bleiben jedoch erhalten.

<sup>38</sup> Vgl. Börsen- und Wirtschaftshandbuch 1978, S. 273.

<sup>39</sup> t-Werte in Klammern.

$$(10) \Delta \text{LWDMP}_t = -0,166 * D773 - 0,099 * EC_{5,t-1} + 0,167 * \Delta \text{LWDMP}_{t-1} + 0,877 * \Delta \text{LWPIR}_t$$

(-6,03)
(-2,17)
(2,07)
(5,69)

weist keine Annahmeverletzungen bez. der Residuen und auch sonst keine Anzeichen für Misspezifikation auf. Nach diesem Modell wird die Veränderungsrate des Wechselkurses zwischen DM und Peseta in einem Quartal  $t$  bestimmt von der Veränderungsrate des Wechselkurses des vorhergehenden Quartals, von der in  $t$  bestehenden Differenz zwischen den Inflationsraten beider Länder und von Abweichungen des Wechselkurses von seinem langfristigen Gleichgewicht repräsentiert durch die relative KKPT. Da der für den Fehlerkorrekturterm geschätzte Parameter ein negatives Vorzeichen hat, der Fehlerkorrekturkoeffizient also positiv ist, kommt es nach Schocks tatsächlich zu einem Anpassungsprozeß an die relative KKPT. Eine zehnpromtente Abweichung des Wechselkurses von der KKPT führt dem Fehlerkorrekturkoeffizient zufolge zu einer einprozentigen Änderung des Wechselkurses pro Quartal.

Das Modell ist nun noch auf Parameterkonstanz zu überprüfen. Ein normierter rekursiver Chow-Test über die Schätzung weist mit gleich fünf möglichen Strukturbrüchen auf mangelnde Parameterkonstanz hin. Allerdings muß hier auch berücksichtigt werden, daß sich dieser Test im Grunde aus einer Vielzahl von Chow-Tests zusammensetzt. Deshalb ist auch damit zu rechnen, daß es sich bei einigen dieser „Strukturbrüche“ um  $\alpha$ -Fehler handelt.<sup>40</sup> Im weiteren ist das Modell noch einmal unter Weglassen der letzten acht Beobachtungswerte geschätzt und ein Prognose- $\chi^2$ -Test sowie ein Chow-Test für Prognosen berechnet worden.<sup>41</sup> Während der erstere Parameterkonstanz und Prognosequalität des Modells in Zweifel zieht (p-value von 0,0342), kommt der Chow-Test zum umgekehrten Ergebnis (p-value von 0,1219).

Daß auch beim „general to specific modelling“ nicht unbedingt nur ein Modell resultieren kann, läßt sich demonstrieren, wenn man Modell (9), erweitert um die Dummy-Variable D773, Nullrestriktionen in einer anderen Reihenfolge auferlegt. Beginnt man statt mit der Elimination der um vier Perioden verzögerten Variablen mit der der um zwei und drei Perioden verzögerten, wird die um vier Perioden verzögerte Inflationsdifferenz signifikant. Da die Schätzergebnisse bez. der Parameterkonstanz hiermit keineswegs besser sind als die des bisherigen Modells und da diese Variable hier auch aus theoretischer Sicht nicht sehr sinnvoll ist,<sup>42</sup> wurde im Sinne einer sparsamen Parametrisierung dem bisherigen Modell, also (10), der Vorzug gegeben.

<sup>40</sup> Führt man mehrere Tests zum jeweils gleichen Signifikanzniveau durch, geht die Irrtumswahrscheinlichkeit aller Tests zusammengenommen über das Signifikanzniveau der einzelnen Tests hinaus; vgl. zu diesem Phänomen das Kapitel „data mining“ in Charemza/Deadman [1992], S. 14 - 31.

<sup>41</sup> Vgl. Doornik/Hendry [1994a], S. 317 - 318, und Harvey [1990], S. 181 - 185.

<sup>42</sup> Warum sollte der Einfluß der um vier Perioden verzögerten Inflationsdifferenz signifikant sein und der Einfluß der um zwei und drei Perioden verzögerten nicht?



Wenn man nun mit dem fast identischen Ansatz 2 des vorigen Kapitels (ebenfalls mit Großhandelspreisen) ein Fehlerkorrekturmodell schätzt, ergibt ein „general to specific modelling“ ein Modell, dessen Regressoren mit denen von (10) übereinstimmen. Ebenso stimmen die Parameterschätzungen erwartungsgemäß annähernd überein. Auch hier sind die Modellannahmen über die Residuen nicht verletzt. Im Unterschied zum vorigen Modell kann Parameterkonstanz hier eher angenommen werden, da auch der Prognose- $\chi^2$ -Test darauf hinweist. Interessanter als die Resultate des zweiten Schritts über Ansatz 2 sind jedoch die darauf aufbauenden Ergebnisse des dritten Schritts nach Engle und Yoo.<sup>43</sup> Es handelt sich dabei um unverzerrte Schätzungen der langfristigen Parameter aus dem ersten Schritt. Die ursprüngliche Schätzung für  $\gamma_1$  von 1,0359 wird hiermit auf 1,1086 korrigiert. Der Standardfehler dieses Parameters wird mit 0,0705 ermittelt, woraus sich ein t-Wert von 15,73 berechnet. Damit umfaßt das Konfidenzintervall für  $\gamma_1$  bei einem Signifikanzniveau von  $\alpha = 0,05$  das Intervall [0,9676; 1,2496]. Es unterstützt die KKPT, die  $\gamma_1 = 1$  vorgibt.

### 5.2.2 Ansatz 3 mit Preisindizes für die Lebenshaltung

Die Schätzergebnisse sind hier erwartungsgemäß schlechter als die für Großhandelspreisindizes. Schon in das generelle Fehlerkorrekturmodell ist neben der Impuls-Dummy-Variablen für das dritte Quartal 1977 noch eine Step-Dummy-Variable für den Zeitraum ab dem vierten Quartal 1992 einzufügen, um Normalverteilung der Residuen zu erreichen. Zu diesem Zeitpunkt setzte nach einer siebenjährigen Phase großer Stabilität erneut der Verfall der spanischen Währung gegenüber der DM ein, der bis zum Ende des Beobachtungszeitraums Anfang 1995 zu drei Neufestlegungen des bilateralen DM-Peseten-Wechselkurses im Rahmen des EWS sowie zur Erweiterung der Wechselkurs-Bandbreite auf  $\pm 15\%$  führte. Trotz der zusätzlichen Dummy-Variablen bleibt der Determinationskoeffizient unter 50%. Mittels „general to specific modelling“ kann das generelle Modell auf ein spezielles reduziert werden, dessen Struktur bis auf die Step-Dummy exakt der des Modells mit Großhandelspreisen entspricht. Allerdings bleibt selbst hier (aber auch schon in den generellen Modellen) der Fehlerkorrekturkoeffizient insignifikant, was auch die langfristige Relation, also die relative KKPT in Frage stellt. Ein „echtes“ Fehlerkorrekturmodell zur KKPT mit Preisen der Lebenshaltung kann also mit diesem Verfahren nicht gefunden werden.

<sup>43</sup> Vgl. Engle/Yoo [1991], S. 257 - 261; Voraussetzung für die Schätzung dieses dritten Schritts ist allerdings schwache Exogenität der Regressoren im ersten Schritt. Sie wurde hier angenommen, wird aber durch die Ergebnisse der Johansen-Technik (vgl. Kapitel 6.3) in Zweifel gezogen.

## 6 Die Kaufkraftparitätentheorie im Johansen-Verfahren

### 6.1 Spezifikation der VAR-Modelle

Könnte die Beschränkung auf nur eine exogene Variable (das Preisverhältnis zwischen In- und Ausland) in der Schätzung der langfristigen Gleichung bisher noch damit begründet werden, daß sonst u. U. nur eine Linearkombination mehrerer kointegrierender Vektoren geschätzt würde, ist dies nun nicht mehr der Fall. Mit der Johansen-Technik können mehrere kointegrierende Vektoren geschätzt werden. Deshalb wird hier nur Ansatz 1 untersucht; Restriktionen können im Laufe des Verfahrens überprüft werden. Da das Verfahren auf einem VAR-Ansatz fußt, werden nun nicht mehr nur der Wechselkurs, sondern auch die Preisindizes als endogene Variablen betrachtet. Dabei ist es zunächst gleichgültig, ob das Modell in VAR-Form,

$$(11) Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_k Z_{t-k} + U_t$$

mit dem Variablenvektor  $Z_t = (z_{1t} \ z_{2t} \ \dots \ z_{jt} \ \dots \ z_{nt})'$ ,

$A_i = (n \times n)$ -Matrix von Parametern,

$U_t = (u_{1t} \ u_{2t} \ \dots \ u_{jt} \ \dots \ u_{nt})'$  und  $u_{jt}$  white noise,

formuliert wird oder, äquivalent umgeformt, als Vektor-Fehlerkorrekturmodell (VECM),

$$(12) \Delta Z_t = \Gamma_1 \Delta Z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Z_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Z_{t-k+1} + \Pi Z_{t-k} + U_t$$

mit  $\Gamma_i = -(\mathbf{I} - A_1 - A_2 - \dots - A_i)$ , ( $i = 1, 2, \dots, k-1$ ;  $\mathbf{I}$  = Einheitsmatrix)

und  $\Pi = \Gamma_k = -(\mathbf{I} - A_1 - A_2 - \dots - A_k) = \underline{\alpha} \underline{\beta}'$

sowie  $\underline{\alpha}$  = Matrix der Fehlerkorrekturkoeffizienten,

$\underline{\beta}$  = Matrix der kointegrierenden Vektoren.

Da anfangs noch kein kointegrierender Vektor vorliegt, wurde hier die VAR-Form gewählt. Als erstes ist nun die maximale Lag-Länge  $k$  des VAR-Modells festzulegen. Dazu wurde die Lag-Länge so lange erhöht, bis keine Annahmeverletzungen bez. der Residuen mehr festgestellt werden konnten.<sup>44</sup> Dies wurde mit dem LM-Test auf Autokorrelation 1. bis 5. Ordnung, dem Test auf normalverteilte Residuen nach Bera und Jarque, einem White-Test und dem Test auf autoregressiv bedingte Heteroskedastie (ARCH) überprüft<sup>45</sup>, jeweils für

<sup>44</sup> Serletis, A. [1994], S. 483, wählt diese Methode in seiner Untersuchung der KKPT für 17 OECD-Länder. Er testet allerdings nur auf Normalverteilung und Autokorrelation der Residuen und bricht bereits ab, wenn „...the normality and autocorrelation diagnostics appeared to be roughly consistent with the i.i.d./Gaussian error term assumption“. Für den DM-Peseten-Wechselkurs legt er danach einen maximalen Lag von acht Quartalen fest.

<sup>45</sup> Zum ARCH-Test, vgl. Kmenta [1986], S. 287 - 289 und S. 296 - 297. In der Hilfsregression zu diesem Test wurde der maximale Lag auf jeweils vier Perioden festgelegt.

jede einzelne Gleichung des Systems sowie (außer dem ARCH-Test) für das ganze System. Für das VAR-Modell mit Großhandelspreisindizes waren alle Bedingungen bei einer maximalen Verzögerung von zehn Quartalen erfüllt (**Modell (13.1)**), für das VAR-Modell mit Preisindizes für die Lebenshaltung nicht einmal bei erheblich höheren Lags. Legt man die Bedingungen nicht ganz so streng aus und läßt geringe Annahmeverletzungen sowie Dummies zu, obwohl mit letzteren die kritischen Werte von Osterwald-Lenum<sup>46</sup> für die Kointegrationstests nicht mehr exakt sind, können noch folgende Modelle gefunden werden:<sup>47</sup>

1. VAR-Modell mit Preisen für die Lebenshaltung und (der oben bereits verwendeten) Impuls-Dummy-Variablen für das dritte Quartal 1977. Bei einer maximalen Lag-Länge von zwölf Quartalen (**Modell (13.2)**) sind keine Annahmen verletzt, bei einer maximalen Verzögerung von vier Quartalen (**Modell (13.4)**) nur eine (leichte Hinweise auf Autokorrelation in einer der Gleichungen des Systems).
2. Das VAR-Modell mit Großhandelspreisen, geschätzt nur noch ab dem zweiten Quartal 1980, mit einer maximalen Verzögerung von drei Quartalen und folgenden drei Dummies (**Modell (13.3)**):<sup>48</sup>
  - Eine Step-Dummy-Variable, die ab  $t = 1985/4$  gleich eins gesetzt wird („DEG“). Sie steht für den Beitritt Spaniens zur EG, der offiziell zwar erst am 01. 01. 1986 vollzogen wurde; die Verträge zum EG-Beitritt waren allerdings bereits am 12. 06. 1985 unterzeichnet worden.
  - Eine Impuls-Dummy-Variable, die für das erste Quartal 1983 gleich eins gesetzt wird („D831“). Im Dezember 1982 wertete sich die Peseta gegenüber der DM drastisch ab.
  - Eine Impuls-Dummy-Variable für das vierte Quartal 1992 („D924“; ökonomische Begründung dafür, s. Kapitel 5.2.2).

Warum das Modell erst ab dem zweiten Quartal 1980 geschätzt wurde, zeigen beispielhaft die Graphen der Residuen von der dritten Gleichung des Systems sowie deren Dichtefunktionen (s. Anhang 4). Die Schätzung über den Gesamtzeitraum zeigt eine erheblich größere Varianz im Teilzeitraum bis zum zweiten Quartal 1980 als danach. Dementsprechend kommt die Dichtefunktion der Residuen eines ab  $t = 1980/2$  geschätzten Modells einer Normalverteilung viel näher als die einer Schätzung über den Gesamtzeitraum.

Dieses VAR-Modell weist als einzige Annahmeverletzung fehlende Normalverteilung der Residuen beim Test über das ganze System auf.

<sup>46</sup> Vgl. Kapitel 6.2, insbesondere Fußnote 50.

<sup>47</sup> Als Rechtfertigung dafür mag dienen, daß sich nicht einmal Johansen und Juselius dafür zu schade sind, Dummy-Variablen aufzunehmen und Annahmeverletzungen zuzulassen; vgl. Johansen/Juselius [1992], S. 219, sowie Harris [1995], S. 81 - 85.

<sup>48</sup> Als Beispiel für diese VAR-Modelle ist Modell (13.3) in Anhang 3 im einzelnen dargestellt.

## 6.2 Kointegrationstests: Tests auf reduzierten Rang

Im folgenden wurden Tests auf reduzierten Rang über jedes der vier Systeme vorgenommen. Dabei wurden jeweils die beiden Prüfgrößen  $\lambda_{\text{trace}}$  und  $\lambda_{\text{max}}$  sowohl mit als auch ohne Reimers-Korrektur zugrunde gelegt.<sup>49</sup> Die kritischen Werte für diese Kointegrationstests<sup>50</sup> sind nun abhängig von den deterministischen Komponenten, die in das Vektor-Fehlerkorrekturmodell (12) als Regressoren eingehen.<sup>51</sup> Während die Variante ohne jegliche deterministischen Elemente unwahrscheinlich ist,<sup>52</sup> kommen v. a. die folgenden drei Modelltypen in Frage:

Modelltyp 1: Wenn kein linearer Trend in den Niveauwerten von  $Z_t$  festzustellen ist, ist nur in die langfristigen Relationen, die Fehlerkorrekturterme  $\Pi Z_{t-k}$  in (12), ein Absolutglied einzufügen, so daß aus  $\Pi Z_{t-k} = \underline{\alpha}\beta'Z_{t-k}$  dann der folgende Ausdruck wird (mit  $\mu_1 = (1 \times r)$ -Matrix und  $r = \text{Anzahl der kointegrierenden Vektoren in } \beta = \text{Rang von } \Pi$ ):

$$\underline{\alpha} \begin{pmatrix} \underline{\beta} \\ \mu_1 \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} Z_{t-k} \\ 1 \end{pmatrix}$$

Modelltyp 2: Enthalten Zeitreihen von  $Z_t$  dagegen lineare Trends, ist das Absolutglied in (12) nicht auf die langfristigen Relationen zu beschränken, sondern muß als Drift-Term in jede der Gleichungen von (12) eingefügt werden. Mit der Johansen-Technik schätzt man dann ein Konglomerat aus den beiden Absolutgliedern, das als Absolutglied für die kurzfristigen Relationen (also als Drift-Term in den einzelnen Gleichungen von (12)) ausgewiesen wird, während das Absolutglied der langfristigen Relationen wegfällt.

Modelltyp 3: Schließlich kann in die langfristigen Relationen noch ein deterministischer Trend eingefügt werden, so daß statt  $\Pi Z_{t-k}$  der folgende Ausdruck in (12) eingesetzt wird (mit  $\delta_1 = (1 \times r)$ -Matrix):

$$\underline{\alpha} \begin{pmatrix} \underline{\beta} \\ \mu_1 \\ \delta_1 \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} Z_{t-k} \\ 1 \\ t \end{pmatrix}$$

<sup>49</sup> Zu den Prüfgrößen, vgl. z. B. Harris [1995], S. 87 - 88; zur Reimers-Korrektur, vgl. Reimers [1992], v. a. S. 341 - 342. Doornik/Hendry [1994b], S. 222, halten es aber für unklar, ob diese Reimers-Korrektur korrekt ist.

<sup>50</sup> Vgl. Osterwald-Lenum [1992], S. 467 - 469.

<sup>51</sup> Werden solche Elemente als Regressoren in ein VAR-Modell oder VECM eingefügt, dann immer in alle Gleichungen des Systems auf einmal.

<sup>52</sup> Vgl. Harris [1995], S. 96.

Da v. a. Modelltyp 2 von Modelltyp 3 a priori kaum zu unterscheiden ist, schlägt Johansen<sup>53</sup> folgende Test-Strategie vor: Schätze alle drei Modelltypen und beginne den Kointegrationstest mit dem am stärksten restringierten Modelltyp, d. i. Modelltyp 1 bei  $r = 0$ . Der Test ist unter schrittweiser Aufhebung der Restriktionen fortzuführen, bis eine Nullhypothese nicht mehr abgelehnt werden kann. Nach dem Test von Modelltyp 1 bei  $r = 0$  folgen also die von Modelltyp 2 bei  $r = 0$ , von Modelltyp 3 bei  $r = 0$ , von Modelltyp 1 bei  $r = 1$ , von Modelltyp 2 bei  $r = 1$  usw. Der Theorie zufolge sollte am ehesten Modelltyp 1 bestätigt werden, nach dem der Fehlerkorrekturterm ein Absolutglied enthält, die einzelnen Gleichungen des VECM selber aber weder ein Absolutglied noch einen deterministischen Trend.<sup>54</sup>

Bei der Betrachtung der Resultate (s. Anhang 3) fällt zunächst auf, daß sich in 12 der 16 Tests, also in drei Vierteln der Fälle, Modelltyp 1 als das angemessene Modell herausstellt. Damit werden die theoretischen Überlegungen bestätigt. Darüber hinaus zeigt sich, daß in genau der Hälfte aller Tests gar kein kointegrierender Vektor nachgewiesen wurde, v. a. dann, wenn die Prüfgrößen i. S. v. Reimers korrigiert waren. Resultate, bei denen Kointegration bestätigt wurde, seien hier im einzelnen aufgeführt:

Modell (13.1): in zwei Fällen ein kointegrierender Vektor, jeweils bei Modelltyp 1;

Modell (13.2): in zwei Fällen ein kointegrierender Vektor, jeweils bei Modelltyp 1;

Modell (13.3): in einem Fall ein kointegrierender Vektor, in zwei Fällen zwei kointegrierende Vektoren, alle bei Modelltyp 1;

Modell (13.4): in einem Fall ein kointegrierender Vektor bei Modelltyp 3.

Der erste für Modell (13.3) festgestellte kointegrierende Vektor  $\hat{\beta}_1 = (1 \quad -\hat{\gamma}_0 \quad -\hat{\gamma}_1 \quad -\hat{\gamma}_2)'$   $= (1 \quad -3,571 \quad -1,109 \quad 1,340)'$  kommt der theoretischen Vorgabe der relativen KKPT recht nahe. Alle übrigen kointegrierenden Vektoren dagegen können nicht mit der relativen KKPT in Verbindung gebracht werden, weder nach den Vorzeichen der Parameter noch nach der Größenordnung. Daneben ist der erste für Modell (13.3) nachgewiesene kointegrierende Vektor der einzige, den eine Mehrheit von Tests (bei drei von vier Prüfgrößen) überhaupt als solchen anerkennt. Alle anderen dieser Vektoren werden in mindestens zwei Tests nicht als kointegrierende Vektoren bestätigt. All dies läßt erhebliche Zweifel daran, ob die Variablen in den Modellen (13.1), (13.2) und (13.4) tatsächlich kointegriert sind. Als Ursache dafür kommen folgende Umstände in Frage: für Modell (13.1) und (13.2) die theoretisch eher unplausible, sehr hohe Anzahl von Verzögerungen im System; für Modell (13.2) und (13.4) die Verwendung von Preisindizes für die Lebenshaltung, mit denen die KKPT schwerer nachzuweisen ist.

<sup>53</sup> Vgl. Johansen [1992].

<sup>54</sup> Zumindest gibt die KKPT keine Anhaltspunkte, warum diese deterministischen Elemente in das VECM aufgenommen werden sollten. Ein Absolutglied im kointegrierenden Vektor kann jedoch von einem  $B_0 \neq 1$  und/oder einem  $K \neq 1$  herrühren; vgl. dazu Kapitel 2 und 3.

Die weitere Betrachtung soll sich aus den oben genannten Gründen auf Modell (13.3) konzentrieren.

### 6.3 Tests auf Restriktionen

Im nächsten Schritt sollen Restriktionen über die geschätzten Parameter getestet werden.<sup>55</sup> Dabei muß zuerst die Anzahl der kointegrierenden Vektoren festgelegt werden. In Modell (13.3) ist den Kointegrationstests zufolge wahrscheinlich ein kointegrierender Vektor vorhanden ( $\hat{\beta}_1$ ), u. U. aber auch ein zweiter ( $\hat{\beta}_2$ ). Die Tests sollen deshalb sowohl für nur einen kointegrierenden Vektor als auch unter der Annahme von zweien durchgeführt werden. Die Schätzergebnisse legen es nahe, im letzten Fall  $\hat{\beta}_1$  auf Übereinstimmung mit der KKPT zu testen, während  $\hat{\beta}_2$  unrestringiert bleibt.  $\hat{\beta}_2$  steht dann für irgendein anderes Gleichgewicht zwischen den Variablen, das aber nicht die KKPT darstellt.

Als Restriktionen über den kointegrierenden Vektor kommen v. a. die beiden bereits in Kapitel 5.1 beschriebenen in Betracht:

Restriktion (1):  $\gamma_1 = -\gamma_2$  mit  $-\gamma_1 =$  Parameter des deutschen Preisindex im kointegrierenden Vektor,  $-\gamma_2 =$  Parameter des spanischen Preisindex im kointegrierenden Vektor. Diese Restriktion entspricht derjenigen, die im Engle-Granger-Verfahren Ansatz 1 in Ansatz 2 überführte.

Restriktion (2):  $\gamma_1 = -\gamma_2 = 1$ . Diese Restriktion entspricht der, die im Engle-Granger-Verfahren Ansatz 1 in Ansatz 3 überführte. Mit dieser Restriktion wird also relative KKPT unterstellt.

Unter der Annahme nur eines kointegrierenden Vektors in Modell (13.3) wird Restriktion (1) bestätigt, Restriktion (2) aber abgelehnt. Unter der Annahme zweier kointegrierender Vektoren in Modell (13.3) kann Restriktion (1) nicht getestet werden; Restriktion (2) wird auch hier abgelehnt. Damit muß hier die relative KKPT im strengen Sinne verworfen werden. Taylor<sup>56</sup> zeigt jedoch, daß bei Vorliegen von Meßfehlern in den Preisniveaus oder unter der Annahme von Transportkosten bei internationalem Handel Restriktion (1) alleine für die Geltung der KKPT genügt, also auch wenn Restriktion (2) nicht erfüllt ist. Dies aber wird von den Testresultaten unterstützt.

Nach den Restriktionen über die kointegrierenden Vektoren sollen Nullrestriktionen über die Fehlerkorrekturkoeffizienten getestet werden, um festzustellen, ob Variablen des Systems schwach exogen sind und wenn ja, welche. Die KKPT postuliert schwach exogene Preisindizes. Unter der Annahme nur eines kointegrierenden Vektors weisen die Tests

<sup>55</sup> Solche Tests werden in Johansen/Juselius [1992], S. 224 - 236, detailliert beschrieben.

<sup>56</sup> Vgl. Taylor [1988], S. 1371 - 1372.

jedoch eindeutig auf schwache Exogenität der Variablen „DM-Peseten-Wechselkurs“ und „deutscher Großhandelspreisindex“ bei endogenem spanischem Großhandelspreisindex hin. Unter der Annahme zweier kointegrierender Vektoren kann dies durch einen weiteren Test untermauert werden. Dieses Ergebnis ist nicht unbedingt verblüffend. Zumindest Interdependenzen zwischen Wechselkursen und Preisen wurden schon vor Jahrzehnten von einigen Ökonomen erwartet.<sup>57</sup> Frenkel<sup>58</sup> untersucht die Endogen-exogen-Verteilung der Variablen der KKPT mit Granger-Kausalitätstests und findet, daß der Wechselkurs das Preisverhältnis im Sinne von Granger verursacht statt umgekehrt. Er führt dies darauf zurück, daß Wechselkurse und Güterpreise von den gleichen Faktoren bestimmt werden, Wechselkurse jedoch schneller reagieren als Preise auf Gütermärkten. Frenkel hält es aber auch für möglich, daß die Wechselkurse unmittelbar die Güterpreise bestimmen: Wechselkurse wären demnach eine Determinante, die bei der Preisfestlegung berücksichtigt wird. Bezogen auf den vorliegenden Fall werden deutsche Güterpreise sicherlich kaum als Reaktion auf den DM-Peseten-Kurs festgelegt. Für spanische Güterpreise scheint dies aber durchaus denkbar angesichts der herausragenden Bedeutung der DM im europäischen Währungssystem und wegen des sehr großen Anteils des deutsch-spanischen am gesamten Außenhandel Spaniens.

Alle Tests auf schwache Exogenität wurden schließlich noch einmal durchgeführt, wobei nun aber jeweils zusätzlich dem kointegrierenden Vektor Restriktion (1) auferlegt wurde. Dabei wurde jeweils vorausgesetzt, daß nur ein kointegrierender Vektor existiert. Alle Ergebnisse entsprechen denen mit unrestringiertem kointegrierenden Vektor.

#### 6.4 Das Fehlerkorrekturmodell

Da die Variablen in Modell (13.3) wahrscheinlich kointegriert sind, kann daraus auch ein Fehlerkorrekturmodell geschätzt werden. Die Resultate der Tests über schwache Exogenität implizieren aber, daß dies dann kaum mehr als ein Fehlerkorrekturmodell zur KKPT bezeichnet werden kann, zumindest dann nicht, wenn man die KKPT als Modell zur Bestimmung des Wechselkurses versteht. Das Fehlerkorrekturmodell wurde dennoch geschätzt, weil die Kaufkraftparität als langfristiges Gleichgewicht in ihm enthalten ist. Der Unterschied zur eigentlichen KKPT besteht nur darin, daß es in diesem Modell die (spanischen) Güterpreise sind, die sich an dieses langfristige Gleichgewicht anpassen, nicht etwa der Wechselkurs.

Als Schätzung für die Parameter der langfristigen Relation wurde im Fehlerkorrekturmodell diejenige verwendet, der folgende Annahmen zugrunde lagen:

<sup>57</sup> Vgl. Officer [1976], S. 17 - 18.

<sup>58</sup> Vgl. Frenkel [1978], S. 181 - 184.

- es existiert nur ein kointegrierender Vektor  $\beta_1$ ,
- $\beta_1$  unterliegt Restriktion (1),
- Wechselkurs und deutscher Preisindex sind schwach exogen.

Die langfristige Gleichung wurde damit, normiert auf den Wechselkurs, als

$$\text{LWDMP} = 2,444 + 1,441\text{LWPID} - 1,441\text{LWPIE} = 2,444 + 1,441\text{LWPIR}$$

geschätzt. Daraus leitet sich der kointegrierende Vektor  $\hat{\beta}_1 = (1 \ -2,444 \ -1,441 \ 1,441)'$  ab. Dies entspricht nicht nur der KKPT, wenn man Meßfehler und/oder Transportkosten zuläßt, sondern es kommt auch der strikten Vorgabe der relativen KKPT von  $\beta_1 = (1 \ -k \ -1 \ 1)'$  nahe.

Aufgrund der Ergebnisse der Tests über schwache Exogenität kann das unter den obigen Annahmen geschätzte VECM ohne Informationsverlust auf ein Eingleichungsmodell mit der spanischen Inflationsrate als endogener Variable reduziert werden.

Die Schätzung basiert auf der dritten Gleichung des VAR-Modells (13.3), ist aber natürlich als Fehlerkorrekturmodell formuliert.<sup>59</sup> Eine Schätzung dieses Modells weist keine Verletzungen der Modellannahmen bez. der Residuen auf.<sup>60</sup> Auch dieses Modell wird nun auf ein spezielles Modell reduziert. Eliminiert man sukzessive sämtliche insignifikanten Regressoren, resultiert Modell (14).<sup>61</sup>

$$(14) \ \Delta \hat{\text{LWPIE}}_t = -0,0110 * \text{DEG} + 0,0412 * \text{D831} - 0,0479 * \text{EC}_{8,t-1} + 0,6829 * \Delta \text{LWPID}_t$$

(-7,58)
(6,96)
(-12,94)
(6,37)

mit  $\text{EC}_{8t} = \text{LWDMP}_t - 2,444 - 1,441\text{LWPID}_t + 1,441\text{LWPIE}_t$ .

Mit Hilfe von F-Tests kann nachgewiesen werden, daß die auferlegten Nullrestriktionen gültig sind. Der Fehlerkorrekturterm ist hoch signifikant. Der Fehlerkorrekturkoeffizient liegt bei 0,05 und hat das richtige Vorzeichen. Eine 20-prozentige Abweichung des Wechselkurses von der Kaufkraftparität führt demnach zu einer Veränderung des spanischen Großhandelspreisindex von einem Prozent pro Quartal in Richtung auf die KKPT. Diese Anpassungsgeschwindigkeit mag relativ gering erscheinen, doch ist zu beachten, daß Güterpreise i. d. R. viel langsamer reagieren als Wechselkurse. Die verbliebenen Dummy-Variablen umfassen die Impuls-Dummy für das erste Quartal 1983 und die Step-Dummy, die die Zeiträume vor und nach dem EG-Beitritt Spaniens voneinander trennt. Von den übrigen ursprünglich im Modell vertretenen Regressoren übt nur die deutsche Inflation, gemessen in Großhandelspreisindizes, signifikanten Einfluß auf die spanische Inflation aus.

<sup>59</sup> Da dieses ein Modell in Differenzen statt in Niveaus ist, verringert sich die maximale Verzögerung von drei auf zwei Perioden.

<sup>60</sup> Es wurden der LM-Test auf Autokorrelation 1. bis 5. Ordnung, der ARCH-Test, der Test auf Normalverteilung nach Bera und Jarque, der White-Test sowie der RESET-Test durchgeführt.

<sup>61</sup> t-Werte in Klammern.



Die endogenen Lag-Variablen und die Veränderung des DM-Peseten-Kurses dagegen sind wegen Insignifikanz aus dem Modell eliminiert worden. Über den Fehlerkorrekturterm wirkt der Wechselkurs aber doch indirekt auf die spanische Inflation ein.

Ein White-Test weist auf Heteroskedastie des Modells hin. Diese ließe sich vermeiden, wenn die jeweils um eine Periode verzögerte spanische und deutsche Inflation als Regressoren im Modell belassen worden wären. Diese Variablen waren allerdings deutlich insignifikant. Da alle weiteren Ergebnisse diagnostischer Tests des Modells völlig unabhängig davon waren, ob diese beiden Regressoren im Modell enthalten waren oder nicht, wurden sie nicht weiter berücksichtigt. Die Heteroskedastie des verbleibenden Modells muß aber als Hinweis auf eventuelle Misspezifikation gewertet werden. Es darf jedoch nicht vergessen werden, daß die KKPT als Modell zur Bestimmung des Wechselkurses konzipiert ist. Es ist deshalb auch nicht zu erwarten, daß sie eine Inflationsrate vollständig beschreiben kann, ohne zusätzlich traditionelle Determinanten wie die Geldmengenentwicklung, die Gesamtnachfrageentwicklung, die Marktverhältnisse usw. zu berücksichtigen.

Wenn man vom White-Test absieht, werden die Modellannahmen bez. der Residuen bestätigt.<sup>62</sup> Der Determinationskoeffizient von 93% läßt auf eine gute Anpassung der geschätzten an die tatsächlichen Werte schließen. Ein normierter rekursiver Chow-Test über die Schätzung gibt keinerlei Hinweise auf einen Strukturbruch. Auch der Prognose- $\chi^2$ - und der Prognose-Chow-Test können bei p-values von 0,9745 und 0,9726 nicht abgelehnt werden. Somit kann von Parameterkonstanz in Modell (14) ausgegangen werden.

## 7 Schlußfolgerung

Meine Berechnungen orientierten sich an zwei in Kapitel 3.4 aufgeworfenen Fragen:

1. Gibt es ein der KKPT entsprechendes langfristiges Gleichgewicht zwischen den Variablen DM-Peseten-Kurs, deutscher Preisindex und spanischer Preisindex?
2. Wenn ja, wie reagiert der Wechselkurs auf Abweichungen von diesem Gleichgewicht?

Die in dieser Arbeit vorgestellten Resultate können die **erste Frage** nicht eindeutig beantworten: Mit dem Verfahren von Engle und Granger kann in zwei von drei Ansätzen überhaupt kein langfristiges Gleichgewicht zwischen diesen Variablen gefunden werden. Mit dem dritten Ansatz hingegen wird nicht nur irgendein Gleichgewicht gefunden, sondern sogar genau das, welches die KKPT vorgibt. Den Ergebnissen des Johansen-Verfahrens zufolge kann in einem von vier Modellen eine Mehrheit von Tests ein der KKPT entsprechendes langfristiges Gleichgewicht bestätigen. Diese gemischten Resultate spiegeln

<sup>62</sup> Zu den hier verwendeten Tests, vgl. Fußnote 60.

durchaus die ebenso widersprüchlichen Ergebnisse ähnlicher Untersuchungen zur KKPT wider.<sup>63</sup>

In den zwei Fällen, in denen die empirischen Befunde auf ein der KKPT entsprechendes langfristiges Gleichgewicht hinwiesen, wurde ein Fehlerkorrekturmodell geschätzt. Dem Fehlerkorrekturkoeffizienten des ersten Fehlerkorrekturmodells zufolge kann die **zweite Frage** wie folgt beantwortet werden: Eine zehnprozentige Abweichung des Wechselkurses von seinem durch die KKPT gegebenen langfristigen Gleichgewicht führt zu einer einprozentigen Änderung des Wechselkurses pro Quartal in Richtung auf das Gleichgewicht. Dieses Resultat steht im Einklang mit denen ähnlicher Untersuchungen.<sup>64</sup> Die hier in Kapitel 6.3 vorgestellten Tests auf schwache Exogenität ziehen die Schätzung dieses ersten Fehlerkorrekturmodells allerdings wieder in Zweifel, da sie darauf hindeuten, daß nicht der Wechselkurs sondern der spanische Preisindex die endogene Variable ist. Das zweite geschätzte Fehlerkorrekturmodell hat deshalb die spanische Inflation als endogene Variable. Damit muß angenommen werden, daß nicht der DM-Peseten-Kurs mit einer Anpassung auf Abweichungen vom durch die KKPT gegebenen langfristigen Gleichgewicht reagiert, sondern die spanische Inflation.

---

<sup>63</sup> Während z. B. die Untersuchungsergebnisse in Ahking [1990], Edison [1985], Mark [1990], Serletis [1994] und Taylor [1988] die KKPT eher ablehnen, wird sie von den Arbeiten von Bleaney [1992], Cheung/Lai [1993], Johnson [1990], Kim [1990] und Taylor/McMahon [1988] eher unterstützt.

<sup>64</sup> Vgl. z. B. Johnson [1990], S. 851.

Anhang 1:

## DF- und ADF-Tests, Methode 2

Bei 66 bis 75 Freiheitsgraden und  $\alpha = 0,05$  liegt der kritische Wert der DF-Statistik bei -3,48 (ermittelt durch Interpolation nach Fuller [1976], S. 373).

## 1. Test über die Variablen in Niveaus

Variable	t-Wert von $\delta$	k	p-value des Autokorrelationstests bei k Lags*
LWDMP	-1,770	0	0,1953
LWPID	-1,252	1	0,0501
LWPIE	-1,106	3	0,4767
LCPID	-2,442	4	0,5350
LCPIE	-1,378	2	0,2646
LWPIR	-0,249	0	0,1868
LCPIR	-0,042	0	0,0602

## 2. Test über die Variablen in 1. Differenzen

Variable	t-Wert von $\delta$	k	p-value des Autokorrelationstests bei k Lags*
$\Delta$ LWDMP	-6,862	0	0,5600
$\Delta$ LWPID	-3,822	0	0,0662
$\Delta$ LWPIE	-3,166	5	0,2429
$\Delta$ LCPID	-1,798	3	0,3699
$\Delta$ LCPIE	-4,448	1	0,3614
$\Delta$ LWPIR	-8,732	0	0,2044
$\Delta$ LCPIR	-8,177	0	0,2033

## 3. Test über die Variablen in 2. Differenzen

Da für alle anderen Variablen bereits der Test über die 1. Differenzen abgelehnt wurde, sind hier nur die Ergebnisse für LWPIE und LCPID wiedergegeben.

Variable	t-Wert von $\delta$	k	p-value des Autokorrelationstests bei k Lags*
$\Delta\Delta$ LWPIE	-4,575	4	0,0553
$\Delta\Delta$ LCPID	-11,270	2	0,4591

\*Lagrange-Multiplier-Test auf Autokorrelation 1. bis 5. Ordnung, Nullhypothese: Nicht-Autokorrelation

## Anhang 2:

Erster Schritt des Verfahrens von Engle und Granger: Schätzung langfristiger Gleichungen und Kointegrationstests

### 1. Gleichungen

Ansatz 1: Gleichung (8.1):  $LWDMP_t = \gamma_0 + \gamma_1LWPID_t + \gamma_2LWPIE_t + EC_{1t}$

Gleichung (8.2):  $LWDMP_t = \gamma_0 + \gamma_1LCPID_t + \gamma_2LCPIE_t + EC_{2t}$

Ansatz 2: Gleichung (8.3):  $LWDMP_t = \gamma_0 + \gamma_1LWPIR_t + EC_{3t}$

Gleichung (8.4):  $LWDMP_t = \gamma_0 + \gamma_1LCPIR_t + EC_{4t}$

Ansatz 3: Gleichung (8.5):  $LWDMP_t = \gamma_0 + LWPIR_t + EC_{5t}$

Gleichung (8.6):  $LWDMP_t = \gamma_0 + LCPIR_t + EC_{6t}$

mit  $EC_{it}$  = Restgröße; liegt ein kointegrierender Vektor vor, repräsentiert  $EC_{it}$  den Fehlerkorrekturterm eines Fehlerkorrekturmodells zu Gleichung i zum Zeitpunkt t.

### 2. Schätzergebnisse (OLS-Schätzung)

Gleichung	$\gamma_0$	$\gamma_1$	$\gamma_2$	DW-Wert
(8.1)	-0,5021	1,6685	-1,2244	0,231
(8.2)	3,2171	0,3592	-0,6915	0,203
(8.3)	1,6329	1,0359		0,230
(8.4)	1,6329	0,8249		0,207
(8.5)	1,6013			0,222
(8.6)	1,8260			0,100

Determinationskoeffizienten und t-Werte werden hier nicht angegeben, da von „spurious regressions“ ausgegangen werden muß.

3. Kointegrationstests: DF- und ADF-Tests über  $EC_i$ 

Variable	Methode 1		Methode 2		kritischer Wert bei $\alpha = 0,05$	
	t-Wert von $\delta$	k	t-Wert von $\delta$	k	niederer	höherer
$EC_1$	-2,1957	1	-1,739	0	-3,35	-3,19
$EC_2$	-3,3460	5	-2,535	1	-3,35	-3,19
$EC_3$	-3,3162	5	-2,396	1	-2,87	-2,65
$EC_4$	-2,3958	1	-2,409	1	-2,87	-2,65
$EC_5$	-3,3167	5	-2,269	1	-2,01	-1,86
$EC_6$	-2,0158	1	-2,031	0	-2,01	-1,86

Die kritischen Werte sind Charemza/Deadman [1992], S. 321, entnommen. Für die Tests über  $EC_5$  und  $EC_6$  ist der kritische Wert nach MacKinnon [1991], S. 275, -1,944, nach Fuller [1976], S. 373, -1,95. Für die Tests über  $EC_1$  bis  $EC_4$  geben MacKinnon und Fuller keine kritischen Werte an.

Anhang 3:

## Das Johansen-Verfahren: Ansatz und Ergebnisse der Kointegrationstests

I. VAR-Modell (13.3) ohne deterministischen Trend, geschätzt ab  $t = 1980/2$ 

$$) \text{LWDMP}_t = d_{10} + d_{11}\text{DEG} + d_{12}\text{D831} + d_{13}\text{D924} + \sum_{i=1}^3 \alpha_{1i} \text{LWDMP}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_{1i} \text{LWPID}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \gamma_{1i} \text{LWPIE}_{t-i} + u_{1t}$$

$$) \text{LWPID}_t = d_{20} + d_{21}\text{DEG} + d_{22}\text{D831} + d_{23}\text{D924} + \sum_{i=1}^3 \alpha_{2i} \text{LWDMP}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_{2i} \text{LWPID}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \gamma_{2i} \text{LWPIE}_{t-i} + u_{2t}$$

$$) \text{LWPIE}_t = d_{30} + d_{31}\text{DEG} + d_{32}\text{D831} + d_{33}\text{D924} + \sum_{i=1}^3 \alpha_{3i} \text{LWDMP}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \beta_{3i} \text{LWPID}_{t-i} + \sum_{i=1}^3 \gamma_{3i} \text{LWPIE}_{t-i} + u_{3t}$$

## 2. Kointegrationstests: Tests auf reduzierten Rang

Aufgeführt sind die berechneten Werte sowie in Klammern die kritischen Werte bei  $\alpha = 0,05$  nach Osterwald-Lenum [1992], S. 467 - 469. Der Test, bei dem die Nullhypothese zum ersten Mal in einer Testreihe nicht mehr abgelehnt werden kann, ist durch ein „\*“ gekennzeichnet.

### 2.1 Modell (13.1):

#### a) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ ohne Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	33,63 (22,00)	33,39 (20,97)	36,34 (25,54)
$r \leq 1$	15,25* (15,67)	13,38 (14,07)	14,15 (18,96)
$r \leq 2$	4,205 (9,24)	2,393 (3,76)	12,35 (12,25)

#### b) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ mit Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	19,99* (22,00)	19,85 (20,97)	21,61 (25,54)
$r \leq 1$	9,067 (15,67)	7,955 (14,07)	8,415 (18,96)
$r \leq 2$	2,5 (9,24)	1,423 (3,76)	7,345 (12,25)

#### c) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ ohne Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	53,08 (34,91)	49,16 (29,68)	62,84 (42,44)
$r \leq 1$	19,45* (19,96)	15,77 (15,41)	26,5 (25,32)
$r \leq 2$	4,205 (9,24)	2,393 (3,76)	12,35 (12,25)

#### d) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ mit Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	31,56* (34,91)	29,23 (29,68)	37,36 (42,44)
$r \leq 1$	11,57 (19,96)	9,378 (15,41)	15,76 (25,32)
$r \leq 2$	2,5 (9,24)	1,423 (3,76)	7,345 (12,25)

### 2.3 Modell (13.3):

#### a) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ ohne Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	42,59 (22,00)	23,45 (20,97)	26,29 (25,54)
$r \leq 1$	18,97 (15,67)	16,63 (14,07)	19,57 (18,96)
$r \leq 2$	1,265* (9,24)	1,216 (3,76)	16,04 (12,25)

#### b) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ mit Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	36,09 (22,00)	19,87* (20,97)	22,28 (25,54)
$r \leq 1$	16,08 (15,67)	14,1 (14,07)	16,59 (18,96)
$r \leq 2$	1,072 (9,24)	1,031 (3,76)	13,59 (12,25)

#### c) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ ohne Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	62,83 (34,91)	41,3 (29,68)	61,9 (42,44)
$r \leq 1$	20,24 (19,96)	17,85 (15,41)	35,61 (25,32)
$r \leq 2$	1,265* (9,24)	1,216 (3,76)	16,04 (12,25)

#### d) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ mit Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	53,24 (34,91)	35 (29,68)	52,46 (42,44)
$r \leq 1$	17,15* (19,96)	15,13 (15,41)	30,18 (25,32)
$r \leq 2$	1,072 (9,24)	1,031 (3,76)	13,59 (12,25)

### 2.2 Modell (13.2):

#### a) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ ohne Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	43,98 (22,00)	43,98 (20,97)	48,33 (25,54)
$r \leq 1$	12,73* (15,67)	12,43 (14,07)	15,3 (18,96)
$r \leq 2$	5,356 (9,24)	4,687 (3,76)	7,136 (12,25)

#### b) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ mit Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	22,29 (22,00)	22,29 (20,97)	24,5* (25,54)
$r \leq 1$	6,45 (15,67)	6,299 (14,07)	7,756 (18,96)
$r \leq 2$	2,715 (9,24)	2,375 (3,76)	3,617 (12,25)

#### c) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ ohne Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	62,07 (34,91)	61,09 (29,68)	70,77 (42,44)
$r \leq 1$	18,08* (19,96)	17,11 (15,41)	22,44 (25,32)
$r \leq 2$	5,356 (9,24)	4,687 (3,76)	7,136 (12,25)

#### d) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ mit Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	31,46* (34,91)	30,96 (29,68)	35,87 (42,44)
$r \leq 1$	9,165 (19,96)	8,674 (15,41)	11,37 (25,32)
$r \leq 2$	2,715 (9,24)	2,375 (3,76)	3,617 (12,25)

### 2.4 Modell (13.4):

#### a) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ ohne Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	21,25* (22,00)	18,96 (20,97)	24,77 (25,54)
$r \leq 1$	16,87 (15,67)	16,86 (14,07)	17,01 (18,96)
$r \leq 2$	3,775 (9,24)	2,638 (3,76)	5,629 (12,25)

#### b) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ mit Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	18,1* (22,00)	16,15 (20,97)	21,1 (25,54)
$r \leq 1$	14,37 (15,67)	14,37 (14,07)	14,49 (18,96)
$r \leq 2$	3,216 (9,24)	2,247 (3,76)	4,795 (12,25)

#### c) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ ohne Reimers-Korrektur

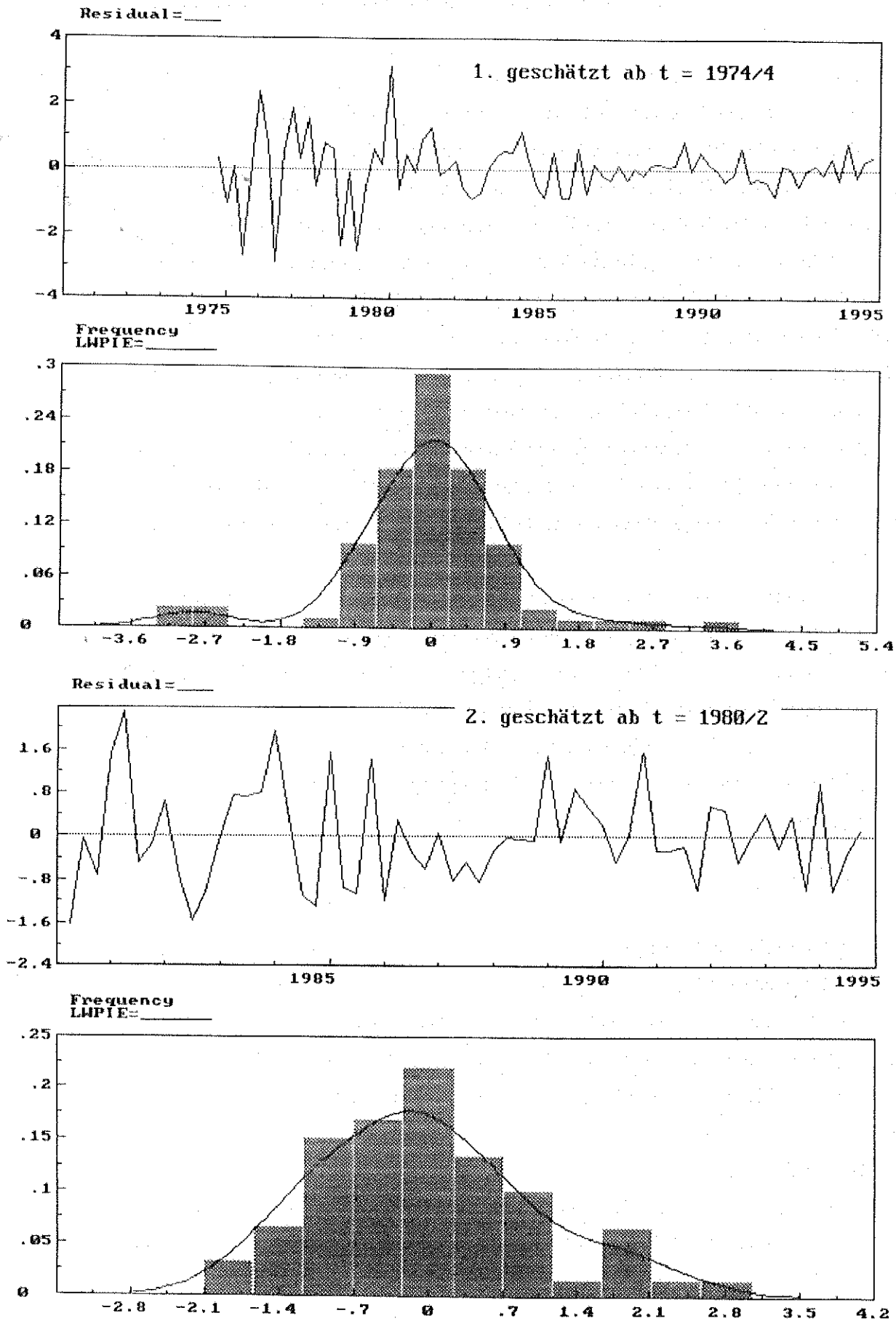
$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	41,89 (34,91)	38,46 (29,68)	47,41 (42,44)
$r \leq 1$	20,64 (19,96)	19,5 (15,41)	22,64* (25,32)
$r \leq 2$	3,775 (9,24)	2,638 (3,76)	5,629 (12,25)

#### d) Prüfgröße $\lambda_{\max}$ mit Reimers-Korrektur

$H_0$	Modelltyp 1	Modelltyp 2	Modelltyp 3
$r = 0$	35,69 (34,91)	32,76 (29,68)	40,39* (42,44)
$r \leq 1$	17,58 (19,96)	16,61 (15,41)	19,28 (25,32)
$r \leq 2$	3,216 (9,24)	2,247 (3,76)	4,795 (12,25)

## Anhang 4:

Dritte Gleichung von Modell (13.3): Residuen und deren Dichtefunktion



## Quellen- und Abkürzungsverzeichnis

Alle für die vorliegende Untersuchung vorgenommenen Berechnungen basierten auf fünf Zeitreihen:

1. WDMP = Wechselkurs in DM pro 100 Peseten
2. WPID = Großhandelspreisindex (wholesale price index) von Deutschland
3. WPIE = Großhandelspreisindex (wholesale price index) von Spanien
4. CPID = Preisindex für die Lebenshaltung (consumer price index) von Deutschland
5. CPIE = Preisindex für die Lebenshaltung (consumer price index) von Spanien.

Der DM-Peseten-Wechselkurs ist der Reihe 5 („Die Währungen der Welt“) der Statistischen Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank entnommen. Diese Reihe 5 erscheint seit 1993 unter dem Titel „Devisenkursstatistik“. Der verwendete Wechselkurs ist dort unter der Rubrik „Devisenkurse an der Frankfurter Börse, Kassamittelkurse in DM (Telegrafische Auszahlung)“ angegeben. Es handelt sich dabei um Durchschnittswerte des Wechselkurses pro Monat, die aus den amtlichen Tageskursen errechnet wurden. Über jeweils drei dieser Monatswerte wurde für die vorliegende Arbeit das arithmetische Mittel gebildet, woraus die hier benutzte Zeitreihe von Quartalswerten resultierte.

Die verwendeten Preisindizes entstammen der monatlich erscheinenden „International Financial Statistics“, herausgegeben vom International Monetary Fund (IMF). Sie sind dort sowohl für Deutschland als auch für Spanien in den Zeilen 63 (Großhandelspreisindizes) und 64 (Preisindizes für die Lebenshaltung) u. a. als Quartalsdaten angegeben. Da die Basisperiode der dort aufgeführten Indexreihen alle fünf Jahre neu definiert wurde, wurde für die vorliegende Arbeit eine Verknüpfung nach der folgenden Formel vorgenommen:

$$I_{t-k}^B = I_{t-k}^A * I_t^B / I_t^A$$

mit  $I_t^A$  = Indexreihe mit Basisjahr A,

$I_t^B$  = Indexreihe mit Basisjahr B.

Die Zeitreihen lagen damit durchgehend als Quartalsdaten von  $t = 1974/1$  bis  $t = 1994/4$  (der Großhandelspreisindex von Spanien) bzw. bis  $t = 1995/1$  (alle übrigen Reihen) vor.

Aus diesen fünf Zeitreihen sind alle übrigen abgeleitet, insbesondere

$$WPIR_t = WPID_t / WPIE_t \text{ und}$$

$$CPIR_t = CPID_t / CPIE_t.$$

Wird einer der Zeitreihen ein „L“ vorangestellt, handelt es sich um eine logarithmierte Zeitreihe, also z. B.  $LWDMP_t = \ln(WDMP_t)$ . Eine Zeitreihe in Differenzen ist durch ein



zusätzliches „ $\Delta$ “ gekennzeichnet, also z. B.  $\Delta \text{LWDM}_t = \ln(\text{WDM}_t) - \ln(\text{WDM}_{t-1})$  oder  $\Delta \Delta \text{LWDM}_t = |\ln(\text{WDM}_t) - \ln(\text{WDM}_{t-1})| - |\ln(\text{WDM}_{t-1}) - \ln(\text{WDM}_{t-2})|$ .

Einige weitere im Text immer wiederkehrende, z. T. dem Englischen entstammende Abkürzungen seien hier noch einmal aufgeführt:

- ADF = Augmented Dickey-Fuller
- ADL = Autoregressive Distributed Lag
- ARCH = Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (autoregressiv bedingte Heteroskedastie)
- D773 = Impuls-Dummy-Variable für das dritte Quartal 1977
- D831 = Impuls-Dummy-Variable für das erste Quartal 1983
- D924 = Impuls-Dummy-Variable für das vierte Quartal 1992
- DEG = Step-Dummy-Variable ab dem vierten Quartal 1985
- DF = Dickey-Fuller
- ECM = Error Correction Model (Fehlerkorrekturmodell); EC bezeichnet in dieser Arbeit einen Fehlerkorrekturterm
- EWS = Europäisches Währungssystem
- I(d) = integriert vom Grade d
- KKPT = Kaufkraftparitätentheorie
- LM-Test = Lagrange-Multiplier-Test
- VAR = Vector Autoregressive
- VECM = Vector Error Correction Model (Vektor-Fehlerkorrekturmodell)

## Literaturverzeichnis

- Ahking, F. W. [1990], Further results on long-run purchasing power parity in the 1920s, *European Economic Review*, Vol. 34, S. 913 - 919.
- Banerjee, A., J. J. Dolado, J. W. Galbraith, D. F. Hendry [1993], *Co-integration, Error-Correction, and the Econometric Analysis of Non-Stationary Data*, Oxford.
- Bleaney, M. [1992], A test of long-run purchasing power parity using annual data for seven countries, 1900 - 88, *Economia internazionale*, Vol. 45, S. 180 - 196. *Börsen- und Wirtschaftshandbuch 1987*, Frankfurt.
- Charemza, W. W., D. F. Deadman [1992], *New Directions in Econometric Practice*, Aldershot.
- Cheung, Y.-W., K. S. Lai [1993], Long-run purchasing power parity during the recent float, *Journal of International Economics*, Vol. 34, S. 181 - 192.
- Cuthbertson, K., S. G. Hall, M. P. Taylor [1992], *Applied Econometric Techniques*, New York u. a.
- Deutsche Bundesbank, *Statistische Beihefte zu den Monatsberichten der Deutschen Bundesbank, Reihe 5*, ab 1993: *Devisenkursstatistik, Jahrgänge 1975 - 1995*.
- Doornik, J. A., D. F. Hendry [1994a], *PcGive 8.0, An Interactive Econometric Modelling System*, London u. a.
- Doornik, J. A., D. F. Hendry [1994b], *PcFiml 8.0, Interactive Econometric Modelling of Dynamic Systems*, London u. a.
- Edison, H. [1985], Purchasing power parity: A quantitative reassessment of the 1920s experience, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 4, S. 361 - 372.
- Engle, R. F., C. W. J. Granger [1987], Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing, *Econometrica*, Vol. 55, S. 251 - 276.
- Engle, R. F., B. S. Yoo [1991], Cointegrated economic time series: An overview with new results, in: R. F. Engle, C. W. J. Granger (Hrsg.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford u. a.
- Frenkel, J. A. [1978], Purchasing power parity, doctrinal perspective and evidence from the 1920s, *Journal of International Economics*, Vol. 8, S. 169 - 191.
- Fuller, W. A. [1976], *Introduction to Statistical Time Series*, New York u. a.
- Hall, S. G. [1986], An application of the Granger & Engle two-step estimation procedure to United Kingdom aggregate wage data, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, S. 229 - 239.
- Harris, R. [1995], *Using Cointegration Analysis in Econometric Modelling*, London u. a.
- Harvey, A. C. [1990], *The Econometric Analysis of Time Series*, 2. Aufl., New York u. a.

- Hendry, D. F. [1986], Econometric modelling with cointegrated variables: An overview, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 48, S. 201 - 212.
- International Monetary Fund, *Direction of Trade Statistics*, Jahrgänge 1975 - 1994, Washington, D. C.
- International Monetary Fund, *International Financial Statistics*, Jahrgänge 1975 - Juli 1995, Washington, D. C.
- Johansen, S. [1988], Statistical analysis of cointegration vectors, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, S. 231 - 254.
- Johansen, S. [1992], Determination of cointegration rank in the presence of a linear trend, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, S. 383 - 397.
- Johansen, S., K. Juselius [1992], Testing structural hypotheses in a multivariate cointegration analysis of the PPP and the UIP for UK, *Journal of Econometrics*, Vol. 53, S. 211 - 244.
- Johnson, D. R. [1990], Co-integration, error correction, and purchasing power parity between Canada and the United States, *Canadian Journal of Economics*, Vol. 23, S. 839 - 855.
- Keynes, J. M. [1930], *A Treatise on Money*, Vol. 1, London.
- Kim, Y. [1990], Purchasing power parity in the long run: A cointegration approach, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 22, S. 491 - 503.
- Kmenta, J. [1986], *Elements of Econometrics*, 2. Aufl., New York u. a.
- Kugler, P., C. Lenz [1993], Multivariate cointegration analysis and the long-run validity of PPP, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 75, S. 180 - 184.
- MacKinnon, J. [1991], Critical values for co-integration tests, in: R. F. Engle, C. W. J. Granger (Hrsg.), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford u. a.
- Mark, N. C. [1990], Real and nominal exchange rates in the long run: An empirical investigation, *Journal of International Economics*, Vol. 28, S. 115 - 136.
- Nachane, D. M., A. Chrissanthaki [1991], Purchasing power parity in the short and long run: A reappraisal of the post-1973 evidence, *Applied Economics*, Vol. 23, S. 1257 - 1268.
- Officer, L. [1976], The purchasing-power-parity theory of exchange rates: A review article, *IMF Staff Papers*, Vol. 23, S. 1 - 60.
- Osterwald-Lenum, M. [1992], A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, S. 461 - 472.
- Reimers, H.-E. [1992], Comparisons of tests for multivariate cointegration, *Statistical Papers*, Vol. 33, S. 335 - 359.
- Rose, K., K. Sauernheimer [1995], *Theorie der Außenwirtschaft*, 12. Aufl., München.

- Serletis, A. [1994], Maximum likelihood cointegration tests of purchasing power parity: Evidence from seventeen OECD countries, *Weltwirtschaftliches Archiv*, Vol. 130, S. 476 - 493.
- Stock, J. H. [1987], Asymptotic properties of least-squares estimators of co-integrating vectors, *Econometrica*, Vol. 55, S. 1035 - 1056.
- Taylor, M. P. [1988], An empirical examination of long-run purchasing power parity using cointegration techniques, *Applied Economics*, Vol. 20, S. 1369 - 1381.
- Taylor, M. P., P. C. McMahon [1988], Long-run purchasing power parity in the 1920s, *European Economic Review*, Vol. 32, S. 179 - 197.
- Whitt, J. A. [1992], The long-run behavior of the real exchange rate: A reconsideration, *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 24, S. 72 - 82.

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

1. Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
2. Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
4. Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
5. Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzinses in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
6. Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
7. Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele. (Dezember 1994)
8. Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts ( Januar 1995)
9. Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)
10. Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)