



Übung zur Empirischen Wirtschaftsforschung

X. Überprüfung der Kaufkraftparitätentheorie / Dynamische Modelle

1 Einleitung

Ein wichtiges Anwendungsgebiet der empirischen Wirtschaftsforschung ist die Überprüfung und Quantifizierung von ökonomisch-theoretischen Zusammenhängen. Wir werden im Folgenden die Gültigkeit der Kaufkraftparitätentheorie zwischen Irland und den USA untersuchen. Ein besonderes Augenmerk wird dabei auf die Anpassung der Variablen an die langfristigen Beziehungen gelegt, da im Allgemeinen nicht zu erwarten ist, dass sich die Preise und Wechselkurse innerhalb einer Periode an ihr langfristiges Gleichgewicht anpassen.

2 Die Kaufkraftparitätentheorie (KKPT)

Im Folgenden sei w stets der Wechselkurs zwischen Irland und den USA in $\$/\text{€}$ bzw. in $\frac{\$}{\text{IEP}} \cdot 0,787564$ ($1 \text{ €} = 0,787564$ irische Pfund(IEP)).

2.1 Inhalt der Kaufkraftparitätentheorie

Die Kaufkraftparität zwischen zwei Ländern (hier also zwischen Irland und den USA) liegt dann vor, wenn man in beiden Ländern für einen bestimmten Geldbetrag -in die jeweilige Landeswährung umgerechnet- den gleichen Warenkorb erwerben kann. Die Kaufkraftparitätentheorie sieht daher die Preisniveaus in den beteiligten Ländern als die entscheidende Determinante des Wechselkurses an.

Weiterhin besagt die Theorie, dass Arbitragegeschäfte ausgelöst würden, wenn keine Kaufkraftparität vorläge. Ist also ein Gut in Irland billiger zu erwerben als dies in den USA der Fall ist (natürlich unter Berücksichtigung des Wechselkurses), so besteht die Möglichkeit einen risikolosen Gewinn zu machen indem man das Gut in Irland kauft, in den USA wieder -zu dem höheren Preis- verkauft und die erhaltenen Dollar in Euro umtauscht. Durch die gesteigerte Nachfrage in Irland sollte dort der Preis steigen und auf Grund des erhöhten Angebots in den USA sollte dort der Preis fallen, so dass sich die Preise in den Ländern angleichen.

Nach der komparativen Kaufkraftparitätentheorie sollte demnach die folgende Gleichung gelten:

$$\bar{p} = \frac{c \cdot \bar{p}'}{w} \Leftrightarrow w = c \cdot \frac{\bar{p}'}{\bar{p}},$$

wobei $c > 0$ eine passende Normierungskonstante ist.

2.2 Probleme/Kritikpunkte (an) der Kaufkraftparitätentheorie

- heterogene Güter
- handelbare und nicht-handelbare Güter
- Anpassungsdauer an Inflationsdifferenz
- Handelshemmnisse, Transaktionskosten

Vertiefende Literatur:

Jarchow, H.-J. und Rühmann, P. (1994) : Monetäre Außenwirtschaft I. Monetäre Außenwirtschaftstheorie, 4.Auflage, Kapitel IX.1.

3 Daten

Um die Kaufkraftparitätentheorie empirisch untersuchen zu können, ist die Auswahl der Daten entscheidend.

Wie wir bei den Problemen der KKPT gesehen hatten, sollten die Preisindizes so gewählt werden, dass sie einen möglichst großen Anteil international handelbarer Güter enthalten. Wir werden daher die monatlich erfassten *Produzentenpreisindizes (PPI) der Industrie* verwenden und nicht Konsumentenpreisindizes.

Als Wechselkursgröße betrachten wir die *Monatsendwerte*.

Beschreibung der Daten im Workfile kkp.wf1

EXCRATE Wechselkurs am Monatsende in \$/€ bzw. in $\frac{\$}{\text{IEP}} \cdot 0,787564$ (w)

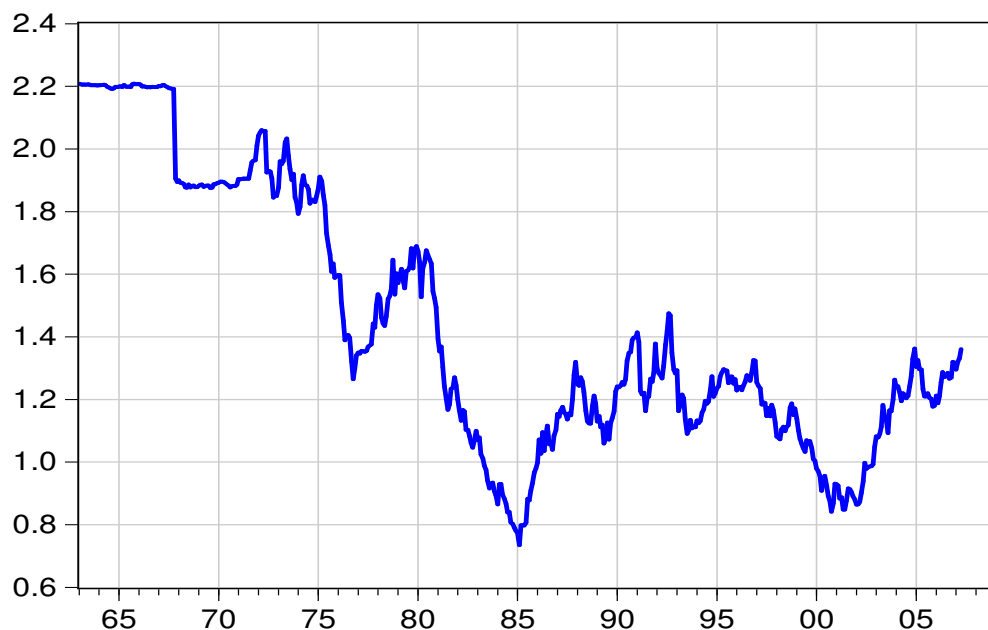
PPI_I Produzentenpreisindex der Industrie für Irland, Basisjahr: 2000 (\bar{p})

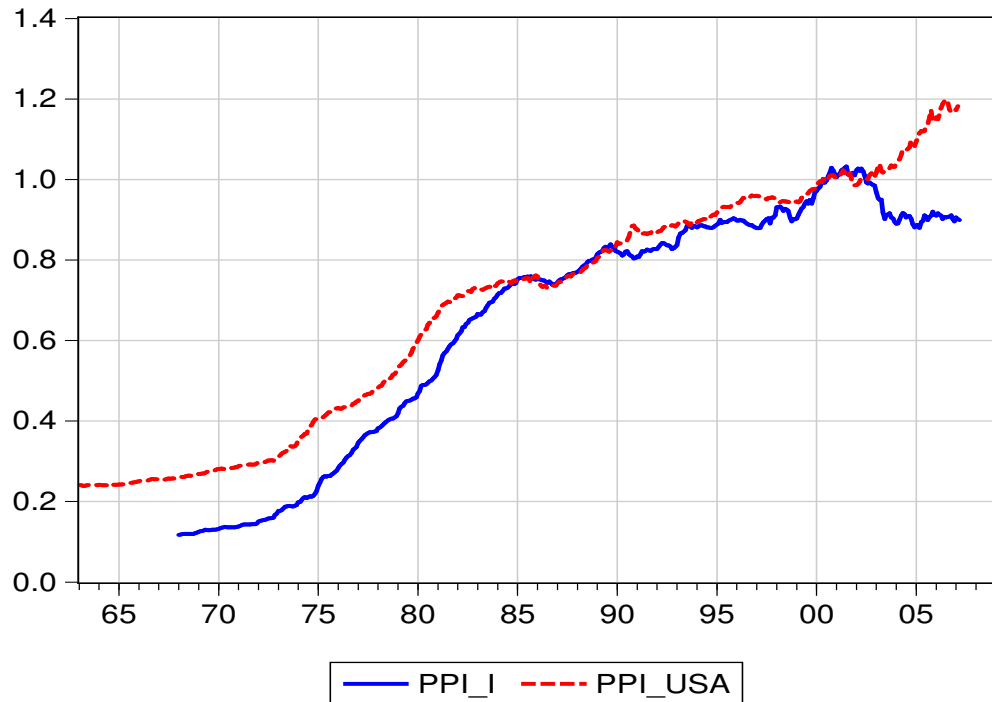
PPI_USA Produzentenpreisindex der Industrie für die USA, Basisjahr: 2000 (\bar{p}')

$$LPPI = \log\left(\frac{PPI_USA}{PPI_I}\right) = \log\left(\frac{\bar{p}'}{\bar{p}}\right)$$

Quelle: OECD/EUROSTAT

EXCRATE





4 Empirische Untersuchung

Nun soll überprüft werden, ob bzw. in welchem Maße sich der Wechselkurs durch Preisindizes in der Form

$$(1) w = c \cdot \frac{\bar{p}'}{\bar{p}} \Leftrightarrow \log(w) = \log(c) + \log\left(\frac{\bar{p}'}{\bar{p}}\right)$$

beschreiben lässt.

4.1 Das statische Modell

generelles Modell:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t + \epsilon_t, \text{ wobei } \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2) \text{ iid.}$$

Wir setzen hier zunächst folgendes Modell an:

$$\log(w_t) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \log\left(\frac{\bar{p}_t'}{\bar{p}_t}\right) + \epsilon_t$$

Eine Kleinste-Quadrate-Schätzung liefert folgendes Ergebnis:

```
ls log(excrate) c log(ppi_usa/ppi_i)
```

===== Statistisches Modell

Dependent Variable: LOG(EXCRATE)

Method: Least Squares

Date: 06/05/07 Time: 10:31

Sample(adjusted): 1968:01 2007:02

Included observations: 470 after adjusting endpoints

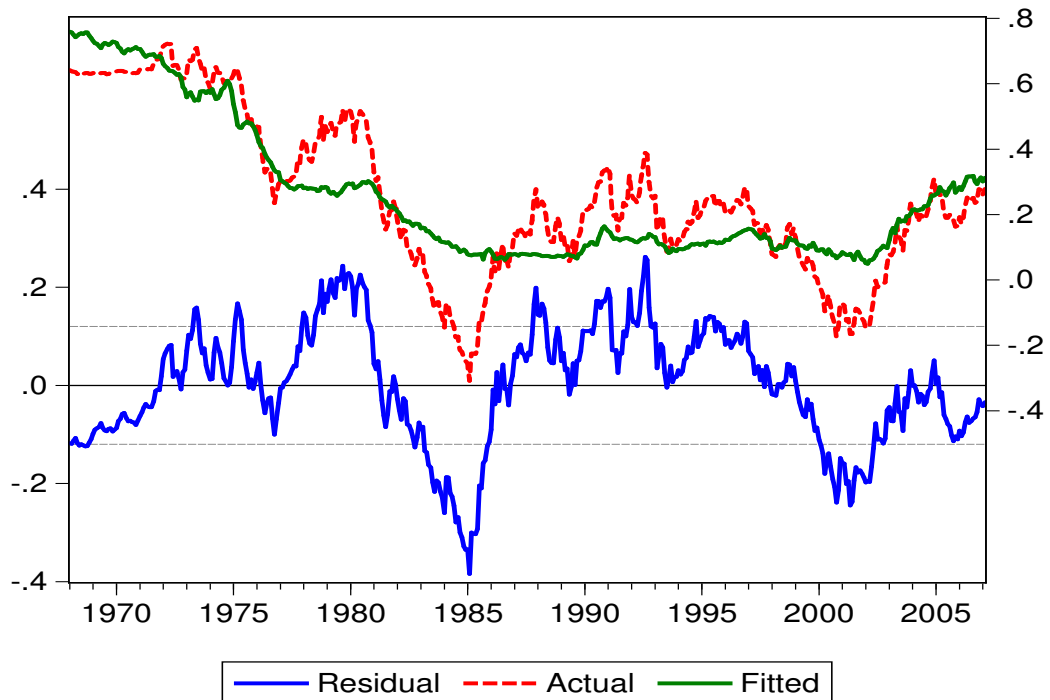
```
=====
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.082001	0.007196	11.39591	0.0000
LOG(PPI_USA/PPI_I)	0.849891	0.022129	38.40592	0.0000

```
=====
```

R-squared	0.759137	Mean dependent var	0.258499
Adjusted R-squared	0.762590	S.D. dependent var	0.244330
S.E. of regression	0.120040	Akaike info criter	-1.397742
Sum squared resid	6.743661	Schwarz criterion	-1.380071
Log likelihood	330.4694	F-statistic	1475.015
Durbin-Watson stat	0.053394	Prob(F-statistic)	0.000000

```
=====
```



Interpretation dieses Schätzergebnisses:

- Liegt der amerikanische PPI 1% höher, während die irischen Preise konstant bleiben, liegt der Wechselkurs des Euro bzw. des Irischen Pfunds um durchschnittlich 0,85% höher. Das Schätzergebnis liefert eine Aussage bezüglich des Niveaus des Wechselkurses.
- Die Struktur der Residuen sowie $\bar{R}^2 = 0,76$ lassen vermuten, dass die aktuellen Preise (also $\frac{\bar{p}'_t}{\bar{p}_t}$) den aktuellen Wechselkurs im langfristigen Durchschnitt recht gut approximieren, kurzfristige starke Schwankungen aber unerklärt bleiben.

4.2 Differenzbildung

generelles Modell:

$$\Delta y_t := y_t - y_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 \cdot \Delta x_t + \epsilon_t$$

Hier:

$$\Delta \log(w_t) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \Delta \log\left(\frac{\bar{p}'_t}{\bar{p}_t}\right) + \epsilon_t$$

```
ls dlog(excrate) c d(lppi)
```

```
===== Differenzenmodell
```

```
Dependent Variable: DLOG(EXCRATE)
```

```
Method: Least Squares
```

```
Date: 06/05/07 Time: 21:00
```

```
Sample(adjusted): 1968:02 2007:02
```

```
Included observations: 469 after adjusting endpoints
```

```
=====
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-9.96E-05	0.001285	-0.077527	0.9382
D(LPPI)	0.602385	0.127887	4.710288	0.0000

```
=====
```

R-squared	0.045354	Mean dependent var	-0.000775
Adjusted R-squared	0.043310	S.D. dependent var	0.028275
S.E. of regression	0.027656	Akaike info criter	-4.333682
Sum squared resid	0.357191	Schwarz criterion	-4.315982
Log likelihood	1018.248	F-statistic	22.18682
Durbin-Watson stat	1.956543	Prob(F-statistic)	0.000003

```
=====
```

- Erhöht sich der amerikanische PPI in einem Monat um 1%, während die Preise in Irland unverändert bleiben, so steigt der Wechselkurs in eben diesem Monat um *durchschnittlich* 0,602%. Hier wird also ein *kurzfristiger (sofortiger) Effekt* geschätzt. Eine Aussage über das Niveau des Wechselkurses ist nicht möglich.
- Bleiben die Preise konstant, bleibt *im Durchschnitt* auch der Wechselkurs in solch einem Monat konstant ($\hat{\beta}_1 \approx 0$).
- Da \bar{R}^2 sehr klein ist, können die monatlichen Schwankungen der Wechselkurse nur sehr schlecht durch die aktuellen Preisentwicklungen erklärt werden. Kurzfristig scheinen andere Faktoren wichtiger zu sein als die Preisentwicklung. Aus ökonomischer Sicht ist dieses Ergebnis durchaus plausibel, da die Wechselkurse wesentlich flexibler sind als die relativ starren Preise und in den Medien oft andere Gründe für kurzfristige Kursänderungen zu vernehmen sind (Notenbanken, Psychologie, Erwartungen, Politik, ...).
- Die Schätzungen des statischen und des Differenzenmodells liefern unterschiedliche Ergebnisse für den Einfluss der Preisindizes auf den Wechselkurs. Daraus lässt sich folgern, dass keine direkte Anpassung an das langfristige Gleichgewicht erfolgt. Die bisher untersuchten Modelle sind wohl (einzeln) fehlspezifiziert.

4.3 Modelle mit verzögerten exogenen Variablen

4.3.1 Flexible Lag-Funktion

Nun werden mehr als eine exogene Variable in das Modell aufgenommen:

$$y_t = \beta_1 + \sum_{i=0}^k \beta_{2+i} \cdot x_{t-i} + \epsilon_t$$

Hier z.B.:

$$\log(w_t) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \log\left(\frac{\bar{p}'_t}{\bar{p}_t}\right) + \beta_3 \cdot \log\left(\frac{\bar{p}'_{t-1}}{\bar{p}_{t-1}}\right) + \dots + \beta_7 \cdot \log\left(\frac{\bar{p}'_{t-5}}{\bar{p}_{t-5}}\right) + \epsilon_t$$

```
===== flexible Lag-Funktion
Dependent Variable: LOG(EXCRATE)
Method: Least Squares
Date: 06/05/07   Time: 10:40
Sample(adjusted): 1968:06 2007:02
Included observations: 465 after adjusting endpoints
=====
      Variable      Coefficient Std. Error t-Statistic  Prob.
=====
           C           0.081235   0.007216   11.25815   0.0000
          LPPI          1.408124   0.588260    2.393708   0.0171
         LPPI(-1)      -0.490782   0.948885   -0.517220   0.6053
         LPPI(-2)       0.343556   0.965933    0.355673   0.7222
         LPPI(-3)       0.053831   0.970086    0.055491   0.9558
         LPPI(-4)       0.327152   0.957381    0.341716   0.7327
         LPPI(-5)      -0.769732   0.589605   -1.305505   0.1924
=====
R-squared           0.758299   Mean dependent var 0.254435
Adjusted R-squared 0.755133   S.D. dependent var 0.242456
S.E. of regression 0.119977   Akaike info criter -1.388095
Sum squared resid  6.592668   Schwarz criterion  -1.325741
Log likelihood     329.7320   F-statistic         239.4844
Durbin-Watson stat 0.059838   Prob(F-statistic)  0.000000
=====
```

- grafische Veranschaulichung der durchschnittlichen Effekte:

- Flexible Lag-Funktionen mit einer großen Zahl k sind nicht praktikabel:
 - Steigt k um den Wert 1, geht eine Beobachtung verloren („nur“ noch 465 statt 470 bei $k = 5$). Außerdem wird ein weiterer Koeffizient geschätzt. Das kann zu statistischen Problemen führen, weil durch das Hinzufügen einer weiteren Variablen die Anzahl der Freiheitsgrade (=Anzahl Messpunkte - Anzahl Koeffizienten) reduziert wird. Dies kann zu großen Standardabweichungen der Schätzer führen.
 - Da die verzögerten Variablen im Allgemeinen stark miteinander korreliert sind, ergibt sich das Problem der Multikollinearität. Die obige Schätzung ist ein gutes Beispiel für dieses Problem „ungenauer“ Schätzer. Die großen Standardabweichungen der Koeffizienten führen dazu, dass fast alle ermittelten Effekte insignifikant sind.
- Auch hier wurde das „Ende“ der Anpassung mit 5 Monaten Verzögerung willkürlich gewählt. Es gibt jedoch Informationskriterien, wie zum Beispiel das Akaike oder Schwarz Informationskriterium, die auch in *EViews* ausgegeben werden, mit deren Hilfe man die „richtige“ Anzahl an verzögerten Variablen besser abschätzen kann. Dazu wählt man sich zunächst eine Obergrenze G für die Laglänge der verzögerten Variable und schätzt dann ein Modell für jede Laglänge, die unterhalb von G liegt. Das Ziel ist es dabei das Informationskriterium möglichst klein werden zu lassen. Die Informationskriterien sind wie folgt definiert:

$$\text{Akaike: } \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T}$$

$$\text{Schwarz: } \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{k \ln T}{T},$$

wobei k die Anzahl der erklärenden Variablen, $\hat{\sigma}^2$ die Varianz der geschätzten Residuen und T den Stichprobenumfang beschreibt.

4.4 Das partielle Anpassungsmodell

Das partielle Anpassungsmodell kann dazu benutzt werden eine Anpassung über unendlich viele Perioden zu schätzen. Dazu betrachten wir folgendes Grundmodell:

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t + \lambda \cdot y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

da $y_{t-1} = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_{t-1} + \lambda \cdot y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}$ erhält man für y_t :

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t + \lambda \cdot (\beta_1 + \beta_2 \cdot x_{t-1} + \lambda \cdot y_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + \varepsilon_t$$

$$\Rightarrow y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t + \lambda \cdot \beta_1 + \lambda \cdot \beta_2 \cdot x_{t-1} + \lambda^2 \cdot y_{t-2} + \varepsilon_t + \lambda \cdot \varepsilon_{t-1}$$

$$\Rightarrow y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t + \lambda \cdot \beta_1 + \lambda \cdot \beta_2 \cdot x_{t-1} + \lambda^2 \cdot (\beta_1 + \beta_2 \cdot x_{t-2} + \lambda \cdot y_{t-3} + \varepsilon_{t-2}) + \varepsilon_t + \lambda \cdot \varepsilon_{t-1}$$

$$\Rightarrow y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot x_t + \lambda \cdot \beta_1 + \lambda \cdot \beta_2 \cdot x_{t-1} + \lambda^2 \cdot \beta_1 + \lambda^2 \beta_2 \cdot x_{t-2} + \lambda^3 \cdot y_{t-3} + \varepsilon_t + \lambda \cdot \varepsilon_{t-1} + \lambda^2 \cdot \varepsilon_{t-2}$$

...

$$\Rightarrow y_t = \beta_1 \cdot \sum_{i \geq 0} \lambda^i + \beta_2 \cdot \sum_{i \geq 0} \lambda^i \cdot x_{t-i} + \sum_{i \geq 0} \lambda^i \cdot \varepsilon_{t-i}$$

Im partiellen Anpassungsmodell unterscheiden sich also der kurzfristige und der langfristige Effekt der exogenen Variable x auf die endogene Variable y . Der kurzfristige Effekt beträgt β_2 , wohingegen der langfristige Effekt $\frac{\beta_2}{1-\lambda}$ beträgt.

λ ist ein Anpassungsparameter, der die Geschwindigkeit der Anpassung an das langfristige Gleichgewicht angibt:

$\lambda = 0$: sofortige Anpassung

$\lambda > 0$ *klein* : y nimmt langfristiges Gleichgewicht schnell an

$1 > \lambda > 0$ *groß* : längerer Anpassungsprozess

$\lambda \geq 1$: keine Anpassung

```
ls log(excrate) c lppi log(excrate(-1))
```

```
===== partielle Anpassung
```

```
Dependent Variable: LOG(EXCRATE)
```

```
Method: Least Squares
```

```
Date: 06/25/07 Time: 12:03
```

```
Sample(adjusted): 1968:01 2007:02
```

```
Included observations: 470 after adjusting endpoints
```

```
=====
```

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002066	0.001906	1.083919	0.2790
LPPI	0.018857	0.010609	1.777531	0.0761
LOG(EXCRATE(-1))	0.973965	0.010848	89.78351	0.0000

```
=====
```

```
R-squared 0.986810 Mean dependent var 0.258499
```

```
Adjusted R-squared 0.986754 S.D. dependent var 0.244330
```

```
S.E. of regression 0.028120 Akaike info criter -4.298277
```

```
Sum squared resid 0.369285 Schwarz criterion -4.271770
```

```
Log likelihood 1013.095 F-statistic 17469.69
```

```
Durbin-Watson stat 1.848376 Prob(F-statistic) 0.000000
```

```
=====
```

- Das Schätzergebnis deutet einen langfristigen Anpassungsprozess an ($\hat{\lambda} \approx 0,974$).
- Die kurzfristige Elastizität wird mit ungefähr 0,0189 sehr gering geschätzt.
- Aus den geschätzten Parametern ergibt sich eine langfristige Elastizität von $\frac{0,0189}{1-0,974} \approx 0,727$.

Grafisch:

- Dieses Ergebnis sollte nicht überinterpretiert werden, da durch das partielle Anpassungsmodell eine bestimmte Art der Anpassung vorgegeben wird. Daher könnte auch hier eine Fehlspezifikation vorliegen.

4.5 Das Fehlerkorrekturmodell

Generelles Modell:

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 \cdot \Delta x_t - \lambda \cdot (y_{t-1} - \beta_3 \cdot x_{t-1}) + \varepsilon_t, \text{ wobei } 0 \leq \lambda \leq 1$$

Grafische Darstellung einiger Beispiele:

- $\beta_2 > \beta_3$:

- $\beta_2 < \beta_3$:

- $\beta_2 = 0$:

β_2 gibt hier den sofortigen Effekt bei einer Änderung von x an.

β_3 gibt den langfristigen Effekt an.

λ ist ein Anpassungsparameter: Je größer λ ist, desto schneller werden Abweichungen vom langfristigen Gleichgewicht korrigiert.

Spezialfälle:

$\lambda = 1$: Innerhalb einer Periode passt sich y seinem langfristigen Gleichgewicht an.

$\lambda = 0$: Fehlerkorrekturmodell = Differenzenmodell

Für unseren Zweck setzen wir zunächst folgendes Fehlerkorrekturmodell an:

$$\Delta \log(w_t) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \Delta \log\left(\frac{\bar{p}'_t}{\bar{p}_t}\right) + (-\lambda) \cdot \log(w_{t-1}) + \lambda \cdot \beta_3 \cdot \log\left(\frac{\bar{p}'_{t-1}}{\bar{p}_{t-1}}\right) + \varepsilon_t$$

===== Fehlerkorrekturmodell (1 Monat)

Dependent Variable: DLOG(EXCRATE)

Method: Least Squares

Date: 06/25/07 Time: 12:05

Sample(adjusted): 1968:02 2007:02

Included observations: 469 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.002128	0.001867	1.139721	0.2550
D(LPPI)	0.624818	0.129501	4.824832	0.0000
LOG(EXCRATE(-1))	-0.026250	0.010635	-2.468334	0.0139
LPPI(-1)	0.022080	0.010459	2.111121	0.0353
R-squared	0.057713	Mean dependent var	-0.000775	
Adjusted R-squared	0.051633	S.D. dependent var	0.028275	
S.E. of regression	0.027536	Akaike info criter	-4.338183	
Sum squared resid	0.352567	Schwarz criterion	-4.302783	
Log likelihood	1021.304	F-statistic	9.493328	
Durbin-Watson stat	1.933498	Prob(F-statistic)	0.000004	

- Falls das Modell korrekt wäre und die geschätzten Koeffizienten den tatsächlichen entsprechen würden, würde eine 1%-ige Erhöhung der amerikanischen Preise den Wechselkurs sofort um durchschnittlich 0,625% erhöhen und langfristig um durchschnittlich $\frac{0,022080}{0,026250}\% = 0,841\%$.
- Das Wort „durchschnittlich“ ist hier aber entscheidend, denn das sehr kleine $\bar{R}^2 = 0,0516$ deutet daraufhin, dass die wirklichen Wechselkursänderungen in der Regel weit von den eben prognostizierten abweichen. Der Erklärungsgehalt dieser Schätzung ist also äußerst gering. Die monatlichen Änderungsraten der Wechselkurse können durch die hier benutzten exogenen Variablen nur unzureichend beschrieben werden.

Betrachtet man dagegen größere Zeiträume, versucht man also z.B. Jahresänderungsra-
ten des Wechselkurses zu erklären, erhält man aussagekräftigere Ergebnisse:

$$\Delta_{12}\log(w_t) := \log(w_t) - \log(w_{t-12}) = \beta_1 + \beta_2 \cdot \Delta_{12}\log\left(\frac{\bar{p}'_t}{\bar{p}_t}\right) + (-\lambda) \cdot \log(w_{t-12}) + \lambda \cdot \beta_3 \cdot \log\left(\frac{\bar{p}'_{t-12}}{\bar{p}_{t-12}}\right) + \varepsilon_t$$

===== Fehlerkorrekturmodell (12 Monate)

Dependent Variable: DLOG(EXCRATE,0,12)

Method: Least Squares

Date: 06/25/07 Time: 12:06

Sample(adjusted): 1969:01 2007:02

Included observations: 458 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.022451	0.005732	3.916495	0.0001
D(LPPI,0,12)	1.428619	0.084305	16.94580	0.0000
LOG(EXCRATE(-12))	-0.314125	0.032320	-9.719071	0.0000
LPPI(-12)	0.331285	0.032187	10.29237	0.0000
R-squared	0.476738	Mean dependent var	-0.010114	
Adjusted R-squared	0.473281	S.D. dependent var	0.115142	
S.E. of regression	0.083565	Akaike info criter	-2.117690	
Sum squared resid	3.170327	Schwarz criterion	-2.081648	
Log likelihood	488.9511	F-statistic	137.8783	
Durbin-Watson stat	0.173259	Prob(F-statistic)	0.000000	

- Vergleicht man diese Schätzung mit der vorherigen, fällt auf, dass sämtliche Koeffizienten deutlich größer geschätzt werden und sie daher nun zu jedem gängigen Konfidenzniveau einen signifikanten Beitrag leisten. Außerdem ist das Bestimmtheitsmaß \bar{R}^2 deutlich gestiegen. Die Ergebnisse scheinen nun also eine wesentlich größere Aussagekraft bzw. Genauigkeit zu besitzen.
- Eine 1%-ige Preisänderung in den USA innerhalb eines Jahres scheint mit einem Anstieg des Wechselkurses von etwa 1,42% innerhalb dieses Jahres einherzugehen. Langfristig scheint diese Preisänderung eine Wechselkursänderung von etwa $\frac{0,331}{0,314} = 1,054\%$ nach sich zu ziehen. Die geschätzte langfristige Elastizität liegt auffällig nahe bei 1.
- Dieses Ergebnis ist ein Indiz für die langfristige Gültigkeit der KKPT.

5 Fazit

Wir haben die Kaufkraftparitätentheorie am Beispiel USA/Irland durch empirische Untersuchungen überprüft.

Die langfristige Gültigkeit der KKPT konnte dabei überraschend gut bestätigt werden. So lieferten beispielsweise Fehlerkorrekturmodelle eine geschätzte langfristige Elastizität von etwa 1, wie es die KKPT verlangt.

Die empirischen Untersuchungen führten außerdem zu fundierten Vermutungen über die zeitliche Anpassungsstruktur des Wechselkurses bei einer Änderung des Preisniveaus, über welche die KKPT (in der hier vorgestellten Form) keine Aussage macht:

Verändert sich in einer Periode (hier 12 Monate) das Preisniveau, reagieren die Wechselkurse in eben dieser Periode besonders stark (kurzfristige Elastizität > 1). Daraufhin findet eine langfristige Anpassungsbewegung statt, welche dieses „Überschießen“ der Wechselkurse korrigiert.

Trotz dieser schönen Ergebnisse, sollte man auch die Probleme des Vorgehens im Auge behalten:

- Es wurden nur 2 Länder mit jeweils einem Preisindex betrachtet, so dass niemals „allgemein“ die Kaufkraftparitätentheorie bestätigt werden kann.
- Alle Schätzungen wurden über größtmögliche Zeiträume durchgeführt, so dass wohl über Strukturbrüche hinweg geschätzt wurde.
- Auch andere Probleme wie Autokorrelation, Heteroskedastie, Endogenität wurden nicht untersucht.

Vertiefende Literatur:

Winker, P. (2010) : Empirische Wirtschaftsforschung und Ökonometrie, 3.Auflage, Kapitel 11.