

Auswirkungen des EU-Beitritts auf die österreichischen Konsumgüterpreise - Eine Halbjahresbilanz

Diskussionspapier Nr. 47-W-95

Gerhard Streicher
Markus F. Hofreither

Oktober 1995



Institut für Wirtschaft, Politik und Recht
Universität für Bodenkultur Wien

Die WPR-Diskussionspapiere sind ein Publikationsorgan des Instituts für Wirtschaft, Politik und Recht der Universität für Bodenkultur Wien. Der Inhalt der Diskussionspapiere unterliegt keinem Begutachtungsvorgang, weshalb allein die Autoren und nicht das Institut für WPR dafür verantwortlich zeichnen. Anregungen und Kritik seitens der Leser dieser Reihe sind ausdrücklich erwünscht.

Kennungen der WPR-Diskussionspapiere: W - Wirtschaft, P - Politik, R - Recht

WPR Discussionpapers are edited bei the Department of Economics, Politics, and Law at the Universität für Bodenkultur Wien. The responsibility for the content lies solely with the author(s). Comments and critique by readers of this series are highly appreciated.

The acronyms stand for: W - economic, P - politics, R - law

Bestelladresse:

Institut für Wirtschaft, Politik und Recht
Universität für Bodenkultur Wien
Gregor Mendel-Str. 33
A - 1180 Wien
Tel: +43/1/47 654 - 3660
Fax: +43/1/47 654 - 3692
e-mail: h365t5@edv1.boku.ac.at

Internetadresse:

<http://www.boku.ac.at/wpr/wprpage.html>
http://www.boku.ac.at/wpr/papers/d_papers/dp_cont.html

Auswirkungen des EU-Beitritts auf die österreichischen Konsumgüterpreise - Eine Halbjahresbilanz

G. Streicher, M. F. Hofreither^{*)}

1 Einleitung

Wirtschaftliche Erwägungen und Argumente spielten eine maßgebliche Rolle für die eindrucksvolle Zustimmung zu einem EU-Beitritt Österreichs mit Anfang 1995. Je nach politischer Absicht des Argumentierenden reichte die Farbpalette der prophezeiten EU-Szenarien von Tiefschwarz bis Strahlendweiß (bzw. umgekehrt im Falle des Nicht-Beitritts). Ein gutes halbes Jahr nach erfolgtem Beitritt stellt sich die Situation ausgewogener dar: sie entspricht dem von Experten vorhergesagten (hell)grau.

Ein Aspekt dieser wirtschaftlichen Argumente, nämlich die Erwartung, daß die teilweise deutlich über dem Niveau mancher EU-Staaten liegenden österreichischen Konsumgüterpreise durch erhöhten internationalen Konkurrenzdruck gesenkt würden, soll in dieser Arbeit näher untersucht werden.

2 Bisherige Untersuchungen

Vom Österreichischen Institut für Wirtschaftsforschung (WIFO) wurden vor und nach dem EU-Beitritt Untersuchungen zu dessen wirtschaftlichen Auswirkungen durchgeführt. Bei Prognosen wurden dabei eigentlich nur für landwirtschaftliche Produkte detaillierte Preiserwartungen (auf Produzenten- und Konsumentenebene) zahlenmäßig formuliert. Zentral für die vorliegende Untersuchung ist hierbei die Erwartung einer etwa 7%-igen Reduktion der Konsumentenpreise für Nahrungsmittel (SCHNEIDER 1994). Im Maiheft 1995 wurden dann erste Analysen für u.a. Verbraucherpreise und Agrarpolitik publiziert (SCHNEIDER 1995, POLLAN 1995).

Diese Analysen weisen hauptsächlich beschreibenden Charakter in Form „visueller Inspektionen“ von Plots der einzelnen Zeitreihen bzw. deren (Jahres)Zuwächsen auf. Im Unterschied dazu sollen in der vorliegenden Untersuchung - ermöglicht auch durch die inzwi-

^{*)} Dipl. Ing. Gerhard Streicher ist freier Mitarbeiter, Dr. M.F. Hofreither ordentlicher Universitätsprofessor an der Universität für Bodenkultur, Institut für Wirtschaft, Politik und Recht, Wien.

schen verbesserte Post-EU-Datenbasis - primär formale statistische Methoden zur Abschätzung des Preiseffekts des EU-Beitritts eingesetzt werden.

3 Datengrundlage und Methodik

3.1 Datengrundlage

Die Preisindexreihen ($D86 = 100$) entstammen der WIFO-Datenbank und basieren auf Monatsdaten. Der betrachtete Zeitraum reicht von 1987:1 bis 1995:6 und entspricht dem aktuellen Stand vom August 1995. Für die Fragestellung eines Strukturbruchs nach dem EU-Beitritt stehen also nur 6 Datenpunkte zur Verfügung, was angesichts der doch deutlichen Saisonalität der meisten Preisreihen ein gewisses statistisches Problem darstellt.

Die in dieser Arbeit übernommenen Wifo-Bezeichnungen folgen dem Schema *PV8jjS*. Dabei kennzeichnet *jj* jeweils die einzelnen Konsumgütergruppen (siehe Tabelle 1).

TABELLE 1: Charakteristika der Konsumgütergruppen

<i>jj</i>	<i>Konsumgütergruppe</i>	<i>Gewicht</i>	<i>Saisonalität¹</i>
IG	VPI 86 (Gesamtindex)	100.0	AR(12) = 0.79
BB	Beleuchtung und Beheizung	5.4	AR(6) = -0.46
BE	Bekleidung u. pers. Ausstattung	10.7	AR(12) = 0.68
EG	Ernährung und Getränke	23.3	AR(12) = 0.59
FB	Freizeit u. Bildung	14.3	AR(12) = 0.85
HA	Hausrat u. Wohnungseinrichtung	7.6	AR(12) = 0.28
KG	Körper- u. Gesundheitspflege	6.0	AR(12) = 0.68
RE	Reinigung v. Wohnung, Wäsche u. Bekl.	1.4	(AR(12) = 0.17)
TA	Tabakwaren	2.5	(AR(12) = -0.04)
VE	Verkehr	15.8	(AR(12) = 0.09)
WG	Wohnung	13.1	AR(12) = 0.66

Gewicht bezieht sich auf die Gewichtung der einzelnen Gütergruppen für den Gesamtindex. In der letzten Spalte bezieht sich *AR(12)* auf die saisonale Autokorrelation nach 1. Differen-

¹ Geklammerte AR-Werte bedeuten statistische Insignifikanz des Parameters.

zen (Trendelimination). Diese stellt ein Maß für die Regelmäßigkeit der Saisonkomponente dar, nicht aber für die Amplitude.

Von den angeführten Preisreihen werden in weiterer Folge lediglich Beleuchtung und Beheizung sowie Tabakwaren nicht näher untersucht. Der Grund dafür ist die starke Preisadministrierung dieser Konsumgütergruppen.

3.2 Methodik

Ausgangspunkt sind generell die logarithmierten Preisindizes. Auf dieser Basis wurden für die Untersuchung weitere Variablen abgeleitet:

- *logarithmierte* Zeitreihen ($LPV8jjS := \text{Logarithmus von } PV8jjS$)
- *saisonal korrigierte* Preise ($LPV8jjSS := \text{zentrierter, multiplikativ gewichteter MA}(12)$)
- *monatliche Preiszuwächse* ($d(LP8jjS) := 1. \text{Differenz der log-Zeitreihen}$)
- *jährlichen Preiszuwächse* ($d(LP8jjS,0,12) := 1. \text{saisonale Differenzen der logarithmierten Zeitreihen}$)
- *kumulierte Preiszuwächse* im 1. Halbjahr (= Differenzen des logarithmierten Monatswertes zum Dezemberwert des Vorjahres)
- *relative Preise* nach saisonaler Korrektur ($r(PV8jjS) = \log(PV8jjSS_t) - \log(PV8IGS_t)$)

Als Beginn des Untersuchungszeitraum wurde Jänner 1993 gewählt. Ein früherer Beginn brächte zwar den Vorteil breiterer Datenbasis, andererseits aber auch die vergrößerte Wahrscheinlichkeit von (unerwünschten) Strukturbrüchen im Untersuchungszeitraum. Der Zeitpunkt Jänner 1993 schien hier einen vernünftigen Kompromiß zu bilden: Einerseits markiert er das Inkrafttreten des EWR und damit den letzten großen Strukturbruch. Andererseits verbleiben immer noch 42 Datenpunkte in den folgenden 3 ½ Jahren, was für die geplante statistische Analyse eine ausreichende Grundlage bilden sollte.

Zur statistischen Untersuchung eines hypothetisierten Strukturbruchs werden lineare Trends an die saisonkorrigierten log-Zeitreihen angepaßt. Zwei verschiedene Modelle werden geschätzt:

- ein linearer Trend (von 93:1 - 95:6);
- zwei lineare Trends (93:1 - 94:12 und 95:1 - 95:6) mit anschließendem F-Test auf Parameterkonstanz.

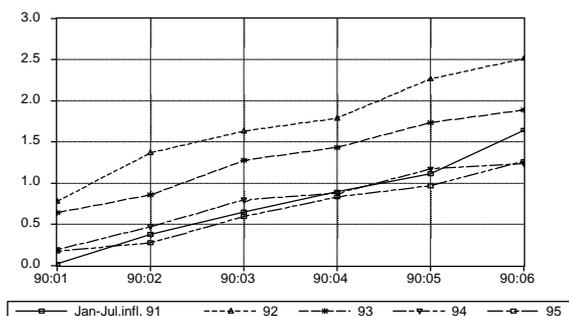
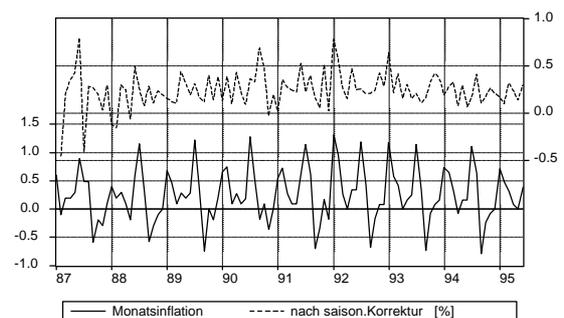
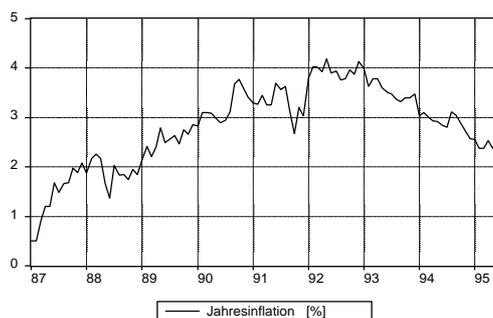
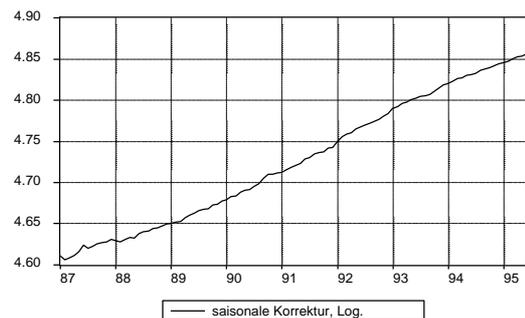
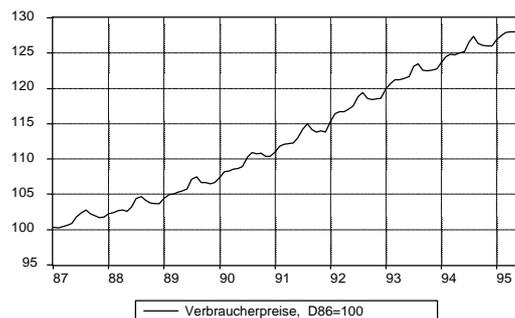
An weiteren statistischen Methoden werden Breakpoint Tests, Rekursive Residuen, Rekursive Koeffizienten und CUSUM of Squares verwendet (JOHNSTON(1984), PINDYCK/RUBINFELD(1991)).

Im folgenden Abschnitt sollen anhand des Gesamtindex die verwendeten statistischen Methoden näher erläutert werden; die Untersuchung der jeweiligen Konsumgütergruppen im einzelnen folgt analog diesem Schema.

4 Diskussion der Preisreihen

4.1 Gesamtindex: PV8IGS

Der Gesamtindex umfaßt alle Konsumgütergruppen. Sein Zuwachs im Jahresabstand stellt die gebräuchliche Definition von Inflation dar.



In diesen Abbildungen werden folgende Reihen (in zeilenweiser Abfolge) dargestellt:

1. *Index* (originale Preis-Zeitreihe mit $\emptyset 1986 = 100$);
2. *logarithmierter Index* nach saisonaler Korrektur (Glättung durch einen zentrierten saisonalen Moving Average mit einer Saisonlänge von 12 Monaten);
3. *Jahresinflation* (Preissteigerung im Jahresabstand in Form des prozentuellen Zuwachses gegenüber dem Vergleichsmonat des Vorjahres);
4. *Monatsinflation* (prozentueller Zuwachses gegenüber dem Vormonat der originalen sowie der saisonal korrigierten Zeitreihe);
5. *kumulierte Preissteigerung* im 1.Halbjahr 1991 - 1995 (prozentuelle Zuwächse der Monate Jänner - Juni im Vergleich zum Dezember des jeweiligen Vorjahres);
6. *Relativpreis* (Preisindex der jeweilige Konsumgütergruppe im Verhältnis zum Gesamtindex; hier nicht angeführt).

Eine genaue Betrachtung der Grafiken zeigt für das Jahr 1995 den im Jahresabstand geringsten Zuwachs seit Ende der 80er Jahre. Dieser Inflationsrückgang entspricht allerdings dem allgemeinen Trend seit 1993 und weist 1995 außerdem eine Verflachung auf, was u.a. eine Folge der relativ guten Konjunkturlage darstellt. Der kumulierte Halbjahreszuwachs liegt dementsprechend zwar im Spitzenfeld der 90er Jahre, ist allerdings kaum geringer als 1991 und 1994. Für das allgemeine Preisniveau scheint der EU-Effekt damit eher gering zu sein, ein Umstand, der in der Öffentlichkeit immer wieder Anlaß zu Unmut gegeben hat und immer noch gibt, weil er mit den unrealistischen Erwartungen in Konflikt steht.

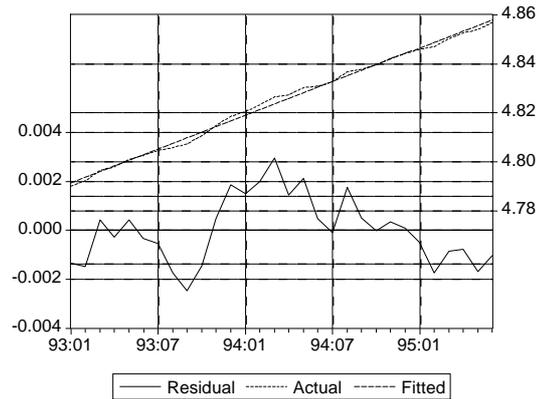
Zur quantitativen Analyse werden nun die oben beschriebenen linearen Trends an die Zeitreihen angepaßt:

1 Trend: 93:1 - 95:6

LS // Dependent Variable is LPV8IGSS
 Date: 08/14/95 Time: 11:32
 Sample: 1993:01 1995:06
 Included observations: 30

$$LPV8IGSS = C(1) + C(2)*T95$$

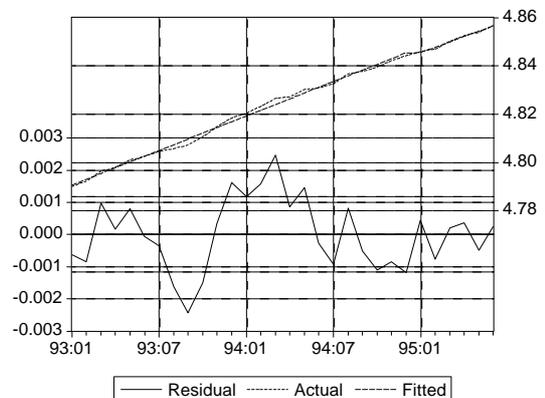
	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C(1)	4.846497	0.000375	12937.39	0.0000
C(2)	0.002295	2.91E-05	78.71745	0.0000
R-squared	0.995502			
Durbin-Watson stat	0.568329			



2 Trends: 93:1 - 94:12, 95:1 - 95:6

LS // Dependent Variable is LPV8IGSS
 Date: 08/14/95 Time: 11:36
 Sample: 1993:01 1995:06
 Included observations: 30
 $LPV8IGSS = C(1)*(1-D95) + C(2)*T95*(1-D95) + C(3)*D95 + C(4)*T95*D95$

	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C(1)	4.847855	0.000494	9813.479	0.0000
C(2)	0.002381	3.46E-05	68.87692	0.0000
C(3)	4.845580	0.000849	5710.524	0.0000
C(4)	0.002224	0.000280	7.933828	0.0000
R-squared	0.996993			
Durbin-Watson stat	0.910921			



Dabei stellen $c(1)$ bzw. $c(2)$ die Niveau- bzw. Steigungsparameter der ersten (Vor-EU-) Subperiode dar, $c(3)$ und $c(4)$ stehen analog für die zweite (Nach-EU-)Subperiode. Dabei stellen $c(2)$ bzw. $c(4)$ Schätzungen für die durchschnittliche Monatsinflation dar².

Der Nullpunkt der Zeitachse liegt in der Periode 95:1. Unterschiede in den Regressionskonstanten $c(1)$ bzw. $c(3)$, welche den Schnittpunkt der Regressionsgeraden mit der y-Achse darstellen, können daher direkt als Niveausprung zwischen den Trends vor und nach dem EU-Beitritt interpretiert werden.

² Sie sind in absoluten Einheiten definiert, ihre Multiplikation mit 100 ergibt jeweils die prozentuellen Zuwächse.

Ist 1995 kein Strukturbruch aufgetreten, so lassen sich die beiden Subperioden 93:1-94:12 und 95:1-95:6 durch dasselbe Modell beschreiben, die Niveau- bzw. Steigungsparameter müssen damit den Restriktionen $c(1) = c(3)$ sowie $c(2) = c(4)$ folgen. Getestet wird diese Hypothese durch einen **F-Test**, der die Wahrscheinlichkeit dieser Ereignisse quantifiziert:

TABELLE 2: F-Test auf Parameterkonstanz des Gesamtindex(1995:1)):

<u>HYPOTHESE</u>	<u>PROBABILITY</u>
$c(1) = c(3)$	0.03
$c(2) = c(4)$	0.58
$c(1) = c(3) , c(2) = c(4)$	0.01

Je höher der numerische Wert der Probability, desto wahrscheinlicher ist die Gültigkeit der Hypothese. Ein Strukturbruch ist damit nur bei geringer Probability ($< 5\%$ bei üblicher Annahme eines 95%-Konfidenzintervalls) statistisch nicht auszuschließen.

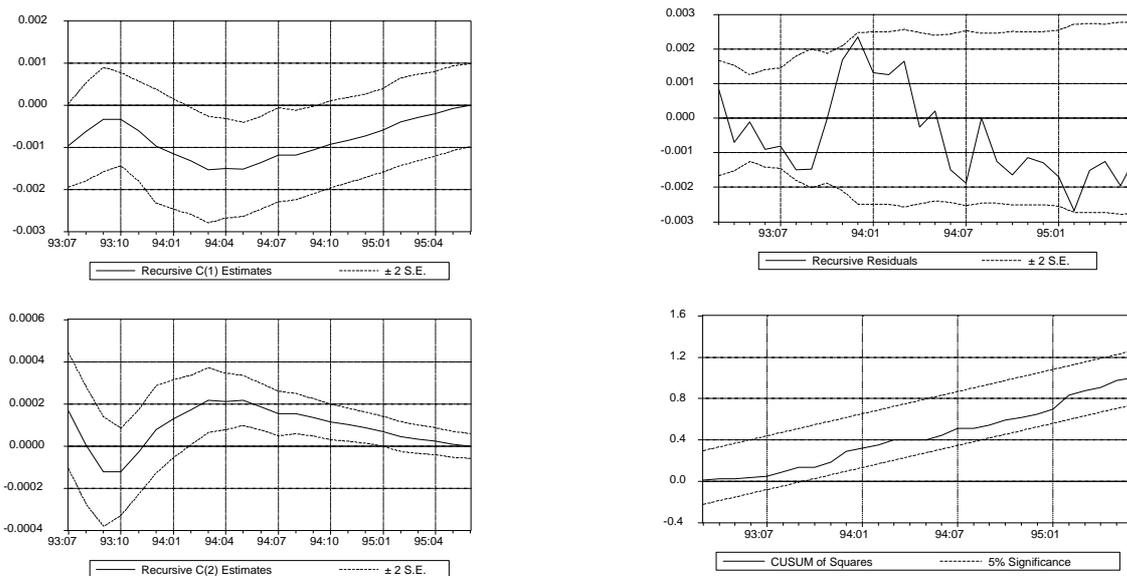
Abb. 2a läßt erkennen, daß die Regressionskonstante in der ersten Subperiode ($c(1)$) mit 4.8479 leicht über jener der zweiten Subperiode ($c(3)$) mit 4.8456 liegt. Daraus läßt sich ein leichter Rückgang des Preisniveaus von etwa 0.2 Prozentpunkten ableiten, der allerdings statistisch nicht besonders gut gesichert ist ($\text{prob}(c(1)=c(3)) = 0.03$). Die Monatsinflation ist allerdings in den beiden Subperioden nicht signifikant verschieden, sie liegt in der ersten Subperiode bei 0.238 % und in der zweiten Subperiode bei 0.222% ($\text{prob}(c(2)=c(4)) = 0.58$). Der F-Test liefert damit lediglich einen Hinweis auf einen leichten Niveaushift (-0.2%) bei weitgehend unveränderter Monatsinflation.

Bei den folgenden rekursiven Tests (*Rekursive Koeffizienten* bzw. *Rekursive Residuen*) wird jeweils nur eine Gleichung betrachtet. Die Vorgehensweise besteht darin, daß die Gleichung wiederholt geschätzt wird, wobei jeweils längere Subperioden als Stützzeitraum herangezogen werden. Die erste Schätzung verwendet die kleinstmögliche Datenanzahl, also die Anzahl der Regressionsparameter plus eins. Im konkreten Fall entspricht das drei Datenpunkten (93:1 bis 93:3). In den weiteren Schritten wird jeweils ein weiterer Datenpunkt hinzugenommen und die Gleichung neu geschätzt, bis im letzten Schritt schließlich der gesamte Datensatz verwendet wird.

Die in jedem Schritt ermittelten Koeffizienten und Residuen werden anschließend graphisch dargestellt. Weist die Gleichung Strukturstabilität auf, sollten die Residuen etwa normalverteilt um die Nullachse und die Koeffizienten, eventuell nach einer kurzen „Einschwingphase“, stabil sein. Systematisch sich ändernde Koeffizienten weisen auf einen Strukturbuch hin. Dessen zeitliche Lage kann in der Umgebung jenes Zeitpunkts vermutet werden, in dem die Größenänderung der Koeffizienten auftritt.

Eine analoge Interpretation erlaubt der von der Berechnung her ähnliche **CUSUM of Squares**-Test. Die kumulierte Residuenquadratsumme wird zusammen mit kritischen Bereichsgrenzen dargestellt, wieder weist ein „Ausbrechen“ aus diesem kritischen Bereich auf Parameterinstabilitäten hin.

ABBILDUNG 3: Rekursive Tests auf Parameterstabilität



Die *rekursiven Residuen* und *rekursiven Koeffizienten* lassen für den Zeitpunkt des EU-Beitritts keinen Strukturbruch erkennen. Viel eher kann ein leichter Bruch im 1.Quartal 1994 konstatiert werden. Aufgrund dieser Vermutung wird noch ein F-Test für Trendbruch im März 1994 durchgeführt:

2 Trends: 93:1 - 94:2, 94:3 - 95:6

LS // Dependent Variable is LPV8IGSS
 Date: 08/14/95 Time: 12:14
 Sample: 1993:01 1995:06
 Included observations: 30
 $LPV8IGSS = C(1) * (1 - D95(10)) + C(2) * T95 * (1 - D95(10)) + C(3) * D95(10) + C(4) * T95 * D95(10)$

	Coefficient	Std. Error	T-Statistic	Prob.
C(1)	4.849260	0.001166	4159.343	0.0000
C(2)	0.002465	6.49E-05	37.96420	0.0000
C(3)	4.846069	0.000278	17401.48	0.0000
C(4)	0.002048	5.31E-05	38.55704	0.0000

R-squared 0.997903
 Durbin-Watson stat 1.109341

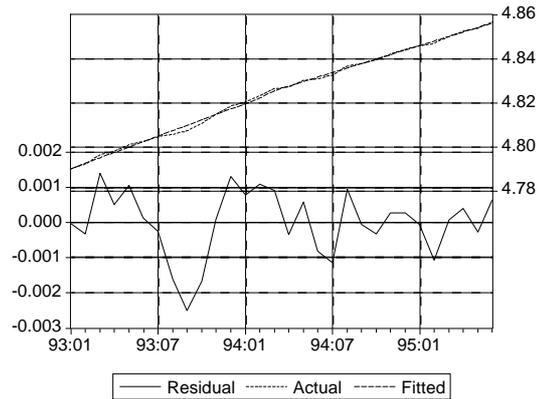


TABELLE 3: F-Test auf Parameterkonstanz des Gesamtindex (94:3):

HYPOTHESE	PROBABILITY
$c(1) = c(3)$	0.01
$c(2) = c(4)$	0.00
$c(1) = c(3), c(2) = c(4)$	0.00

Ein Strukturbruch ist also deutlicher und statistisch signifikanter im März 1994 festzustellen: Der Niveaushift beträgt etwa -0.3%, die monatliche Teuerung reduziert sich immerhin von 0.25 % auf 0.20 %.

4.2 Diskussion der einzelnen Konsumgütergruppen

Die Preisdiskussion der einzelnen Konsumgütergruppen folgt dem anhand des Gesamtindex' vorgestellten Schema. Im folgenden werden nur mehr die Ergebnisse dieser Analysen verbal interpretiert, die statistischen Auswertungen sind aus dem Anhang ersichtlich.

Die Preisreihe für **Beleuchtung und Beheizung** (PV8BBS, vgl.A.1.) weist ausgeprägte saisonale Schwankungen auf. Das Niveau der Energiepreise wird hauptsächlich von steuer(ungs)politischen Erwägungen und Weltmarktpreisen bestimmt. Ein EU-Effekt ist daher erwartungsgemäß kaum vorhanden. Auf eine ausführlichere Untersuchung wird deshalb verzichtet.

Die Preisentwicklung der Gütergruppe **Bekleidung und pers. Ausstattung** (PV8BES,

vgl. A.2.) weist gleichmäßig eine etwas höhere Steigerung als der Gesamtindex auf. Ähnlich diesem zeigt sich hier im Jahresabstand für 1995 der geringste Preisanstieg seit 1988.³Die Halbjahresinflation ist 1995 mit ca. 0,5 % etwa halb so groß wie der Durchschnitt der Jahre 1991-94. Die Trendanalyse liefert eine statistisch signifikante Verlangsamung der Teuerung seit 1995 von 2.7 % auf 1.8 %. Ein ausgeprägter Preissprung kann allerdings auch hier nicht festgestellt werden, ein Niveaushift wird statistisch abgelehnt. Nicht abgelehnt werden kann hingegen die Hypothese eines Inflationsrückganges.

Der "wellige" Verlauf der rekursiven Koeffizienten reflektiert eine deutlich zyklische Entwicklung der Bekleidungspreise. Unter Berücksichtigung dieser Wellung kann ein Strukturbruch mit Anfang 1995 nur sehr abgeschwächt vermutet werden.

Im gesamten Beobachtungszeitraum zeichnet die Preise für **Ernährung und Getränke** (PV8EGS, vgl. A.3.) eine Entwicklung aus, die deutlich geringere Steigerungsraten als die übrigen Konsumgütergruppen - mit Ausnahme von Beleuchtung und Beheizung - aufweist. Der Durchschnitt des Zuwachses der Periode 1993-95 liegt bei 1.9 % und damit deutlich unter jenem des Gesamtindex mit den 2.9 %. Wie allgemein erwartet zeigt sich hier ein EU-Effekt am deutlichsten: Sowohl die Jahresinflation (-1%), als auch die monatlichen Zuwächse seit dem 3.Quartal 1994 - mit Ausnahme von März 1995 - weisen einen negativen Verlauf auf.

Die Trendanalyse liefert - unterstützt von den rekursiven Tests - eine statistisch hochsignifikante Nicht-Ablehnung der Hypothese eines Strukturbruchs. Die Ergebnisse lassen einen mit 1 % bis -2 % allerdings nicht allzu großen Niveausprung, verbunden mit nachfolgender Preisstabilität, erkennen.

Die vorliegenden Ergebnisse stehen in einem gewissen Widerspruch zu SCHNEIDER (1995), wo der EU-Effekt hauptsächlich als Vorzieheffekt interpretiert wird. Die Preisminderung wäre demnach hauptsächlich im November und Dezember 1994 eingetreten, um danach geringer als erwartet auszufallen⁴. Wie die Grafiken der originalen Indexreihe, der saisonal korrigierten Reihe als auch der monatlichen Inflation zeigen, ist jedoch eine Verbilligung von Nahrungsmitteln und Getränken gegen Jahresende ein im Jahresrhythmus wiederkeh-

³ Auffallend der recht starke Anstieg in der 2.Hälfte 1994 - ein letztes "Abkassieren" vor dem seit Juni 94 feststehenden Beitritt mit 1995?

⁴ Vordergründig spricht auch einiges dafür: die Monatsinflation von Dezember 1994 auf Jänner .1995 lag bei -0.3%, von Februar auf März 1995 werden keine Preissteigerungen ausgewiesen.

rendes Saisonphänomen. 1994 fiel diese traditionelle Preisminderung lediglich etwas deutlicher aus als in den meisten anderen Fällen des Untersuchungszeitraums.

Was 1995 hingegen tatsächlich ausblieb, und das mag der eigentliche EU-Effekt sein, ist der sonst in den 90er Jahren eingetretene Preisschub zu Jahresanfang, der die vorangegangenen Preisrückgänge regelmäßig kompensierte. Dies ist auch bei der kumulierten Halbjahresinflation deutlich erkennbar, die im Juni 1995 bei -1.3 % lag, während sie zwischen 1991-94 im Bereich von +0.9 bis +3.0% zu finden war.⁵ Bei unverändert anhaltendem Trend könnte der von SCHNEIDER(1994) prognostizierte Preisrückgang bei Nahrungsmitteln von etwa 7% - allerdings nur definiert als Abweichung vom Vor-EU-Trend - gegen Jahresende 1995 aufgetreten sein.

Die relative Preisentwicklung bei **Freizeit und Bildung** (PV8FBS, vgl. A.4.) liegt nach einem Sprung im 2.Quartal '87 recht konstant um 2-3% über dem Gesamtindex. Im Vergleich zu 1994 scheint der EU-Effekt eher negativ auszufallen: die Inflation im Jahresabstand weist nach stetigem Rückgang seit dem Inflationshoch von 6% im Jahr 1993 einen Tiefpunkt im Dezember 1994 auf (1%). In der ersten Jahreshälfte 1995 erfolgt ein Einpendeln bei etwa 2-3%, was in etwa dem Verlauf des Gesamtindex entspricht. Der kumulierte Halbjahreszuwachs liegt mit 4% im Durchschnitt der 90er Jahre. Auffällig ist vielleicht noch, daß der Zuwachs von September bis Dezember 1994 geringer als sonst erscheint.

Weder F-Tests noch rekursive Analysen bieten schlüssige Hinweise auf ausgeprägte Strukturbrüche im Untersuchungszeitraum. Statistisch signifikant können weder Niveau- noch Steigungseffekt nachgewiesen werden. Als Alternative wurde noch die geringe Preissteigerung im 4.Quartal 1994 in Erwägung gezogen, eine Überprüfung auf einen Trendbruch in 1994:9 läßt aber ebenfalls keine statistisch gesicherten Aussagen zu.

Die Preise für **Hausrat und Wohnungseinrichtung** (PV8HAS, vgl. A.5.) weisen 1995 keine Inflation auf: der kumulierte Halbjahreszuwachs liegt bei 0.6%, welche allerdings schon bei Jahreswechsel vorhanden sind. Zu diesem Zeitpunkt entspricht die monatliche Teuerung mit 5% noch dem Gesamtindex, seitdem herrscht jedoch Preisstabilität. Ein Preisrückgang zu Jahresbeginn kann nicht beobachtet werden.

⁵ Die Wichtigkeit der Berücksichtigung saisonaler Effekte bei der Untersuchung von Preiszeitreihen betonen auch BRYAN/CECCHETTI (1995)

Eine deutliche Bestätigung dieser Beobachtung liefern Trendanalyse und rekursive Tests: ein Niveaushift im Jänner 1995 wird statistisch abgelehnt, ebenso die Hypothese einer ungebrochenen Inflationstendenz.

Die Argumentation bei **Körper- und Gesundheitspflege** (PV8KGS, vgl. A.6.) fällt ähnlich aus wie im Falle der vorigen Preisreihe. Dem traditionellen, auf der starken Regulierung der Kosten für Gesundheitspflege beruhenden Sprung von 1-2% zu Jahreswechsel folgt 1995 eine Phase der Preisstabilität. Demgegenüber zeigte sich in der Periode 1991-94 jeweils in der ersten Jahreshälfte eine weitere Preissteigerung um etwa 2-3%. Diese Aussage findet ihre Bestätigung durch Trendanalyse und rekursive Tests.

Da die saisonale Korrelation bei den Preisen für **Reinigung von Wohnung, Wäsche und Bekleidung** (PV8RES, vgl. A.7.) insignifikant ist (vgl.1), werden die Analysen an der originalen log-Zeitreihe durchgeführt werden. Das preisstabilste Jahr war hier 1994. Der Halbjahreszuwachs 1995 war leicht negativ, der Preiszuwachs im Jahresabstand fiel von knapp 3% im Jänner auf nahe 0% im Dezember. 1995 ist ein deutlicher Anstieg der Inflationstendenz zu verzeichnen, die Entwicklung folgt dabei etwa derjenigen des Gesamtindex'. Ein EU-Effekt ist somit kaum vorhanden bzw. sogar negativ. Aufgrund der Trendanalyse kann die Hypothese Strukturbruch Anfang 1995 (zwar knapp, aber doch) nicht angenommen werden.

Die Preise für **Tabakwaren** (PV8TAS, vgl. A.8.) sind praktisch vollständig administrativ festgelegt, wofür sowohl steuer- als auch gesundheitspolitische Argumente herangezogen werden. Diese Preisgruppe wird daher außer acht gelassen. Überraschend ist allerdings, daß die Preisentwicklung seit 1989 unterinflationär ist.

Die saisonale Korrelation der Preisreihe **Verkehr** (PV8VES, vgl.A.9.) ist insignifikant (vgl.1), die Analysen werden daher an der originalen log-Zeitreihe durchgeführt. Zu den Ergebnissen der Trendanalyse und der rekursiven Tests ist anzumerken, daß ein Strukturbruch zu Beginn des Jahres 1995 auftritt, dieser jedoch "kontraintuitiv" ausfällt, weil es sich eher um einen Inflationsanstieg handelt. Dieser ist jedoch statistisch schlecht abgesichert. Als Erklärung für dieses Phänomen kann dienen, daß viele Preise in dieser Gütergruppe relativ stark administriert sind (Energie, Verkehrstarife) und weiters ein möglicher EU-Preisvorteil bei PKW noch nicht weitergegeben wurde.

Die Kosten für Wohnung (PV8WGS, vgl. A.10.) haben - gemeinsam mit den Kosten für Körper- und Gesundheitspflege - in den letzten Jahren die deutlichste Steigerung von allen Konsumgütergruppen erfahren. Der Gesamtanstieg zwischen 1990:1 und 1995:6 lag bei 25.5% verglichen mit 17.9% für den Gesamtindex. Auffallend ist die zeitliche Verteilung, wobei zu Jahreswechsel jeweils ein Sprung von 1-1½% erfolgt, der im Jahresablauf dann von einer relativ moderaten Teuerungsentwicklung gefolgt wird. Die Indexbindung der Mieten könnte hier einen bestimmenden Einflußfaktor darstellen.

Zum Jahreswechsel 1995 erfolgte mit über 2% (1% nach Saisonkorrektur) ein deutlich höherer Sprung als zu jedem anderen Zeitpunkt im Untersuchungszeitraum. Der Halbjahreszuwachs fällt allerdings etwas geringer als zwischen 1991-94 aus. Dies wird durch die Trendanalyse bestätigt, die einen Inflationsrückgang von 4.1% vor auf 3.1% nach dem EU-Beitritt ausweist. Die Ergebnisse der rekursiven Tests unterstreichen diese Aussage.

Der Wohnungsmarkt scheint damit eine Überreaktion auf den EU-Beitritt aufzuweisen. Eine außergewöhnlich hohe Preissteigerung unmittelbar nach Beitritt wird durch gemäßigte Preissteigerung seither ausgeglichen, was sich auch in im Jahresablauf nach hohem Anfangswert fallender Jahresinflation ausdrückt. Diese „Zerlegung“ der Jahresinflation in einen Niveausprung zu Jahreswechsel und die folgenden Monatsveränderungen bietet damit gegenüber POLLAN(1995) eine alternative Erklärungshypothese für die 1995 höher als sonst ausfallende Inflationsraten.

5 Zusammenfassung der Ergebnisse

Der EU-Beitritt zeitigte bisher nur geringe Auswirkungen auf den *Verbraucherpreisindex*. Ein Niveaushift von -0.23%-Punkten zeigt einen leichten Soforteffekt, während der Inflationsrückgang von im Jahresschnitt 2.9% vor auf 2.7% nach dem Beitritt statistisch insignifikant ist.

Unterschiedlich ist allerdings die Preisentwicklung der *einzelnen Untergruppen*: die deutlichste Reaktion zeigen erwartungsgemäß die Preise für Nahrungsmittel und Getränke. Hier kann ein Soforteffekt von etwa -2%-Punkten, gefolgt von einem weiteren leichten Preisrückgang, konstatiert werden. Die Preise für Hausrat und Wohnungseinrichtung, Körper- und Gesundheitspflege sowie Reinigung von Wäsche, Wohnung und Bekleidung zeichnen sich durch einen leichten Rückgang der Inflationstendenz aus. Leichten Inflationsrückgang weisen auch die Preise für Bekleidung und persönliche Ausstattung auf.

Eine entgegengesetzte Entwicklung zeigt sich bei den Preisen für Wohnungsnutzung. Hier trat gleichzeitig mit dem EU-Beitritt ein deutlicher Preisschub von etwa 2%-Punkten auf. Seitdem ist zwar die Inflationstendenz rückläufig, liegt aber immer noch deutlicher über jener des Gesamtindex.

Die starke Saisonkomponente von Freizeit und Bildung verhindert statistisch ausreichend gesicherte Aussagen. Nicht näher untersucht wurden die stark regulierten Preise für Tabakwaren sowie für Beleuchtung und Beheizung. Die Preisadministrierung von einzelnen Untergruppen verdeckt auch beim Verkehr einen eventuellen EU-Effekt. Hier haben Steuererhöhungen auf Treibstoffe und Tarifierhöhungen im Öffentlichen Verkehr zu einer Zunahme der Preissteigerung geführt.

5.1 Zusammenfassung der statistischen Ergebnisse

Zeitreihe	(1) Infl. Ø 93-95 (jährlich)	(2) Infl. Ø 93-94 (jährlich)	(3) Infl. Ø 95 (proj.jährlich)	(4) probability (2) = (3)	(5) Niveaushift	(6) Bemerkung
PV8IGS	2.8 %	2.9 %	2.7 %	58 %	-0.23 %, a=97	höhere Prob für Trendbruch im März 94
PV8BBS						nicht untersucht
PV8BES	3.2 %	3.3 %	2.1 %	3 %	insignifikant	
PV8EGS	1.2 %	1.9 %	-1.0 %	0 %	-1.2 %, a=100%	ausgeprägtester EU-Effekt
PV8FBS	2.2 %	2.1 %	4.5 %	21 %	insignifikant	statist. Ergebnisse unklar (Problem Saisonalität)
PV8HAS	2.5 %	2.7 %	-0.2 %	0 %	insignifikant	Preisstabilität seit Beitritt
PV8KGS	4.3 %	4.5 %	1.6 %	0 %	insignifikant	deutlicher Preissteigerungsrückgang
PV8RES	1.6 %	1.7 %	4.3 %	6 %	-0.8 %, a=95%	
PV8TAS						nicht untersucht
PV8VES	3.2 %	3.0 %	7.1 %	1 %	insignifikant	Problem: z.T. administrierte Preise
PV8WGS	5.4 %	5.0 %	3.8 %	1 %	+ 1%, a=100%	deutlicher Niveaushift

- Bem.: (1)-(3): jährl. Inflation ausgewiesen. Der Trendkoeffizient in Regression gibt monatl. Inflation.
 (4) beachte: ausgewiesen ist Wahrscheinlichkeit, daß kein Unterschied in den Steigungen!
 (= 100 - prob(unterschiedliche Inflation))
 (5) angegeben sind Größe und Konfidenzniveau eines eventuellen Niveaushifts.

6 Literatur

BRYAN, M.F., S.G.CECCHETTI (1995): The Seasonality of Consumer Prices,
Economic Review 2/95, Federal Reserve Bank of Cleveland, S.12-23

JOHNSTON, J. (1984): *Econometric Methods*, McGraw-Hill 1984.

POLLAN, W. (1995): Zur Entwicklung der Verbraucherpreise seit dem EU-Beitritt,
WIFO-Monatsberichte 5/95, S.329 - 331.

PINDYCK, R.S., D.L.RUBINFELD: *Econometric Models and Economic Forecast*, 3rd Ed.,
Singapore (McGraw-Hill) 1991.

SCHNEIDER, M. (1994): Chancen und Risiken der Landwirtschaft im EU-Binnenmarkt,
WIFO-Sonderheft 'Österreich in der Europäischen Union', Mai '94, S. 46 - 61.

SCHNEIDER, M. (1995): Bilanz der ersten Erfahrungen mit der Gemeinsamen Agrarpolitik,
WIFO-Monatsberichte 5/95, S. 333 - 338.