



Munich Personal RePEc Archive

# **The specification problem of the consumption function in the framework of the NIA-system 2005**

Quaas, Georg

Universität Leipzig

8 July 2008

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/18497/>

MPRA Paper No. 18497, posted 09 Nov 2009 16:23 UTC

# Das Problem der Spezifikation einer Konsumfunktion im Rahmen der VGR 2005<sup>1</sup>

Georg Quaas (Leipzig, im Nov. 2009)<sup>2</sup>

Obwohl die Konsumfunktion kaum noch neue empirische Erkenntnisse zu versprechen scheint, gibt es hin und wieder Anlässe, sich erneut mit ihr zu beschäftigen. Die u.a. von Granger entwickelte Theorie der Kointegration war beispielsweise für Wolters (1992) Grund genug, drei verschiedene ökonometrische Ansätze für die Konsumfunktion anhand bundesrepublikanischer Daten zu untersuchen, darunter den eines Fehlerkorrekturmodells. Neben theoretischen Entwicklungen können aber auch Veränderungen in der Datenbasis einen Anstoß geben, erneut über die Konsumfunktion nachzudenken. Dieses hohe Maß an Aufmerksamkeit beruht klarerweise auf der wichtigen Rolle, die die Konsumfunktion in volkswirtschaftlichen ökonometrischen Modellen bei der Erklärung des Bruttoinlandsproduktes spielt. Die folgende Analyse konzentriert sich – nach Darstellung eines u.a. von Tödter (2005) aufgeworfenen Problems – auf den Habit Persistence-Ansatz, der dann mit Hilfe kointegrierter Variablen umformuliert und mit einem Fehlerkorrekturmodell ergänzt wird. Das Ziel besteht darin, zu zeigen, dass bei entsprechender empirischer Interpretation der theoretischen Variablen auch unter den Bedingungen der VGR 2005 sehr genaue Konsumgleichungen konstruiert und im Prinzip „wie üblich“ in ökonometrischen Modellen eingesetzt werden können.

## Das Problem

Ökonometrische Makromodelle umfassen Gleichungen mit einem stochastischen Term (Verhaltensgleichungen, institutionelle und technologische Gleichungen) und ohne einen solchen (Definitionen, Gleichgewichtsbedingungen, Identitäten, vgl. Intriligator 1978, S.28 ff.). Um die hier allein wichtige Differenzierung hervorzuheben, ist im folgenden nur von „Verhaltensgleichungen“ und „Identitäten“ die Rede. Beispielsweise besteht das Bruttoinlandsprodukt verwendungsseitig aus Teilaggregaten, die durch die folgende *Identität* zusammengefasst werden:

$$BIP = CPRI + CST + IB + EX - IM \quad (1)$$

### Legende:

*BIP* = Bruttoinlandsprodukt  
*CPRI* = Privater Konsum  
*CST* = Staatskonsum  
*IB* = Bruttoinvestitionen  
*EX* = Exporte  
*IM* = Importe

Nach der alten VGR konnte man diese Gleichung problemlos auch für die entsprechenden Realgrößen notieren. Nach Nierhaus (2004) konfrontierte u.a. Tödter die ökonometrische Zunft mit dem Hinweis, dass die Additivität der Realgrößen im Rahmen der neuen VGR nicht mehr gegeben ist: „Dagegen addieren sich die realen Komponenten des BIP auf Vorjahrespreisbasis nicht mehr zum realen BIP.“ (Tödter 2005, S. 2) Das gilt allerdings nur in Bezug auf die Verketteten Volumenaggregate. Unverkettete Volumina, die man aus den

---

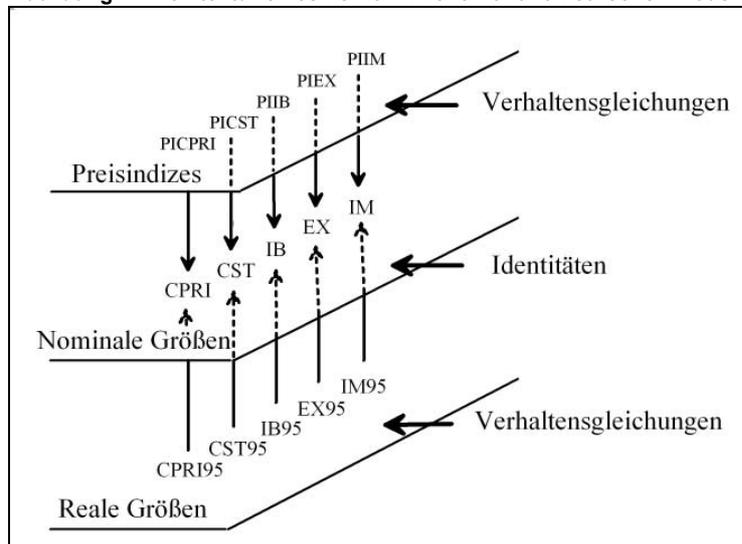
<sup>1</sup> Die Bezeichnung „VGR 2005“ ist hier als Abkürzung für „das Europäische System der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen ESVG 1995 nach der Revision 2005“ zu verstehen.

<sup>2</sup> Der folgende Text unterscheidet sich von Quaas (2009a) im wesentlichen durch eine andere Spezifikation der Konsumfunktion, bei der die Kointegration zu befriedigenderen Resultaten führt.

veröffentlichten Größen berechnen oder sich vom Statistischen Bundesamt zusenden lassen kann, sind nicht betroffen.<sup>3</sup>

*Verhaltensgleichungen* in ökonometrischen Modellen werden vorzugsweise für reale Größen aufgestellt. Dem liegt die Annahme zugrunde, dass sich die einschlägigen ökonomischen Theorien, mit denen die ökonometrischen Verhaltensgleichungen argumentativ begründet werden, auf Realgrößen beziehen. So wurden beispielsweise im RWI-Konjunkturmodell (mindestens bis zur Version 61) die *realen* Teilaggregate des BIP in der Regel durch theoretisch mehr oder weniger gut fundierte Verhaltensgleichungen bestimmt, während sich das Gesamtaggregate des BIP aus der Identität (1) – formuliert für die Realgrößen – ergab. Unter Hinzuziehung der Preisindizes der Teilaggregate, die in der Regel ebenfalls mit Hilfe von Verhaltensgleichungen bestimmt wurden, konnten dann zunächst die nominalen Teilaggregate und mit ihnen schließlich das Gesamtaggregate nominal und real aufgrund der BIP-Identität berechnet werden.<sup>4</sup> Ähnlich ist auch das Bundesbankmodell konstruiert (Tödter 2005, S. 22 und 25). Eine schematische Darstellung dieses Aufbauprinzips läßt sich der Abbildung 1 entnehmen.

**Abbildung 1: Architektur eines herkömmlichen ökonometrischen Modells**



**Legende:**

X = Variable, definiert wie in Legende zur Gl. (1)

PIX = Preisindex der Variable X

X95 = Realgröße der Variable X, Preisbasis 1995

Verwendet man im Rahmen der VGR 2005 die Verketteten Volumenangaben als Realgrößen, so lässt sich eine solche Vorgehensweise streng genommen nicht mehr durchhalten, da eine zu (1) analoge Identität für die Verketteten Volumina nicht existiert. – Diese Nichtadditivität einiger Größen der neuen VGR hat die Frage auftauchen lassen, ob und wie die herkömmlichen ökonometrischen Modelle, die sowohl für Nominal- als auch für Realgrößen Additivität der Teilaggregate voraussetzen, verändert werden können und müssen, um auf dem neuen Datenhintergrund funktionsfähig zu bleiben. Dieses Problem soll im folgenden anhand der Konsumgleichung studiert werden.

<sup>3</sup> Tödter warf außerdem das Problem der Berechnung von Vierteljahresdaten im Rahmen von Modellsimulationen auf und schlug für beide Probleme Lösungen vor. Nierhaus wies bereits 2004 darauf hin, dass die Unverketteten Volumenangaben additiv sind. Merkwürdigerweise hat das in der folgenden Diskussion kaum eine Rolle gespielt (vgl. Quaas 2009b).

<sup>4</sup> Für eine allgemeine Übersicht über das RWI-Konjunkturmodell vgl. Heilemann (2004).

**Der Habit Persistence-Ansatz (Brown 1952)**

Es sei

$$c_t = a_0 + a_1 c_{t-1} + a_2 y_t \text{ mit } a_0 \geq 0, a_1 < 1 \text{ und } a_2 > 0. \quad (2)$$

Wolters (1992), dessen Arbeit jene Formel im wesentlichen entnommen wurde, identifiziert  $c$  empirisch mit dem realen Privaten Konsum und  $y$  mit dem realen Verfügbaren Einkommen der Privaten Haushalte. Die Realgrößen wurden vor der Revision der VGR im Jahre 2005 generell in Preisen eines Basisjahres gemessen. Für ein Aggregat, das in aktuellen Preisen durch  $G_{nom}$  und dessen Realwert in Preisen eines Basisjahres durch  $G_{real}$  erfasst wird, gilt die folgende Definition des Preisindex (Deflators):

$$pi(t_0, t) = \frac{G_{nom}(t)}{G_{real}(t)} = \frac{\sum_i q_i^t p_i^t}{\sum_i q_i^t p_i^{t_0}} \quad (3)$$

Gl. (3) stellt einen Preisindex nach Paasche dar, der sich in der Arbeit von Wolters beispielsweise auf Preise des Privaten Verbrauchs von 1980 bezieht. Die Realgröße des Konsums ergibt sich demnach aus der Nominalgröße und dem Preisindex – einer simplen Umstellung der Formel (3) entsprechend. Das Einkommen wird mit dem gleichen Preisindex deflationiert. Dieser Preisindex steht seit einiger Zeit für aktuelle Daten nicht mehr zur Verfügung, so dass nach der empirischen Spezifikation der Gl. (2) im Rahmen der neuen VGR gefragt werden muss.

**Real- und Nominalgrößen in der VGR 2005**

Nach der großen Revision der VGR vom Jahre 2005 wird jedes makroökonomische Aggregat *im Prinzip* durch mindestens 8 Variablen beschrieben – selbst wenn man von saison- oder/und kalenderbereinigten, speziellen Real-Werten (des BIP, des Bruttonationaleinkommens und des Verfügbaren Einkommens) und anderen abgeleiteten Größen (wie pro Kopf-Angaben, Volumenanteilen, Wachstumsbeiträgen etc.) absieht. „Im Prinzip“ heißt in diesem Zusammenhang, dass das Statistische Bundesamt (im folgenden StBA) nicht zu allen Aspekten eines makroökonomischen Aggregats Daten veröffentlicht; einige sind erst auf Nachfrage erhältlich oder können errechnet werden. Tabelle 1 fasst die verschiedenen Aspekte, unter denen jedes Aggregat betrachtet werden kann, zusammen. Die Zuordnung zu theoretischen Konzepten ist fließend: Beispielsweise beschreibt der Kettenindex (4) ebenso das reale Wachstum wie eine (wachsende) Realgröße. Die letzte Spalte listet auf, ob sich die Zusammensetzung eines Aggregats aus Teilaggregaten in der jeweiligen Variable widerspiegelt oder nicht.

Tabelle 1: Aspekte makroökonomischer Aggregate in der VGR 2005			
Makroökonomische Bedeutung	Vom StBA berichtet als	Definition	Aggregative Eigenschaften
Nominalgröße	mit Namen versehene Größe	(1) Mengen bewertet in jeweiligen Preisen	Additiv <sup>5</sup>
Realgröße	<i>Unverkettete Volumenangaben</i> <sup>6</sup>	(2) Mengen bewertet in Vorjahrespreisen	Additiv
	<i>Verkettete Volumenangaben</i>	(3) Wert der Größe (1) vom Jahr 2000 multipliziert mit dem Kettenindex (4)	Nicht additiv
	Größe, preisbereinigt	(4) Kettenindex in Prozent auf Basis von (5)	Nicht additiv
Wachstum	Veränderung des Kettenindex (4) gegenüber dem Vorjahr in Prozent <sup>7</sup>	(5) Mengenindex nach Laspeyres aufgrund von (2) und (1)	Nicht additiv
	Veränderung der Größe (1) gegenüber dem Vorjahr in Prozent	(6) Vorjahresvergleich innerhalb der Zeitreihe (1)	Nicht additiv
Inflation	Veränderung des Kettenindex (8) gegenüber dem Vorjahr in Prozent <sup>8</sup>	(7) Preisindex nach Paasche aufgrund von (1) und (2)	Nicht additiv <sup>9</sup>
	Preisentwicklung	(8) Kettenindex in Prozent aufgrund von (7)	Nicht additiv

Man erkennt leicht, dass (1) und (2) systematisch und unter dem messtechnischen Gesichtspunkt der Genauigkeit betrachtet die Basis für alle anderen Größen darstellen. Da beide Variablen hinsichtlich der Teilaggregate additiv sind und mit ihnen das Aggregat sowohl nominal als auch real erfaßt wird, ist die Datenlage durchaus mit der vor 2005 vergleichbar (Quaas 2009b).

Im System der VGR 2005 stehen demnach mindestens drei Größen zur Verfügung, die als Realgrößen interpretiert werden können: Das entsprechende Aggregat in Vorjahrespreisen (2), ein Mengenindex nach Laspeyres (5), der vom StBA in Form eines Kettenindexes berichtet wird, und die auf diesen Kettenindex aufbauenden Verketteten Volumenangaben (Absolutwerte) (3). Im Unterschied zum Mengenindex und den Realgrößen der „alten VGR“ ist das Basisjahr nicht fixiert, sondern wechselt ständig (Vorjahrespreisbasis).

Für die Deflationierung gibt es für ein- und dieselbe Größe ebenfalls mehrere Möglichkeiten. An die Stelle des Preisindex nach Gl. (3) treten in der VGR 2005 ein analoger Preisindex (7), der aber stets auf Vorjahrespreisbasis gebildet wird, und ein darauf aufbauender Kettenindex (8). Um beide voneinander und von dem Index der Gl. (3) zu unterscheiden, ist letztere Gleichung durch die beiden folgenden Definitionen zu ersetzen:

$$pi(t) = \frac{G_{Nom}(t)}{G_{Real}(t)} = \frac{\sum_i q_i^t p_i^t}{\sum_i q_i^t p_i^{t-1}} \quad (4)$$

Wie in Gl. (3) handelt sich um einen Preisindex nach Paasche, bei dem der Wert des Aggregats der (Berichts-) Periode  $t$  jedoch stets mit derselben Größe (in konstanten Preisen des Vorjahres) verglichen wird. Dieser Preisindex wird vom StBA als Veränderung gegenüber dem Vorjahr des im folgenden definierten Kettenindexes ausgewiesen, und zwar unter dem Titel „Preisentwicklung“. Für  $t > 2000$  gilt z.B.:

<sup>5</sup> Eine makroökonomische Größe heißt „additiv“, wenn ohne Ausnahme gilt, dass der einem Gesamtaggregate zugeordnete Wert dieser Größe gleich der Summe der allen seinen Teilaggregaten zugeordneten Werten ist. – Damit möchte ich Tödters Charakteristik positiv formulieren und auf Indizes ausdehnen (vgl. Tödter 2007, S.80).

<sup>6</sup> Kursiv: Daten auf Nachfrage vom StBA erhältlich.

<sup>7</sup> Das gilt nur für jährliche Daten. Im Falle von vierteljährlichen Daten ist die Veränderung des Kettenindex gegenüber dem Vorjahr nicht mit dem Mengenindex identisch, sondern mit dem Mengenindex des Vorjahres multipliziert mit der jährlichen Veränderung des entsprechenden vierteljährlichen Mengenindexes.

<sup>8</sup> Siehe Fußnote 6.

<sup>9</sup> Der Preisindex eines Gesamtaggregate kann als harmonisches Mittel der Preisindizes seiner Teilaggregate – gewogen mit den (in Nominalgrößen gemessenen) Anteilen am Gesamtaggregate – dargestellt und insofern auch „additiv“ genannt werden, aber nicht in dem in Fußnote 3 definierten Sinn (vgl. von der Lippe 2007, S.63 f.).

$$pe(t) = pe(t-1) \cdot pi(t) \quad (5)$$

Dabei wird  $pe(2000) = 100$  gesetzt. Zwischen diesem Kettenindex, den Nominal- und den Realwerten (3) aus Tabelle 1 besteht folgender Zusammenhang:

$$pe(t) = \frac{G_{Nom}(t)}{G_{VV}(t)} \quad (6)$$

Wie man leicht sieht, steht  $pi$  in einer direkten und sinnvollen Beziehung zu den Realwerten – gemessen in Vorjahrespreisen und unverkettet –, während  $pe$  mit den Verketteten Volumenangaben harmoniert.

Der Preisindex spielt im Kontext der Konsumgleichung eine Rolle bei der Deflationierung des verfügbaren Einkommens. In der VGR 2005 steht also ein Preisindex nach Paasche  $pi$  und der auf dieser Grundlage konstruierte Kettenindex – die (hier so bezeichnete) Preisentwicklung  $pe$  – zur Verfügung. Welche Größe für die Konsumgleichung ausgewählt wird, sollte von den Anforderungen ökonometrischer Modelle, aber auch von der theoretischen Plausibilität der empirischen Schätzwerte abhängen.

Die Konsumgleichung hat in ökonometrischen Modellen die wesentliche Funktion, ein Teilaggregat des Bruttoinlandsproduktes (den Privaten Konsum) zu erklären. Die Additivität dieser Größe ist in diesem Kontext eine wesentliche Forderung, die man auch an die entsprechenden Realgrößen stellen möchte. Von den oben genannten Alternativen ist nur (2) der Tabelle 1 additiv. Es läge deshalb nahe, den Privaten Konsum  $c$  in Gl. (2) empirisch in diesem Sinne zu interpretieren. Trotzdem hat sich die Diskussion zur VGR 2005 zunächst auf das Problem der Nicht-Additivität der Verketteten Volumenangaben fokussiert (vgl. Tödter 2006, von der Lippe 2007, Reiner 2007, Tödter 2007). Die Tabelle 2 stellt deshalb formal alle Kombinationen der empirisch möglichen Interpretationen des realen Privaten Konsums mit den beiden infrage kommenden Deflatoren zusammen.

Tabelle 2: Schätzwerte der Koeffizienten aus Gl. (2) bei unterschiedlicher Interpretation der Variablen im Stützbereich						
Kombination	Konsum	Regressor	Preisindex	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>
K1	<i>CPRIVP</i>	<i>YAVHH</i>	<i>CPRIPi</i>	13,53 (15,63)	0,22 (0,00)	0,67 (0,86)
K2	<i>CPRIVP</i>	<i>YAVHH</i>	<i>CPRiPE</i>	-51,60 (-352,46)	0,84 (0,00)	0,31 (1,99)
K3	<i>CPRIVP</i>	<i>YAVRWKI</i>	--	-17,40 (-154,79)	0,85 (0,00)	0,15 (1,07)
K4	<i>CPRIVV</i>	<i>YAVHH</i>	<i>CPRIPi</i>	58,31 (204,60)	0,75 (0,00)	0,05 (0,29)
K5	<i>CPRIVV</i>	<i>YAVHH</i>	<i>CPRiPE</i>	18,26 (19,58)	0,23 (0,00)	0,64 (0,85)
K6	<i>CPRIVV</i>	<i>YAVRWKI</i>	--	41,78 (156,90)	0,79 (0,00)	0,05 (0,34)

**Legende:**

*CPRIVP*: Privater Konsum zu Vorjahrespreisen, Unverkettete Volumina

*CPRIVV*: Privater Konsum, Verkettete Volumina

*YAVHH*: Verfügbares Einkommen der Haushalte

*YAVRWKI*: Realwert des verfügbaren Einkommens der Volkswirtschaft, Kettenindex<sup>10</sup>

*CPRIPi*: Preisindex des Privatenkonsums nach Paasche, auf Vorjahrespreisbasis

*CPRiPE*: Preisentwicklung, Kettenindex aufgrund von *CPRIPi*

Stützbereich: 1998:1 bis 2007:4

In Klammern: Werte ohne (vierteljährlichen) Lag; Koeffizienten der Saisondummys nicht berichtet

Aus den obigen Anmerkungen ergibt sich, dass nur K1 und K5 sinnvolle Kombinationen zwischen Realgröße und entsprechendem Deflator sind. Die Kombinationen K3 und K6 führen den Privaten Konsum auf den Realwert des verfügbaren Einkommens der Volkswirtschaft – ein Kettenindex multipliziert mit dem nominalen Jahreswert derselben Größe aus dem Jahre 2000 – zurück und kommen deshalb ohne expliziten Preisindex aus. In Klammern sind die Parameterschätzwerte der Konsumgleichung ohne Lag wiedergegeben

<sup>10</sup> Diese Variable ist hier noch mit dem Vierteljahreswert des verfügbaren Einkommens der Volkswirtschaft multipliziert worden.

worden. Verwendet wurden Vierteljahresdaten (vgl. StBA 2008). Besonders die Parameterwerte für  $a_2$  zeigen, dass nur die (theoretisch sinnvollen) Kombinationen K1 und K5 auch empirisch plausible Resultate liefern. Zieht man außerdem noch die Forderung nach Additivität heran, so stellt K1 die einzig plausible und modelltechnisch praktikable Lösung des oben skizzierten Problems dar.

Aufgrund der formalen Analogie zwischen Gl. (3) und Gl. (4) läßt sich Gl. (2) mit dem in Gl. (4) definierten Preisindex  $pi$  notieren, wenn der Realwert des Privaten Konsums in Vorjahrespreisen gemessen und unverkettet gelassen wird. Nach einfacher Umstellung ergibt sich aus Gl. (2):

$$c_{real}(t) = a_0 + a_1 c_{real}(t-1) + a_2 \frac{y_{nom}(t)}{pi(t)} \quad (7)$$

Wird nun definiert:

$$y_{real}(t) = \frac{y_{nom}(t)}{pi(t)} \quad (8)$$

gibt es formal keinen Unterschied mehr zu Gl. (2) in ihrer bisher üblichen empirischen Interpretation. Allerdings wird der von StBA berichtete Realwert des Verfügbaren Einkommens auf der Basis der zur Preisentwicklung  $pe$  verketteten Preisindizes  $pi$  für den Privaten Konsum berechnet, so dass diese Daten nicht unmittelbar verwendbar sind und vor allem nicht mit der in (8) definierten Größe verwechselt werden dürfen.

Um die Konsumgleichung empirisch zu schätzen, ist eine weitere Entscheidung erforderlich. Die theoretische Größe des Einkommens  $y$  kann mindestens in fünf Varianten interpretiert werden: Als Nationaleinkommen, als die beiden Primäreinkommen (manchmal kurz als „Löhne“ und „Profite“ bezeichnet), als Verfügbares Einkommen der Volkswirtschaft, als Verfügbares Einkommen der Privaten Haushalte oder als Masseneinkommen und Betriebsüberschuss.<sup>11</sup> Im Rahmen des Habit Persistence-Ansatzes dürfte eine der letzten Varianten am naheliegendsten sein. Der Regressor „Verfügbares Einkommen der Privaten Haushalte“ lag bereits den Gleichungen der Kombinationen K1-K6 zugrunde.

### Empirische Schätzung einer Konsumgleichung

Geschätzt wird zunächst die in empirischen Größen formulierte Gleichung (hier ohne Fehlerterm und Saisondummys notiert):

$$CPRIVP(t) = a_0 + a_1 CPRIVP(t-1) + a_2 \frac{YAVHH(t)}{CPRIPi(t)} 100 \quad (9)$$

**Legende:**

*CPRIVP*: Privater Konsum in Vorjahrespreisen, unverkettet

*YAVHH*: Verfügbares Einkommen der Privaten Haushalte

*CPRIPi*: Preisindex des Privaten Konsums

<sup>11</sup> Das Verfügbare Einkommen ist die Summe aus dem Masseneinkommen, dem Betriebsüberschuss und einem Posten „Weitere empfangene abzügl. geleistete Transfers“, der bei Schätzungen vernachlässigt werden kann. Die Erklärungsvariante mit den beiden Regressoren Masseneinkommen und Betriebsüberschuss ist in Quaas (2009a) durchgespielt worden.

Tabelle 3 zeigt die Parameterwerte für  $a_1$  und  $a_2$  sowie die wichtigsten Statistiken von Schätzungen der Konsumgleichung (9) (i) ohne Lag und (ii) mit Lag im Rahmen der neuen VGR (CPRI) und schließlich (iii) mit Lag im Rahmen der „alten“ VGR (CP95). Der Stützbereich umfasst jeweils 10 Jahre und verschiebt sich quartalsweise innerhalb des analysierten Zeitbereiches von 1991 bis 2007.

Tabelle 3: Parameterschätzungen von 3 Konsumgleichungen in 28 Stützbereichen														
Stützbereich		CPRI-Gl. ohne Lag			CPRI-Gl. mit Lag					CP95-Gl. mit Lag				
		$a_2$			$a_2$		$a_1$			$a_2$		$a_1$		
von	bis	Wert	t-Stats	R <sup>2</sup>	Wert	t-Stats	Wert	t-Stats	R <sup>2</sup>	Wert	t-Stats	Wert	t-Stats	R <sup>2</sup>
1991q1	2000q4	<b>1.05</b>	138.4	0.999	<b>0.92</b>	15.7	0.13	2.4	0.999	<b>0.85</b>	11.0	0.32	5.1	0.992
1991q2	2001q1	<b>1.05</b>	137.2	0.998	<b>0.90</b>	15.5	0.15	2.7	0.999	<b>0.81</b>	11.1	0.34	5.5	0.992
1991q3	2001q2	<b>1.05</b>	142.1	0.998	<b>0.88</b>	15.9	0.16	3.0	0.999	<b>0.79</b>	10.5	0.35	5.3	0.992
1991q4	2001q3	<b>1.04</b>	147.0	0.999	<b>0.88</b>	15.8	0.16	3.1	0.999	<b>0.76</b>	9.5	0.35	5.0	0.991
1992q1	2001q4	<b>1.04</b>	152.9	0.999	<b>0.88</b>	16.6	0.16	3.1	0.999	<b>0.76</b>	9.0	0.34	4.6	0.991
1992q2	2002q1	<b>1.04</b>	148.5	0.999	<b>0.90</b>	16.2	0.14	2.7	0.999	<b>0.80</b>	8.6	0.29	3.6	0.989
1992q3	2002q2	<b>1.04</b>	133.7	0.998	<b>0.87</b>	14.7	0.17	3.0	0.999	<b>0.78</b>	8.8	0.30	3.8	0.990
1992q4	2002q3	<b>1.04</b>	118.1	0.998	<b>0.82</b>	14.2	0.20	3.8	0.998	<b>0.79</b>	9.3	0.28	3.6	0.990
1993q1	2002q4	<b>1.03</b>	112.5	0.998	<b>0.80</b>	13.2	0.22	3.8	0.998	<b>0.80</b>	8.2	0.26	2.8	0.991
1993q2	2003q1	<b>1.02</b>	83.7	0.995	<b>0.76</b>	9.2	0.25	3.2	0.996	<b>0.70</b>	7.5	0.34	3.9	0.992
1993q3	2003q2	<b>1.01</b>	80.3	0.995	<b>0.73</b>	9.6	0.27	3.7	0.996	<b>0.71</b>	8.3	0.31	3.8	0.992
1993q4	2003q3	<b>1.01</b>	77.4	0.995	<b>0.72</b>	9.7	0.28	3.9	0.996	<b>0.73</b>	8.1	0.29	3.4	0.992
1994q1	2003q4	<b>1.00</b>	76.3	0.995	<b>0.73</b>	9.5	0.26	3.4	0.996	<b>0.78</b>	8.6	0.23	2.6	0.993
1994q2	2004q1	<b>0.99</b>	68.1	0.993	<b>0.66</b>	8.3	0.33	4.2	0.995	<b>0.77</b>	8.4	0.24	2.6	0.992
1994q3	2004q2	<b>0.98</b>	65.1	0.992	<b>0.60</b>	7.6	0.38	4.8	0.996	<b>0.71</b>	7.8	0.28	3.2	0.992
1994q4	2004q3	<b>0.97</b>	63.4	0.992	<b>0.60</b>	7.8	0.38	4.9	0.995	<b>0.73</b>	7.7	0.26	2.8	0.992
1995q1	2004q4	<b>0.96</b>	65.7	0.993	<b>0.62</b>	8.0	0.36	4.5	0.996	<b>0.77</b>	8.4	0.21	2.3	0.993
1995q2	2005q1	<b>0.95</b>	59.7	0.991	<b>0.60</b>	6.5	0.37	3.9	0.994	-	-	-	-	-
1995q3	2005q2	<b>0.94</b>	59.0	0.991	<b>0.60</b>	7.0	0.37	4.1	0.994	-	-	-	-	-
1995q4	2005q3	<b>0.93</b>	59.6	0.991	<b>0.59</b>	7.3	0.37	4.3	0.994	-	-	-	-	-
1996q1	2005q4	<b>0.92</b>	59.5	0.992	<b>0.60</b>	7.4	0.35	4.0	0.994	-	-	-	-	-
1996q2	2006q1	<b>0.92</b>	58.9	0.991	<b>0.58</b>	7.0	0.36	4.0	0.994	-	-	-	-	-
1996q3	2006q2	<b>0.91</b>	60.3	0.991	<b>0.57</b>	7.3	0.37	4.3	0.994	-	-	-	-	-
1996q4	2006q3	<b>0.90</b>	63.2	0.992	<b>0.60</b>	7.9	0.34	4.1	0.995	-	-	-	-	-
1997q1	2006q4	<b>0.90</b>	65.5	0.993	<b>0.62</b>	8.2	0.31	3.7	0.995	-	-	-	-	-
1997q2	2007q1	<b>0.89</b>	62.1	0.992	<b>0.65</b>	8.0	0.26	2.9	0.994	-	-	-	-	-
1997q3	2007q2	<b>0.88</b>	62.3	0.992	<b>0.66</b>	8.2	0.26	2.8	0.994	-	-	-	-	-
1997q4	2007q3	<b>0.88</b>	64.1	0.993	<b>0.63</b>	8.4	0.28	3.4	0.995	-	-	-	-	-

Wie man sieht, sind die beiden Bedingungen  $a_1 < 1$  und  $a_2 > 0$  aus Gl. (2) in allen Fällen erfüllt. Wir haben es mit einer relativ schnellen Anpassung des Konsums an Änderungen des Einkommens zu tun (vgl. Wolters 2004, S. 56). Die Koeffizienten der verschiedenen Gleichungen weichen jedoch zum Teil erheblich voneinander ab – was ein bezeichnendes Licht auf ihre Bedeutung für eine Strukturanalyse wirft. Die prognostische Qualität ist nichtsdestoweniger hoch, wie die hohen Bestimmtheitsmaße belegen. Das (hier nicht berichtete) Absolutglied ist bis auf die jüngste Zeit negativ. Diese Tatsache hat die Prognostiker nicht daran gehindert, Gl. (9) zu verwenden, beispielsweise im RWI-Konjunkturmodell.

### Kointegration und Integration

In das „Autoregressive Distributed Lag Model“ (ADL(m,k), vgl. Wolters 2004, S.65) kann eine Konsumgleichung nach dem Habit Persistence-Ansatz und mit einem Koyck-Lag eingebettet werden, wenn  $m \geq 1$  und mindestens  $b_0 \neq 0$  ist. Der allgemeine Ansatz lautet:

$$c_t = a_0 + \sum_{j=1}^m a_j c_{t-j} + \sum_{j=0}^k b_j y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (10)$$

Nach Umformung ergibt sich mit den Definitionen

$$\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^m a_i, \quad \kappa_j = -\sum_{i=j+1}^p b_i, \quad \pi = \sum_{j=1}^m a_j - 1, \quad \omega = \sum_{j=0}^k b_j$$

das folgende Fehlerkorrekturmodell (FKM, vgl. dazu Habibullah 2006):

$$\Delta c_t = a_0 + \sum_{j=1}^{m-1} \gamma_j \Delta c_{t-j} + b_0 \Delta y_t + \sum_{j=1}^{k-1} \kappa_j \Delta y_{t-j} + \pi c_{t-1} + \omega y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (11)$$

das hier in der einfachsten Form geschätzt werden soll (Koeffizienten umbenannt):

$$\Delta c_t = \tilde{a}_0 + a_1 \Delta c_{t-1} + a_4 \Delta y_t + a_6 \Delta y_{t-1} + a_8 (c_{t-1} - \tilde{a}_0 - a_2 y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (12)$$

Allerdings sind die empirischen Variable *CPRI* und *YAVHH* (beide real) im aktuellsten mir z.Zt. verfügbaren Stützbereich 1998Q1 bis 2007Q4 nicht kointegriert, so dass man sich nach anderen Regressoren umschauen muss. (Zur praktischen Durchführung der Tests vgl. Hackl 2005, S. 320 ff.) Eine Linearkombination von *YAVHH* und dem langfristigen Zins *ZINSL* ist mit dem Privaten Konsum kointegriert und erklärt diesen traditionell gut,<sup>12</sup> so dass an Stelle des Klammerausdruckes nach  $a_8$  tritt:

$$CPRIVP(t) = a_0 + a_2 \frac{YAVHH(t)}{CPRIP(t)} 100 + a_3 ZINSL(t) + U(t) \quad (13)$$

Die Fehler  $U(t)$  sind stationär, deshalb kann (10) als Darstellung des „langfristigen“ Konsumverhaltens interpretiert werden (Gleichungen und die folgende Tabelle ohne Saisondummys notiert). Tabelle 4 zeigt die Schätzergebnisse für die einzelnen Parameter. In der zweiten Zeile sind die Parameterwerte der dazugehörigen Differenzgleichung aufgelistet worden:

$$\Delta [CPRIVP(t)] = a_4 \Delta \left[ \frac{YAVHH(t)}{CPRIP(t)} \right] 100 + a_5 \Delta ZINSL(t) \quad (14)$$

<sup>12</sup> „ZINSL“ bezeichnet die Rendite von Staatsanleihen im Zehnjahresbereich (in % p.a., Durchschnittswerte der Berichtszeiträume). Die der folgenden Schätzung zugrunde liegenden Daten sind den EZB Monatsberichten vom Januar des jeweils folgenden Jahres entnommen worden.

Tabelle 4: Parameterschätzungen der Gleichungen (13)-(18)															
Bezug	R <sup>2</sup>	Adj R <sup>2</sup>	DW	S.E.	HQ	ln L	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>	a <sub>6</sub>	a <sub>7</sub>	a <sub>8</sub>
							Konst.	D[CPRI(-1)]	YAVHH	ZINSL	D(YAVHH)	D(ZINSL)	D[YAVHH(-1)]	D[ZINSL(-1)]	U_CPRI(-1)
LF- Gl. (13)	0,9955	0,9948	1,37	1,38	3,72	-66,51	1,43 (0,2)		0,89 (63,1)	1,28 <sup>13</sup> (2,9)					
Diff.- Gl. (14)	0,9856	0,9834	2,57	1,56	3,96	-69,39		0,01 (0,2)			0,80 (9,5)	-0,45 (-0,5)			
FKM Gl. (15)	0,9917	0,9891	2,04	1,28	3,71	-57,52	0,14 (0,4)	0,10 (0,5)			0,82 (8,3)	0,92 (0,9)	-0,04 (-0,2)	-0,62 (-0,7)	-0,82 (-3,5)
Red. Gl. (16)	0,9693	0,9622	2,22	2,38	4,88	-82,42	1,96 (4,2)	-0,04 (-0,1)					-0,13 (-0,4)	1,50 (1,0)	-0,82 (-2,1)
Integr. Gl. (17)	0,9960	0,9947	2,04	1,28	3,71	-57,52	0,14 (0,4)	0,10 (0,5)			0,82 (8,3)	0,92 (0,9)	-0,04 (-0,2)	-0,62 (-0,7)	-0,82 (-3,5)
Simpl. Gl. (18)	0,9959	0,9955	2,07	1,30	3,55	-64,48	0,37 (1,7)				0,68 (16,8)				-0,61 (-4,5)

**Legende:**

R<sup>2</sup> = Determinationskoeffizient, Adj R<sup>2</sup> = Justiertes R<sup>2</sup>, DW = Durbin-Watson-Statistik, S.E. = Standardfehler, HQ = Hannan-Quinn-Maß, ln L = Logarithmus des Likelihoodwertes; t-Statistik in runden Klammern, Stützbereich: 1998Q1-2007Q4

Die Zeile „FKM“ enthält die Parameterschätzungen des zwar vereinfachten, aber kompletten Fehlerkorrekturmodells (12), das als Verallgemeinerung des Habit Persistence-Ansatzes angesehen werden kann, während „Red. Gl.“ ein Fehlerkorrekturmodell in reduzierter Form wiedergibt, das in Analogie zu dem von Wolters (1992) konstruiert wurde. Die entsprechenden Gleichungen sind:

$$\Delta[CPRIVP(t)] = a_0 + a_1\Delta[CPRIVP(t-1)] + a_4\Delta\left[\frac{YAVHH(t)}{CPRIPI(t)}\right] 100 \quad (15/16)$$

$$+ a_5\Delta ZINSL(t) + a_6\Delta\left[\frac{YAVHH(t-1)}{CPRIPI(t-1)}\right] 100 + a_7\Delta ZINSL(t-1) + a_8U(t-1)$$

wobei im Falle der reduzierten Gleichung (16)  $a_4 = a_5 = 0$  gesetzt werden. – Der Parameter  $a_8$  vor dem Fehlerterm  $U$  ist im Stützbereich signifikant verschieden von Null und bestätigt damit noch einmal die Kointegration der Zeitreihen; die Parameter einiger anderer Regressoren jedoch nicht und könnten in praxi weggelassen werden. Das führt zu der simplifizierten (ko-) integrierten Gleichung (18). Die Stabilitätsbedingung  $0 < -a_8 < 2$  ist erfüllt (vgl. Wolters 2004, S.73).

Das bestimmte „Integral“ des Fehlerkorrekturmodells Gleichung (15) ist zugleich Lösung der Niveaugleichung, die in einem ökonometrischen Modell an die Stelle von Gl. (13) treten könnte (hier als Gl. 17 bezeichnet, deren Koeffizienten der Tabelle entnommen werden können). Ein Vergleich der Gütemaße zeigt, dass das Bestimmtheitsmaß der (ko-) integrierten Gleichung (17) im Vergleich mit der Langfristgleichung (13) lediglich um 5 Zehntausendstel besser ist, wenn man den Verlust an Freiheitsgraden außer acht lässt. Dagegen schneidet die reduzierte kointegrierte Gleichung (16) nicht einmal besser ab als die Differenzgleichung

<sup>13</sup> Dieser Parameter ist bis zum Stützbereich 1995q3/2005q2 negativ und wird in den folgenden Stützbereichen positiv. Wie die anderen Schätzwerte der Tabelle 4 für den „Einfluss“ des Zinses zeigen, hängt seine Richtung stark vom Timelag und der Bildung von Differenzen ab. Insoweit der Langfristgleichung ein „common cause“ – z.B. in Form eines gemeinsamen stochastischen Trends (vgl. Wolters 2004, S. 74 f.) – zugrunde liegt, kann sie nur eingeschränkt kausal interpretiert werden (Saris and Stronkhorst 1984, S.15 f.). Im gleichen Maß verliert die Frage nach der theoretischen Plausibilität jenes Parameters zwar nicht an Interesse, aber an Schärfe.

(14). Berücksichtigt man die Freiheitsgrade, so erbringt erst die vereinfachte Version der kointegrierten Gleichung (18) eine höhere Erklärungsleistung als die Langfristgleichung. Dass bei der Erklärung kurzfristiger Veränderungen des Privaten Konsums der langfristige Zins nur noch indirekt (nämlich im Fehlerkorrekturterm) eine Rolle spielt, scheint plausibel.

### **Schlussfolgerungen**

Die im Rahmen der VGR 2005 berichteten Unverketteten Volumina können in ökonometrischen Modellen wie gewohnt verwendet werden, da sie additiv sind. Der implizit in der vom StBA berichteten Preisentwicklung (Kettenindex) enthaltene Preisindex nach Paasche kann ebenfalls wie gewohnt bei der Deflationierung der Einkommen in der Konsumgleichung eingesetzt werden. Bei der Schätzung führt dieser Index zwar zu etwas anderen Parameterwerten als der entsprechende auf Festpreisbasis, die aber durchaus im Rahmen der theoretischen Erwartungen und der bisherigen empirischen Ergebnisse liegen. Für die Konsumgleichung kann ein Fehlerkorrekturmodell konstruiert werden, das zu einer Verbesserung der Erklärungsleistung führt. Angesichts eines ohnehin schon hohen Erklärungsleistung ist die Verbesserung allerdings nicht sonderlich beeindruckend.

### **Literatur:**

Braakmann, A., Hartmann, N., R ath, N., Strohm, W., Revision der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen 2005 f ur den Zeitraum 1991 bis 2004. *Wirtschaft und Statistik* (5), S. 425–462.

Brown, T. M. (1952), Habit Persistence and Lags in Consumer Behavior. *Econometrica* 20, S. 335-371.

Habibullah, M. S., Smith, P., Azman-Saini, W. N. W., Testing liquidity constraints in 10 Asian developing countries: an error-correction model approach. *Applied Economics*, 2006, 38, 2535-2543.

Hackl, P. (2005), *Einf urung in die  konometrie*. Pearson Studium M unchen, Boston u.a.

Heilemann, U. (2004), Das RWI-Konjunkturmodell – Ein  berblick. In: W. Gaab, U. Heilemann, J. Wolters: *Arbeiten mit  konometrischen Modellen*. Physica-Verlag Heidelberg. S.161-212.

Intriligator, M.D. (1978), *Econometric Models, Techniques and Applications*. Amsterdam/Oxford.

Nierhaus, W. (2004): Wirtschaftswachstum in den VGR: Zur Einf urung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik. In: ifo Schnelldienst 5/2004 – 57. Jahrgang, S.28-34.

von der Lippe, P. (2007), Zur Interpretation der „Vorjahrespreismethode“ der Deflationierung. Einige Anmerkungen zu einem Aufsatz von K.-H. T odter. *Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv* 1 (2007), S.61-67.

Quaas, G. (2009a), Die Konsumfunktion in ökonometrischen Modellen für Deutschlands Volkswirtschaft auf Basis der VGR 2005. In: A. Wagner (Hrsg.): Empirische Wirtschaftsforschung heute. Stuttgart 2009. S.99-110.

Quaas, G. (2009b), Realgrößen und Preisindizes im alten und im neuen VGR-System. Working Paper Nr. 82, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät.

[http://www.wifa.uni-leipzig.de/mitarbeiter/publikationen/publikationen/publikationenpdf/82\\_komplett.pdf](http://www.wifa.uni-leipzig.de/mitarbeiter/publikationen/publikationen/publikationenpdf/82_komplett.pdf)

Reiner, A. (2007), Diskussionsbeitrag zu Karl-Heinz Tödter: Volumenanteile und Wachstumsbeiträge der Vorjahrespreismethode mit Verkettung. Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv 1 (2007), S.73-78

Saris, W. E., Stronkhorst, L. H. (1984), Causal Modelling in Nonexperimental Research. Sociometric Research Foundation Amsterdam.

Statistisches Bundesamt (2008), Fachserie 18 Reihe 1.2, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnungen, Vierteljahresergebnisse, erschienen am 26.02.2008. Sowie die Zusatztabelle „Unverkettete Volumenangaben in Vorjahrespreisen“.

Tödter, K. H. (2005), Umstellung der deutschen VGR auf Vorjahrespreisbasis. Konzept und Konsequenzen für die aktuelle Wirtschaftsanalyse sowie die ökonometrische Modellierung, Diskussionspapier Reihe 1: Volkswirtschaftliche Studien Nr.31/2005. Quelle

<http://www.bundesbank.de/download/volkswirtschaft/dkp/2005/200531dkp.pdf>

zuletzt aufgerufen am 9.6.2008.

Tödter, K. H. (2006), Volumenanteile und Wachstumsbeiträge bei der Vorjahrespreismethode mit Verkettung. Allgemeines Statistisches Archiv 90 (2006), S.457-463.

Tödter, K.-H. (2007), Replik zur Kritik an „Volumenanteile und Wachstumsbeiträge bei der Vorjahrespreismethode mit Verkettung“. Wirtschafts- und Sozialstatistisches Archiv 1 (2007), S.79-84.

Wolters, J. (1992), Der Zusammenhang zwischen Konsum und Einkommen: Alternative ökonometrische Ansätze. RWI-Mitteilungen 43 (1992), S. 115-132.

Wolters, J. (2004), Dynamische Regressionsmodelle. In: W. Gaab, U. Heilemann, J. Wolters: Arbeiten mit ökonometrischen Modellen. Physica-Verlag Heidelberg. S.47 ff.