

Die Modellierung des Einkommens- und Zinsrisikos in der Konsumfunktion: ein empirischer Test verschiedener ARCH-M-Modelle

Gebhard Flaig

Angaben zur Veröffentlichung / Publication details:

Flaig, Gebhard. 1994. "Die Modellierung des Einkommens- und Zinsrisikos in der Konsumfunktion: ein empirischer Test verschiedener ARCH-M-Modelle." Augsburg: Volkswirtschaftliches Institut, Universität Augsburg.



INSTITUT FÜR VOLKSWIRTSCHAFTSLEHRE

der

UNIVERSITÄT AUGSBURG



Die Modellierung des Einkommens- und Zinsrisikos
in der Konsumfunktion:
Ein empirischer Test verschiedener ARCH-M-Modelle

von

Gebhard Flaig

Beitrag Nr. 122

November 1994

01

QC
072
V922
-122

wirtschaftliche Diskussionsreihe

**Die Modellierung des Einkommens- und Zinsrisikos
in der Konsumfunktion**

Ein empirischer Test verschiedener ARCH-M-Modelle

von

Gebhard Flaig

Beitrag Nr. 122

November 1994

**Die Modellierung des Einkommens- und Zinsrisikos in der Konsumfunktion:
Ein empirischer Test verschiedener ARCH-M-Modelle***

Gebhard Flaig

Universität Augsburg

* Für wertvolle Hinweise und Kritik danke ich den Teilnehmern der Sitzung des Ausschusses für Ökonometrie des Vereins für Socialpolitik und des Ausschusses für empirische Wirtschaftsforschung und angewandte Ökonometrie der Deutschen Statistischen Gesellschaft.

1. Einleitung

In seinem bahnbrechenden Artikel hat Hall (1978) gezeigt, daß unter der Annahme einer quadratischen Nutzenfunktion und eines konstanten Realzinssatzes die Konsumausgaben eines rationalen Konsumenten einem random walk (möglicherweise mit drift) folgen. Der heutige Konsum ist die einzige Variable, die einen Informationsgehalt für die Prognose des zukünftigen Konsumniveaus hat. Findet man weitere Variable, wird das im allgemeinen so interpretiert, daß die Konsumenten myopisch handeln (also nicht intertemporal planen) oder daß die Modellannahme eines perfekten Kapitalmarktes verletzt ist.

Diese Schlußfolgerungen sind jedoch nur gültig, wenn der Realzinssatz konstant ist. Zeitlich variierende Zinssätze induzieren nämlich intertemporale Substitutionseffekte: Ein hoher erwarteter Realzinssatz macht es lohnend, den Konsum in die Zukunft zu verschieben. Damit wird die Konsumänderung (zumindest teilweise) wieder prognostizierbar.

Modelle mit variablen Realzinssätzen wurden im allgemeinen entweder unter der certainty equivalence Annahme oder unter der Hypothese hergeleitet, daß die Varianzen der Prognosefehler von Konsum und Zinssatz über die Zeit konstant sind. Das Risiko zukünftiger Konsumschwankungen geht damit gar nicht oder nur am Rande in die Analyse ein. Zwar ist im Rahmen des Modells zugelassen, daß die Haushalte ihre Konsumausgaben an unerwartete Änderungen ihres prognostizierten permanenten Einkommens anpassen, aber das Ausmaß der Unsicherheit über die zukünftige Einkommensentwicklung spielt in den empirischen Analysen keine Rolle (von wenigen Ausnahmen wie Neusser 1988 oder Acemoglu/Scott 1994 abgesehen).

Das ist zunächst erstaunlich, da in theoretischen Modellen (für einen Überblick vgl. z.B. Hey, 1979) und in Simulationsstudien (Skinner 1988, Zeldes 1989) nachgewiesen wurde, daß Unsicherheit über die zukünftige Einkommens- und Zinsentwicklung starke Effekte auf die heutigen Konsumausgaben und die geplante Konsumwachstumsrate haben kann. "Vorsichtssparen" kann durchaus einen beträchtlichen Teil der Konsumschwankungen erklären (Carroll 1992).

In dieser Arbeit soll empirisch untersucht werden, welche Bedeutung das Risiko zukünftiger Konsum-, Einkommens- und Zinsschwankungen auf das Konsumentenverhalten hat. Die Variabilität dieser Variablen modellieren wir als bedingte Varianzen, die wir mit Hilfe von ARCH-Modellen spezifizieren. In Kapitel 2 erfolgt eine Herleitung und Diskussion des theoretischen Modellrahmens. Kapitel 3 enthält die Darstellung der Schätzmethode. Zur Schätzung des multivariaten ARCH-M-Modells wird anstelle der üblichen ML-Methode ein verallgemeinerter Momentenschätzer verwandt. In Kapitel 4 werden die empirischen Ergebnisse präsentiert und Kapitel 5 beinhaltet eine Zusammenfassung und einige Schlußfolgerungen.

2. Das theoretische Modell

Die theoretische Grundlage für die folgende empirische Untersuchung ist ein Modell der intertemporalen Nutzenmaximierung unter expliziter Berücksichtigung von Unsicherheit über die zukünftige Entwicklung des Einkommens und des Realzinssatzes. Wir nehmen an, ein repräsentativer Haushalt maximiere im Planungszeitpunkt t den erwarteten Nutzen aus dem Konsum der laufenden und aller zukünftigen Perioden. Im Grundmodell soll die intertemporale Nutzenfunktion zeitlich additiv separabel sein. Damit lautet die Zielfunktion

$$(1) \quad V_t = E_t \sum_{\tau=0}^{\infty} (1+\delta)^{-\tau} U(C_{t+\tau}).$$

Dabei ist δ die subjektive Abdiskontierungsrate des zukünftigen Nutzens, $U(C_{t+\tau})$ die Periodennutzenfunktion in Abhängigkeit vom Konsum der Periode $t+\tau$ und E_t der bedingte Erwartungsoperator, gegeben alle Informationen, die der planende Konsument zum Zeitpunkt t besitzt.

Als Periodennutzenfunktion $U(C_{t+\tau})$ verwenden wir

$$(2) \quad U(C_{t+\tau}) = C_{t+\tau}^{1-\alpha} / (1-\alpha) \quad \alpha > 0,$$

die für $\alpha \rightarrow 1$ in die logarithmische Funktion übergeht.

Der Haushalt soll auf einem vollkommenen Kapitalmarkt zu einem für ihn exogenen Nominalzinssatz R Vermögen anlegen oder Kredit aufnehmen können. Die Periodenbudgetrestriktion - formuliert in realen Variablen - lautet:

$$(3) \quad A_{t+\tau+1} = (1+r_{t+\tau+1})(A_{t+\tau} + Y_{t+\tau} - C_{t+\tau}) \quad \tau = 0, 1, 2, \dots$$

$A_{t+\tau}$ ist das reale Vermögen zu Beginn der Periode $t+\tau$ (vor den Zahlungen von Y und für C) und $r_{t+\tau+1} = R_{t+\tau} \cdot P_{t+\tau} / P_{t+\tau+1}$ mit P dem Preisindex der Konsumgüter bezeichnet den realen Zinssatz für das Vermögen, das während der Periode $t+\tau$ gehalten wird. $Y_{t+\tau}$ ist das reale Arbeits- und Transfereinkommen. Alle Zahlungen erfolgen am Anfang der Periode. Das ist sicher eine restriktive Annahme, die hier nur im Rahmen des theoretischen Modells getroffen wird. Bei der empirischen Analyse des Modells mit einem nichtlinearen Instrumentenschätzer wird sie durch die Wahl von geeigneten Instrumentvariablen abgeschwächt.

Mit Hilfe der stochastischen dynamischen Optimierung läßt sich zeigen, daß die Optimalbedingung ("Eulergleichung") für die Grenznutzen des Konsums heute und morgen lautet:

$$(4) \quad E_t \left\{ \frac{1+r_{t+1}}{1+\delta} \frac{\partial U / \partial C_{t+1}}{\partial U / \partial C_t} \right\} = 1.$$

Unter der Annahme, daß der in geschweiften Klammern stehende Ausdruck in Gl. (4) log-normal verteilt ist, folgt bei Verwendung der Periodennutzenfunktion (2) (vgl. Hansen/Singleton, 1983):

$$(5) \quad E_t w_{t+1} = \alpha^{-1} (E_t r_{t+1} - \delta) + \alpha E_t \sigma_{t+1}^2 / 2$$

mit $E_t \sigma_{t+1}^2$ der bedingten Varianz von $(w_{t+1} - \alpha^{-1} r_{t+1})$, wobei die Wachstumsrate des Konsums definiert ist als $w_{t+1} \equiv \ln C_{t+1} - \ln C_t$. Die geplante Wachstumsrate des Konsums $E_t w_{t+1}$ hängt positiv ab vom erwarteten Realzins $E_t r_{t+1}$ (intertemporaler Substitutionseffekt) und der erwarteten Varianz von $(w_{t+1} - \alpha^{-1} r_{t+1})$.

Im Fall eines deterministischen Realzinses, der bisher in der Literatur fast ausschließlich angenommen wurde (vgl. Dynan 1993, Guiso/Jappeli/Terlizzese 1992, Kimball 1990, Neusser 1988, Zeldes 1989) reduziert sich der Varianzterm auf die bedingte Varianz der Wachstumsrate des Konsums, die wiederum gleich ist der bedingten Varianz von $\ln C_{t+1}$. Die bedingte Varianz reflektiert die Unsicherheit über das zukünftige Konsumniveau. Diese Unsicherheit wird verursacht durch den stochastischen Charakter des Arbeitseinkommens. Unerwartete Einkommensänderungen implizieren eine Revision des permanenten Einkommens und damit auch des Konsums. Damit ist der Konsum der folgenden Periode eine stochastische Variable. Die Fragestellung ist nun, wie der Konsument auf diese Unsicherheit mit seiner Entscheidungsvariablen C_t reagiert.

Wenn wir annehmen, daß die Wachstumsrate des Arbeitseinkommens durch einen invertiblen moving-average Prozeß beschrieben werden kann, läßt sich die bedingte Varianz des Konsums auf die bedingte Varianz der unerwarteten Einkommensänderungen zurückführen (vgl. für die folgenden Ausführungen Neusser 1988). Formulieren wir den Einkommensprozeß als

$$(6) \quad \ln Y_{t+1} - \ln Y_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_i v_{t+1-i}$$

mit $E_t v_{t+1} = 0$ und $E_t v_{t+1}^2 = h_{t+1}$, gilt approximativ

$$(7) \quad E_t \sigma^2(\ln C_{t+1}) = \left[\frac{(1+r)(1+\mu)}{Q_t(r-\mu)} \right]^2 \left[\sum_{i=0}^{\infty} (1+\mu-r)^i \phi_i \right]^2 h_{t+1}$$

mit $Q_t = (A_{t+1}/Y_t) + (1+r)(1+\mu)$. Damit hängt die bedingte Varianz von $\ln C_{t+1}$ von der bedingten Varianz h_{t+1} der Einkommensinnovation v_{t+1} ab. Anzumerken ist aber, daß die Gl. (7) keine vollständige Beschreibung der bedingten Varianz von $\ln C_{t+1}$ in Abhängigkeit von exogenen Modellparametern liefert, da das Vermögens-Einkommensverhältnis A/Y endogen ist und über die Sparentscheidungen des Haushalts selbst wieder vom Einkommensrisiko abhängt.

Die Erklärung der bedingten Varianz von $(wc_{t+1} - \alpha^{-1} r_{t+1})$ durch die bedingten Varianzen des Arbeitseinkommens y und des Realzinssatzes r wird schwieriger, wenn r als stochastische Variable behandelt wird. Sandmo (1970) hat darauf aufmerksam gemacht, daß das Kapitalrisiko durch einen stochastischen Zinssatz in einen Einkommens- und Substitutionseffekt zerlegt werden kann, wobei das Vorzeichen des Gesamteffektes unklar ist. Während der Substitutionseffekt bewirkt, daß bei einem höheren Kapitalrisiko der heutige Konsum steigt, die geplante Konsumwachstumsrate also fällt, hat der Einkommenseffekt die entgegengesetzte Wirkung. Levhari/Srinivasan (1969) haben allerdings eindeutig gezeigt, daß für den (empirisch plausiblen) Fall von $\alpha > 1$ in der Periodennutzenfunktion (2) ein höheres Kapitalrisiko zu einer Erhöhung der geplanten Konsumwachstumsrate führt.

Empirisch relevant ist der Fall, in dem sowohl das Arbeitseinkommen als auch der Realzinssatz stochastisch sind. Skinner (1988) hat unter einigen sehr restriktiven Annahmen über den stochastischen Prozeß von (Y, r) gezeigt, daß die geplante Konsumwachstumsrate approximativ gegeben ist durch

$$(8) \quad E_t wc_{t+1} = \alpha^{-1} (E_t r_{t+1} - \delta) + \theta_1 \sigma_y^2 + \theta_2 \sigma_r^2 + \theta_3 \sigma_{ry} .$$

Dabei bezeichnen σ_y^2 , σ_r^2 und σ_{ry} die über die Zeit konstanten Varianzen von Y und r sowie den Korrelationskoeffizienten zwischen r und Y . Die Parameter θ_j hängen ab von α und dem Einkommensvermögens-Verhältnis. Während θ_1 eindeutig positiv ist, ist das Vorzeichen von θ_2 und θ_3 a priori unbestimmt. Diese Unbestimmtheit reflektiert die entgegengesetzten Einkommens- und Substitutionseffekte stochastischer Zinssätze.

Das bisher erzielte Hauptresultat, daß nämlich die Unsicherheit über die künftigen Konsummöglichkeiten den heutigen Konsum reduziert (Vorsichtssparen) und damit die geplante Konsumwachstumsrate erhöht, ist nicht essentiell abhängig von der spezifischen Wahl der Periodennutzenfunktion in Gl. (2). Zentral ist vielmehr die Annahme, daß der Grenznutzen eine konvexe Funktion des Konsums ist (vgl. Deaton 1992, Kapitel 1.3). Ökonomisch bedeutet das, daß der

Nutzen mit sinkendem Konsum sehr stark fällt. Kimball (1990) hat als Maß für den Einfluß eines exogenen Risikos auf eine Entscheidungsvariable das negative Verhältnis von dritter und zweiter Ableitung der Nutzenfunktion vorgeschlagen. Ist dieses Maß der absoluten Vorsicht positiv, dann reagieren die Konsumenten auf eine höhere Einkommensunsicherheit mit "Vorsichtsparen" und einer geplanten Verlagerung des Konsums auf spätere Zeitperioden. Dynan (1993) hat für einen deterministischen Realzinssatz mit Hilfe einer Taylorreihen-Approximation 2. Ordnung für den Grenznutzen aus der intertemporalen Optimalbedingung (4) eine Konsumveränderungsfunktion hergeleitet, bei der die erwartete Wachstumsrate des Konsums unter anderem abhängt von der erwarteten quadrierten Wachstumsrate. Die erwartete quadrierte Wachstumsrate interpretiert Dynan als Maß des zukünftigen Konsumrisikos, das im Prinzip wieder zurückführbar ist auf das Einkommensrisiko.

Bisher hatten wir angenommen, daß die intertemporale Nutzenfunktion zeitlich additiv separabel ist. Das bedeutet bspw., daß keine Gewohnheitsbildung vorliegt, so daß die Konsumausgaben ohne "psychische Anpassungskosten" sofort an neue Gegebenheiten angepaßt werden. Um diese strenge und unrealistische Annahme abzuschwächen, formulieren wir die Periodennutzenfunktion als abhängig von "Konsumdienstleistungen" C^* , die wir definieren als

$$(9) \quad C_t^* = C_t + \pi C_{t-1}$$

mit $|\pi| < 1$. Ist $\pi > 0$, haben die Konsumgüter einen dauerhaften Charakter, ist $\pi < 0$, haben wir eine dynamische Gewohnheitsbildung (für eine Diskussion und Erweiterung von Modellen mit Gewohnheitsbildung und/oder dauerhaften Gütern vgl. Hayashi 1985, Muellbauer 1989, Ferson/Constantinides 1991). Die zu Gl. (4) analoge intertemporale Optimalbedingung lautet jetzt

$$(10) \quad E_t \left\{ \left(\frac{1+r_{t+1}}{1+\delta} \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}^*} - \frac{\partial U}{\partial C_t^*} \right) + \frac{\pi}{1+\delta} \left(\frac{1+r_{t+2}}{1+\delta} \frac{\partial U}{\partial C_{t+2}^*} - \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}^*} \right) \right\} = 0.$$

Da diese Bedingung auch für alle folgenden Perioden gelten muß und $|\pi/(1+\delta)| < 1$, ist Gl. (10) eine instabile Differenzgleichung für die Variable $E_t \left\{ (1+r_{t+1})/(1+\delta) \partial U / \partial C_{t+1}^* - \partial U / \partial C_t^* \right\}$. Soll diese Variable für alle zukünftigen Perioden endlich bleiben (dies ist notwendig, damit die Transversalitätsbedingung eingehalten wird), muß gelten

$$(10a) \quad E_t \left\{ \frac{1+r_{t+1}}{1+\delta} \frac{\partial U / \partial C_{t+1}^*}{\partial U / \partial C_t^*} \right\} = 1.$$

Unterstellen wir für C^* die isoelastische Periodennutzenfunktion (2) und nehmen an, daß der in geschweiften Klammern stehende Ausdruck lognormal verteilt ist, können wir schreiben

$$(11) \quad E_t wc_{t+1}^* = \alpha^{-1}(E_t r_{t+1} - \delta) + \alpha E_t \sigma_{t+1}^{*2} / 2.$$

Dabei ist wc_{t+1}^* definiert als $\ln C_{t+1}^* - \ln C_t^*$ und $E_t \sigma_{t+1}^{*2}$ ist die bedingte Varianz von $(wc_{t+1}^* - \alpha^{-1} r_{t+1})$. Sind die Wachstumsraten des Konsums genügend klein, läßt sich die Gl. (11) approximativ als Differenzgleichung in der Wachstumsrate der Konsumausgaben C schreiben (vgl. Muellbauer 1988)

$$(11a) \quad E_t wc_{t+1} = \alpha^{-1}(E_t r_{t+1} - \delta) - \pi wc_t + \alpha E_t \sigma_{t+1}^{*2} / 2.$$

Da für die Realisation der Wachstumsrate des Konsums gilt $wc_{t+1} = E_t wc_{t+1} + u_{t+1}$ mit $E_t u_{t+1} = 0$, können wir diese Gleichung auch wie folgt schreiben

$$(11b) \quad wc_{t+1} = \alpha^{-1}(E_t r_{t+1} - \delta) - \pi wc_t + \alpha E_t \sigma_{t+1}^{*2} / 2 + u_t.$$

Bei der Übertragung der Gl. (11b) auf die Gesamtwirtschaft ergeben sich eine Reihe von schwierigen Aggregationsproblemen (vgl. Deaton 1992, Stoker 1993). Aber selbst für ein Aggregat von identischen Haushalten gilt die Gleichung nur, wenn diese einen unendlichen Planungshorizont haben. Dies setzt bei faktisch endlicher Lebenszeit ein altruistisches Vererbungsmotiv voraus. Planen die Konsumenten jedoch nur über ihre eigene Lebenszeit, ist die langfristige Wachstumsrate des aggregierten Konsums gleich der langfristigen Wachstumsrate des Arbeitseinkommens und hängt nicht mehr vom Zinssatz ab. Der Grund dafür ist, daß in jeder Periode der älteste Jahrgang durch den jüngsten ersetzt wird. Je höher nun der Zinssatz, umso steiler ist der Anstieg des Konsumpfades für jede Generation. Bei gegebenem permanenten Einkommen impliziert dies einen niedrigeren Anfangskonsum. Der Anfangskonsum der neuen Generation ist im Vergleich zum Endkonsum der ausscheidenden Generation also um so niedriger, je höher die Wachstumsrate des Konsums jeder existierenden Generation ist. Diese beiden Ef-

fekte gleichen sich im Aggregat gerade aus, so daß der Zinssatz seinen Einfluß auf die langfristige Wachstumsrate des Konsums verliert (für eine formale Herleitung vgl. Flaig 1991).

Damit beschreibt die Gl. (11b) die Schwankungen der Konsumwachstumsrate um ihren langfristigen Gleichgewichtswert. Ändert sich die langfristige Wachstumsrate im Zeitablauf nicht, wird nur das Absolutglied berührt. In Kapitel 3 werden wir jedoch zeigen, daß im Untersuchungszeitraum die Wachstumsraten des realen Arbeitseinkommens und des realen Konsums einen negativen Trend haben. Aus diesem Grund nehmen wir einen linearen Trend als zusätzlichen Regressor in die Konsumveränderungsfunktion auf. Die Schätzfunktion lautet dann

$$(12) \quad wc_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 E_t r_{t+1} - \pi wc_t + \theta E_t \sigma_{t+1}^{*2} + u_t .$$

Im folgenden Kapitel wird erläutert, wie die unbeobachteten Variablen $E_t r_{t+1}$ und $E_t \sigma_{t+1}^{*2}$ modelliert werden, so daß die Parameter des Modells ökonometrisch geschätzt werden können.

3. Die ökonometrische Spezifikation

In stilisierter Form (ohne Berücksichtigung von Trend und verzögerter Konsumwachstumsrate) können wir eine Variante der in Kapitel 2 hergeleiteten Konsumveränderungsfunktion schreiben als

$$(13) \quad wc_t = \beta_0 + \beta_1 E_{t-1} r_t + \gamma_1 E_{t-1} \sigma_t^c + \gamma_2 E_{t-1} \sigma_t^y + \gamma_3 E_{t-1} \sigma_t^r + u_{1,t} .$$

Dabei bezeichnen $E_{t-1} \sigma_t^c$, $E_{t-1} \sigma_t^y$ und $E_{t-1} \sigma_t^r$ die in der Vorperiode erwarteten bedingten Varianzen des Konsums, des Einkommens und des Realzinssatzes. Diese Variablen dienen als Indikatoren für das erwartete Konsumrisiko. Um diese Terme sowie den erwarteten Realzins zu modellieren, formulieren wir für r_t sowie die Wachstumsrate des Arbeitseinkommens, wy_t , die beiden folgenden univariaten autoregressiven Prozesse:

$$(14) \quad wy_t = A(L)wy_{t-1} + u_{2,t}$$

$$(15) \quad r_t = B(L)r_{t-1} + u_{3,t} .$$

Dabei sind $A(L)$ und $B(L)$ Polynome im Lagoperator L . Für den Residuenvektor $u_t \equiv (u_{1,t}, u_{2,t}, u_{3,t})'$ nehmen wir an, daß die bedingte Verteilung von u_t , gegeben alle Informationen I_{t-1} zum Zeitpunkt $t-1$, beschrieben werden kann durch

$$(16) \quad u_t | I_{t-1} \sim N(0, \Sigma_t),$$

wobei die bedingte Varianz-Kovarianz-Matrix Σ_t definiert ist als

$$(17) \quad \Sigma_t = \begin{pmatrix} \sigma_t^C & \sigma_t^{CY} & \sigma_t^{Cr} \\ \sigma_t^{YC} & \sigma_t^Y & \sigma_t^{Yr} \\ \sigma_t^{rC} & \sigma_t^{rY} & \sigma_t^r \end{pmatrix}.$$

In einer allgemeinen Formulierung spezifizieren wir Σ_t als multivariates GARCH-Modell

$$(18) \quad \text{vech}(\Sigma_t) = \text{vech}(\Sigma_0) + \sum_{i=1}^q A_i \text{vech}(u_{t-i} u_{t-i}') + \sum_{i=1}^p B_i \text{vech}(\Sigma_{t-i}).$$

Die Notation $\text{vech}(\cdot)$ bedeutet, daß die Elemente der unteren Dreiecksmatrix einer symmetrischen Matrix in einem Spaltenvektor zusammengefaßt werden. Die Matrix Σ_0 ist im vorliegenden Fall eine symmetrische (3x3)-Matrix, die Matrizen A_i und B_i haben die Dimension (6x6). Selbst für kleine Werte von p und q wächst die Anzahl der zu schätzenden Parameter auf nicht mehr handhabbare Größenordnungen. In dieser Arbeit folgen wir dem Vorschlag von Bollerslev/Engle/Wooldridge (1988) und spezifizieren die Matrizen A_i und B_i als Diagonalmatrizen. Weiterhin restringieren wir die Diagonalelemente $a_{i,jj}$ als eine linear fallende Funktion von i :

$$(18a) \quad a_{i,jj} = a_j \frac{2(q+1-i)}{q(q+1)}.$$

Einige Vorversuche haben gezeigt, daß die bedingten Varianzen des Modells zufriedenstellend durch einen GARCH-Prozeß mit $q = 4$ und $p = 1$ modelliert werden können. Damit gilt bspw. für σ_t^C unter Beachtung von Gl. (18a):

$$(19) \quad \sigma_t^C = \sigma_0^C + a_{11} (0,4 u_{1,t-1}^2 + 0,3 u_{1,t-2}^2 + 0,2 u_{1,t-3}^2 + 0,1 u_{1,t-4}^2) + b_{11} \sigma_{t-1}^C$$

Das System der Gleichungen (13) - (16) kann mit der ML-Methode geschätzt werden (für eine Diskussion des ML-Schätzers und seiner Eigenschaften vgl. Bera/Higgins 1993). Der Beitrag der Beobachtung der Periode t zur Likelihoodfunktion ist gegeben durch

$$\ln L_t = -\frac{1}{2} \left(\ln |\Sigma_t| + u_t' \Sigma_t^{-1} u_t \right).$$

Gegeben die Anfangswerte für u_t und Σ_t , lautet die Likelihoodfunktion

$$\ln L = \sum_{t=1}^T \ln L_t .$$

Trotz gewisser Optimalitätseigenschaften hat der ML-Schätzer auch einige gravierende Nachteile. Da es sich im vorliegenden Fall um ein multivariates GARCH-M Modell handelt, ist die Informationsmatrix nicht blockdiagonal zwischen den Parametern zur Erklärung der bedingten Varianzen und den restlichen Modellparametern. Die Iterationen im Schätzprozeß müssen also für alle Parameter simultan durchgeführt werden. Zum zweiten müssen auch alle Kovarianzterme in Σ_t spezifiziert und geschätzt werden, obwohl sie in der eigentlich interessierenden Konsumveränderungsfunktion nicht vorkommen. Desweiteren muß gewährleistet sein, daß Σ_t positiv definit ist (und zwar nicht nur für die letztlich geschätzten Werte der Modellparameter, sondern auch auf allen Stufen des Iterationsprozesses). Einige hinreichende Bedingungen für positive Definitheit von Σ_t in einem bivariaten ARCH-Modell haben bspw. Engle/Granger/Kraft (1986) und Attanasio (1991) angegeben.

Ein weiteres Problem ist die Autokorrelationsstruktur der Residuen u_t . Während wir für die univariaten Darstellungen des Einkommens- und des Zinsprozesses annehmen, daß $u_{2,t}$ bzw. $u_{3,t}$ nicht autokorreliert sind, ist dies für das Residuum der Konsumveränderungsfunktion eine eher unplausible Annahme. Aufgrund der zeitlichen Aggregation der Konsumausgaben folgt $u_{1,t}$ einem MA(1)-Prozeß (vgl. Ermini 1988, Hall 1988). Damit wird die Likelihoodfunktion aber wesentlich komplizierter.

Aufgrund der saisonalen Eigenschaften von w_c und w_y werden wir im empirischen Teil dieser Arbeit nicht mehr Wachstumsraten gegenüber dem Vorquartal, sondern gegenüber dem Vorjahresquartal verwenden. Wegen der überlappenden Beobachtungsperioden folgt $u_{1,t}$ dann sogar einem MA(4)-Prozeß. Schließlich ist noch zu erwähnen, daß in diesem Fall die bedingten Erwartungswerte von r_t , σ_t^y und σ_t^r nicht in der Periode $t-1$, sondern in der Periode $t-4$ gebildet werden. Diese lassen sich nur als komplizierte nichtlineare Funktionen der Modellparameter analytisch darstellen.

Aus diesen Gründen verwenden wir in dieser Arbeit anstelle des ML-Schätzers den verallgemeinerten Momentenschätzer (GMM), dessen asymptotische Eigenschaften von Hansen (1982) analysiert wurden. Rich/Raymond/Butler (1991) haben dieses Verfahren für die Schätzung eines univariaten ARCH-Modells vorgeschlagen (vgl. auch Bodurtha/Mark 1991, Ferson 1989 und Mark 1988). Im folgenden wird gezeigt, wie dieser Ansatz leicht für multivariate ARCH-M-Modelle erweitert werden kann.

Um die Ausführungen überschaubar zu halten, diskutieren wir den Ansatz für das folgende reduzierte Modell:

$$(22) \quad wc_t = \beta_0 + \beta_1 r_t + \gamma \sigma_t^y + u_{1,t}$$

In dieser Schreibweise wurde $E_{t-1}r_t$ durch die Realisation r_t ersetzt. Deswegen enthält $u_{1,t}$ jetzt zusätzlich den Realisierungsfehler ($E_{t-1}r_t - r_t$). Simultan mit dieser Konsumveränderungsfunktion schätzen wir die beiden "Hilfsgleichungen"

$$(23) \quad wy_t = A(L)wy_{t-1} + u_{2,t}$$

und

$$(24) \quad u_{2,t}^2 = E_{t-1}u_{2,t}^2 + \varepsilon_t = \sigma_t^y + \varepsilon_t$$

mit

$$(25) \quad \sigma_t^y = \gamma_0^y + \gamma_1^y (0,4 u_{2,t-1}^2 + 0,3 u_{2,t-2}^2 + 0,2 u_{2,t-3}^2 + 0,1 u_{2,t-4}^2) + \gamma_2^y \sigma_{t-1}^y$$

Der bedingte Erwartungswert $E_{t-1}\tilde{u}_t$ mit $\tilde{u}_t = (u_{1,t}, u_{2,t}, \varepsilon_t)'$ ist unter der Annahme rationaler Erwartungen null. Das impliziert, daß der unbedingte Erwartungswert $E(Z_{t-1} \otimes \tilde{u}_t)$ ebenfalls gleich null ist, wobei Z_{t-1} ein Vektor von Instrumentvariablen ist, die in der Informationsmenge der Periode $t-1$ enthalten sind. Der GMM-Schätzer minimiert eine quadratische Form des Stichprobenanalogons $\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Z_{t-1} \otimes \tilde{u}_t)$, wobei als Gewichtungsmatrix die Inverse der Varianz-Kovarianz-Matrix dieses Ausdrucks verwendet wird. Eine genauere Spezifikation erfolgt in Kapitel 4.

4. Empirische Ergebnisse

4.1 Die Daten

Zur Schätzung des theoretischen Modells verwenden wir vierteljährliche Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung für den Zeitraum 1967/I bis 1990/IV. Die Konsumausgaben C sind definiert als Privater Verbrauch in konstanten Preisen pro Einwohner. Das Arbeitseinkommen Y ist definiert als die mit dem Preisindex für den privaten Verbrauch deflationierte Summe der Nettolohn- und Gehaltssumme und den empfangenen Transfereinkommen der privaten Haushalte, ebenfalls pro Einwohner.

In einem ersten Schritt werden die Trend- und Saisoneigenschaften von $\ln Y$ und $\ln C$ analysiert. Dazu bestimmen wir die Integrationsordnung der beiden Variablen. Dem Vorschlag von Engle/Granger/Hallman (1988) folgend definieren wir, daß die Variable x_t saisonal integriert ist mit der Ordnung (d,D) , wenn die Variable $(1-L)^d S(L)^D x_t$ eine invertible und stationäre Darstellung besitzt. Dabei ist $S(L)$ definiert als $S(L) = 1+L + L^2 + L^3$. Damit erzeugt der Filter $S(L)$ eine gleitende 4-Perioden-Summe.

Wir nehmen an, daß die maximale Ordnung der saisonalen Integration gegeben ist durch $(d=1, D=2)$, was äquivalent zur Hypothese ist, daß $(1-L)(1-L^4)x_t$ einem stationären Prozeß folgt. Wir testen dann sequentiell gegen die Alternativen $(d=1, D=1)$, $(d=1, D=0)$ und $(d=0, D=0)$, welche die Hypothesen repräsentieren, daß die saisonalen Differenzen, die ersten Differenzen bzw. die Niveauewerte von x_t stationär sind.

Als Testverfahren benutzen wir den Hasza-Fuller-(HF), Osborn-Chui-Smith-Birchenhall-(OCSB), und den Hylleberg-Engle-Granger-Yoo (HEGY)-Test. Eine zusammenfassende Darstellung dieser Tests findet man in Ilmankunnas (1990) und Osborn/Chui/Smith/Birchenhall (1988). Eine kurze Zusammenfassung ist in Tabelle 1 angegeben (für die Bedeutung der Parameter vgl. die angegebenen Quellen).

Tabelle 1: Integrationstest für saisonale Zeitreihen

H_0	H_1	Test (Parameterwerte für H_1)
(d,D)	(d,D)	
(2,1)	(1,1),(1,0),(0,0)	HF (F-Test)
(2,1)	(1,1)	OCSB $\beta_1 < 0, \beta_2 = 0$
(2,1)	(1,1)	HEGY für 1. Differenzen $\pi_1 < 0, \pi_2 = \pi_3 = \pi_4 = 0$
(2,1)	(1,0)	OCSB $\beta_1 = 0, \beta_2 < 0$
(2,1)	(1,0)	HEGY für 1. Differenzen $\pi_1 < 0, \pi_2 < 0, \pi_3 < 0, \pi_4 \neq 0$
(1,1)	(1,0)	HEGY $\pi_1 = 0, \pi_2 < 0, \pi_3 < 0, \pi_4 \neq 0$
(1,1)	(0,0)	HEGY $\pi_1 < 0, \pi_2 < 0, \pi_3 < 0, \pi_4 \neq 0$

Anmerkungen: Für die Definition von d und D vgl. Text. Unter H_0 sollten alle Parameter null sein.

Die Tabelle 2 enthält die Ergebnisse der Integrationstests. Der Hasza-Fuller (HF)-Test zeigt klar für beide Variablen, daß die Nullhypothese einer Integrationsordnung von (d=2, D=1) abgelehnt werden kann. Der Osborn et al. (OCSB)-Test und der Hylleberg et al. (HEGY)-Test bestätigen dieses Ergebnis.

Die Ergebnisse beider Tests sind aber mit der Hypothese vereinbar, daß die Integrationsordnung von $\ln Y$ und $\ln C$ gegeben ist durch (d=1, D=1). Das bedeutet, daß die saisonalen Differenzen $(1-L^4)\ln Y_t$ und $(1-L^4)\ln C_t$ stationäre Variable sind. Die letzte Zeile der Tabelle 2 enthält schließlich die t-Werte eines linearen Trends für die saisonalen Differenzen, wobei als zusätzliche erklärende Variable jeweils drei verzögerte Wachstumsraten verwandt wurden. Die beiden t-Werte zeigen, daß im Untersuchungszeitraum die Wachstumsraten des Konsums und des Arbeitseinkommens um einen negativen linearen Trend schwanken.

Tabelle 2: Ergebnisse der saisonalen Integrationstests für $\ln Y$ und $\ln C$, 1967, I - 1990, IV

		$\ln Y$	$\ln C$
HF	(3,0)	6,8	6,9
OCSB β_1	(-1,9)	-2,4	-2,5
β_2	(-1,9)	-2,0	-1,1
HEGY π_1	(-2,9)	-3,1	-3,3
(1D) π_2	(-2,0)	-2,0	-1,9
π_3	(-1,9)	-1,1	-2,1
π_4	($\pm 1,7$)	-1,3	0,7
HEGY π_1	(-2,9)	-2,7	-1,5
π_2	(-2,0)	-2,1	-1,7
π_3	(-1,9)	-1,7	-1,9
π_4	($\pm 1,7$)	0,3	-1,3
t - Wert Trend (4D)	($\pm 2,0$)	-2,5	-2,3

Anmerkungen: Die Zahlen in Klammern sind die kritischen Werte bei 5% Signifikanzniveau. 1D bedeutet 1. Differenzen, 4D saisonale Differenzen.

Aufgrund der Ergebnisse der Integrationstests verwenden wir im folgenden als abhängige Variable die Wachstumsrate des Konsums gegenüber dem Vorjahresquartal $wc4_t (\equiv \ln C_t - \ln C_{t-4})$. Für das Einkommen verwenden wir ebenfalls die Wachstumsrate gegenüber dem Vorjahresquartal. Den Realzinssatz r_t definieren wir als $r_t = R_{t-4} - (\ln P_t - \ln P_{t-4})$. R_{t-4} ist der Zinssatz für Spareinlagen mit Kündigungsfrist von 1 Jahr und P_t ist der Preisindex für den privaten Konsum. Integrationstests zeigen, daß r_t eine stationäre Variable ist.

4.2 Die Schätzergebnisse

In allgemeiner Form lautet die zu schätzende Konsumveränderungsfunktion

$$(26) \quad wc4_t = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 r_t + \beta_3 wc4_{t-1} + \beta_4 \sigma_t^c + \beta_5 \sigma_t^r + \beta_6 \sigma_t^y + u_{1,t} .$$

σ_t^c , σ_t^r und σ_t^y sind die bedingten Varianzen von $wc4_t$, r_t und $wy4_t$.

Nach einigen Spezifikationsversuchen modellieren wir die univariaten autoregressiven Erklärungsgleichungen für die Wachstumsrate des Arbeitseinkommens $wy4_t$ und für den Realzinssatz r_t als

$$(27) \quad wy4_t = a_0 + a_1 t + a_2 wy4_{t-1} + a_3 wy4_{t-4} + u_{2,t}$$

$$(28) \quad r_t = b_0 + b_1 r_{t-1} + u_{3,t} .$$

Wie bereits früher erwähnt, werden die bedingten Varianzen von $wc4$, $wy4$ und r wie folgt spezifiziert:

$$(29) \quad \sigma_t^c = \gamma_0^c + \gamma_1^c (0,4u_{1,t-1}^2 + 0,3u_{1,t-2}^2 + 0,2u_{1,t-3}^2 + 0,1u_{1,t-4}^2) + \gamma_2^c \sigma_{t-1}^c$$

$$(30) \quad \sigma_t^y = \gamma_0^y + \gamma_1^y (0,4u_{2,t-1}^2 + 0,3u_{2,t-2}^2 + 0,2u_{2,t-3}^2 + 0,1u_{2,t-4}^2) + \gamma_2^y \sigma_{t-1}^y$$

$$(31) \quad \sigma_t^r = \gamma_0^r + \gamma_1^r (0,4u_{3,t-1}^2 + 0,3u_{3,t-2}^2 + 0,2u_{3,t-3}^2 + 0,1u_{3,t-4}^2) + \gamma_2^r \sigma_{t-1}^r .$$

Für die Schätzung der Parameter verwenden wir außerdem die Gleichungen

$$(32) \quad u_{1,t}^2 = \sigma_t^c + \varepsilon_{1,t}$$

$$(33) \quad u_{2,t}^2 = \sigma_t^y + \varepsilon_{2,t}$$

$$(34) \quad u_{3,t}^2 = \sigma_t^r + \varepsilon_{3,t}.$$

Der Residuenvektor \tilde{u}_t ist damit definiert als $\tilde{u}_t = (u_{1,t}, u_{2,t}, u_{3,t}, \varepsilon_{1,t}, \varepsilon_{2,t}, \varepsilon_{3,t})'$. Nach der Logik des zugrundeliegenden theoretischen Modells sind alle erklärenden Variablen in der Gl. (26) mit Erwartungsfehlern behaftete Indikatoren für die in der Periode $t-4$ erwarteten Größen. Wie bereits erläutert, erhalten wir mit Hilfe des GMM-Schätzers konsistente Schätzungen, indem wir eine quadratische Form des Vektors $\tilde{u}_t \otimes Z_{t-4}$ minimieren. Der Vektor von Instrumentvariablen Z_{t-4} enthält Variable, die in der Periode $t-4$ den Konsumenten bekannt sind und mit deren Hilfe die Prognosen für den Realzinssatz und die bedingten Varianzen gebildet werden. Die Zielfunktion lautet

$$(35) \quad S = \left(\sum_t \tilde{u}_t \otimes Z_{t-4} \right)' W^{-1} \left(\sum_t \tilde{u}_t \otimes Z_{t-4} \right).$$

Als Gewichtungsmatrix W verwenden wir die von Newey/West (1987) vorgeschlagene Formel

$$W = \sum_{k=-4}^4 \sum_{t=1}^T w_k (\tilde{u}_t \otimes Z_{t-4}) (\tilde{u}_{t-k} \otimes Z_{t-4-k})'$$

mit $w_k = (5 - |k|)/5$. Damit lassen wir zu, daß $\tilde{u}_t \otimes Z_{t-4}$ heteroskedastisch verteilt und autokorreliert ist bis zur Ordnung 4.

Als Instrumentvariable verwenden wir je nach Modell die folgenden vier verschiedenen Variablengruppen:

Instrumente (1): const, t , R , $\ln P - \ln P_{-4}$, $wc4$, $wy4$

Instrumente (2): (1) und $(wc4)^2$

Instrumente (3): (2), r^2 und $(r \cdot wc4)$

Instrumente (4): (2), r^2 , $(wy4)^2$.

Für alle Variable (außer der Konstanten und dem Trend) verwenden wir die Beobachtungen der Perioden $t-5$ und $t-6$, die den Konsumenten im Planungszeitraum $t-4$ bekannt sind.

Hansen (1982) hat gezeigt, daß S in Gl. (35) asymptotisch χ^2 -verteilt ist mit $(L-K)$ Freiheitsgraden, wobei L die Anzahl der Elemente des Vektors $\tilde{u}_t \otimes Z_{t-4}$ ist und K die Anzahl der Modellparameter. Damit läßt sich überprüfen, ob Z_{t-4} unkorreliert ist mit \tilde{u}_t .

Die Tabelle 3 enthält die Schätzergebnisse für ein Modell, in dem die Wachstumsrate des Konsums außer vom Realzinssatz und der verzögerten Wachstumsrate auch von den bedingten Varianzen des Konsums und des Realzinssatzes abhängt.

In der ersten Spalte werden die Ergebnisse des Grundmodells präsentiert, in dem diese Varianzen implizit als konstant angenommen werden. Die Trendvariable hat einen signifikant negativen Koeffizienten, der impliziert, daß die durchschnittliche Wachstumsrate am Ende der Untersuchungsperiode ungefähr 0,7% niedriger ist als zu Beginn der Periode. Die intertemporale Substitutionselastizität - gemessen durch den Koeffizienten von r - ist 0,24. Der positive Parameter der verzögerten Wachstumsrate ist Evidenz für einen starken dynamischen Gewohnheitsbildungseffekt. Der Wert der Zielfunktion von 8,31 mit einem Signifikanzniveau von 0,21 liefert keinen Hinweis darauf, daß die überidentifizierenden Restriktionen verletzt sind.

Tabelle 3: Simultane GMM-Schätzung der Konsum- und Zinssatzfunktion

Konsumfunktion						
const	2,14	(3,2)	1,56	(5,7)	0,45	(3,6)
t	-0,01	(2,2)	-0,01	(3,9)	-0,01	(2,1)
r_t	0,24	(2,1)	0,22	(3,1)	0,31	(3,0)
$wc4_{t-1}$	0,63	(7,4)	0,71	(12,6)	0,63	(14,7)
σ_t^C	--		0,22	(3,7)	0,35	(4,7)
σ_t^r	--		--		1,44	(9,0)
Zinsfunktion						
const	--		--		0,07	(3,8)
r_{t-1}	--		--		0,88	(3,8)
ARCH(C)						
const	--		0,04	(0,1)	-0,71	(1,4)
Lags(u_1^2)(γ_1^c)	--		1,19	(4,1)	0,88	(7,3)
σ_{t-1}^C	--		-0,59	(1,4)	-0,68	(4,3)
ARCH(r)						
const	--		--		-0,53	(6,5)
Lags(u_2^2)(γ_1^r)	--		--		3,43	(11,0)
σ_{t-1}^r	--		--		-0,60	(10,7)
Instrumente	(1)		(2)		(3)	
S	8,31		12,94		18,68	
Sig.N.	0,21		0,67		0,99	

In der zweiten Spalte finden sich die Ergebnisse für ein Modell, in dem die bedingte Varianz σ_t^c als zusätzliche erklärende Variable auftritt. Der positive Koeffizient von 0,22 impliziert, daß die Haushalte ihren Konsum in die Zukunft verlagern, also heute mehr sparen, wenn sie eine höhere Varianz des Prognosefehlers ihres zukünftigen Konsums erwarten.

Die Parameter des ARCH-Prozesses zeigen, daß die quadrierten Prognosefehler der Vorperioden die bedingte Varianz des Konsums erhöhen, der verzögerte Wert der bedingten Varianz aber einen negativen Einfluß hat. Damit ist theoretisch nicht mehr gesichert, daß σ_t^c positiv ist. Im Untersuchungszeitraum ist aber kein negativer Wert aufgetreten.

In der dritten Spalte sind die Ergebnisse eines Modells dargestellt, in dem die bedingten Varianzen sowohl des Konsums als auch des Realzinssatzes als erklärende Variable auftreten. Beide Indikatoren des erwarteten Risikos haben einen signifikant positiven Koeffizienten, was wiederum Vorsichtssparen und eine Verlagerung des Konsums in die Zukunft impliziert.

Die Tabelle 4 enthält die Schätzergebnisse für ein Modell, in dem die bedingte Varianz des Einkommens, σ^y , und die bedingte Varianz des Zinssatzes, σ^r , als Indikatoren für das erwartete Konsumrisiko dienen.

Auch in dieser Spezifikation haben die Indikatoren für das erwartete Konsumrisiko einen positiven Einfluß auf die geplante Konsumwachstumsrate. Allerdings wird der Koeffizient der bedingten Varianz des Realzinses relativ unpräzise geschätzt. Da in der geschätzten Modellversion die Schwankungen von σ^y wesentlich höher sind als die von σ^r , dominiert jedoch eindeutig das Einkommensrisiko das Zinssatzrisiko.

Zusammenfassend lassen sich die Schätzergebnisse dahingehend interpretieren, daß das aggregierte Konsumentenverhalten durch ein Modell rationaler, intertemporal optimierender Haushalte erklären läßt. Mit diesem Modell ist kompatibel, daß sowohl der erwartete Realzinssatz als auch die erwarteten Varianzen des Konsums, des Einkommens und des Zinssatzes die geplante Wachstumsrate des Konsums positiv beeinflussen. Beide Effekte sind darauf zurückzuführen, daß die Konsumenten versuchen, ihren Nutzen über die Zeit zu maximieren. Ist der Grenznutzen eine konvexe Funktion von C , wollen sie vor allem die negativen Konsequenzen eines niedrigeren Konsumniveaus vermeiden. Erwarten sie für die nächste Periode ein höheres Konsumrisiko, sparen sie heute mehr, um mit dem finanziellen Polster dieses Risiko teilweise wieder zu kompensieren. Die intertemporale Budgetrestriktion impliziert dann eine höhere geplante Konsumwachstumsrate. Dieses theoretische Ergebnis ist mit den hier erzielten Schätzergebnissen kompatibel.

Tabelle 4: Simultane GMM-Schätzung der Konsum-, Einkommens- und Zinsfunktion

Konsumfunktion

$$wc4_t = -0,37 - 0,01t + 0,24r_t + 0,75wc4_{t-1} + 4,13\sigma_t^r + 0,94\sigma_t^y$$

(0,5) (7,9) (2,4) (17,7) (1,5) (7,5)

Einkommensfunktion

$$wy4_t = 1,06 - 0,01t + 0,85wy4_{t-1} - 0,05wy4_{t-4}$$

(10,2) (7,0) (29,8) (3,3)

Zinsfunktion

$$r_t = -0,09 + 0,81r_{t-1}$$

(1,0) (33,9)

ARCH(Y)

$$\sigma_t^y = -1,35 + 1,44(0,4u_{2,t-1}^2 + 0,3u_{2,t-2}^2 + 0,2u_{2,t-3}^2 + 0,1u_{2,t-4}^2) - 0,57\sigma_{t-1}^y$$

(4,0) (11,2) (5,7)

ARCH(r)

$$\sigma_t^r = 0,24 + 0,17(0,4u_{3,t-1}^2 + 0,3u_{3,t-2}^2 + 0,2u_{3,t-3}^2 + 0,1u_{3,t-4}^2) - 0,89\sigma_{t-1}^r$$

(0,9) (2,2) (25,2)

Instrumente: (4), S = 22,54, Sig.N. = 0,99

5. Zusammenfassung und Schlußfolgerungen

Für viele Konsumenten hat Sparen und der Aufbau eines Vermögens die wichtige Funktion, sie gegen die negativen Konsequenzen von möglichen zukünftigen Einkommensreduktion zu schützen. Erwarten die Haushalte für die nächste Periode ein höheres Konsum-, Einkommens- oder Zinsrisiko, sparen sie heute mehr und verlagern ihren Konsum in die Zukunft. Diese theoretische Implikation ist mit dem aggregierten Konsumdaten in der Bundesrepublik Deutschland vereinbar.

Die theoretische Grundlage der vorliegenden empirischen Studie ist die stochastische Eulergleichung, aus der die Bestimmungsgleichung für die geplante Konsumwachstumsrate hergeleitet wurde. Die ausschließliche Analyse der Veränderungsrate des Konsums hat allerdings den Nachteil, daß nur ein Teilaspekt der Risikoproblematik untersucht werden kann, da

Konsumveränderung nur vom erwarteten Risiko der unmittelbar folgenden Periode abhängt. Erwartete Risiken in der weiteren Zukunft können aber durchaus ebenfalls zu Vorsichtssparen führen. Sie reduzieren aber den Konsum in den Perioden t und $t+1$ um denselben relativen Betrag, so daß die heutige Wachstumsrate nicht berührt wird und mit der in dieser Arbeit verwandten Methode nicht entdeckt werden kann.

Eine restriktive Annahme des Modells ist weiterhin, daß die Haushalte auf einem vollkommenen Kapitalmarkt zu einem einheitlichen Zinssatz unbeschränkt Vermögen anlegen und Kredite aufnehmen können. Existieren jedoch bspw. Kreditrestriktionen, kann die Konsumwachstumsrate nicht mehr aus der Eulergleichung hergeleitet werden, sondern wird zumindest teilweise durch die Einkommenswachstumsrate bestimmt (vgl. Flaig 1993). Außerdem verschärfen Kreditrestriktionen das zukünftige Konsumrisiko.

Trotz dieser Einschränkungen erscheint das hier gewählte Modell ein brauchbarer Ansatz für die Analyse der Wirkungen von Risiko auf die Konsumententscheidungen zu sein. Die bedingten Varianzen lassen sich als ein multivariates GARCH-Modell spezifizieren. Sicherlich ist es aber wichtig, weitere Formen von verallgemeinerten ARCH-Modellen zu verwenden (für einen Überblick über die Spezifikationen vgl. Bera/Higgins 1993). Zur Schätzung wurde hier der verallgemeinerte Momentenschätzer herangezogen. Zur Beurteilung der Vor- und Nachteile dieser Methode im Vergleich zum ML-Schätzer sind weitere Studien notwendig.

Deshalb sind die hier präsentierten ersten Resultate für die Bedeutung von Unsicherheit für die Erklärung der aggregierten Konsumausgaben nur als vorläufig zu interpretieren. Sie ermutigen aber zu weiteren Forschungen. Das gilt nicht nur für die Konsumfunktion, sondern auch für andere realwirtschaftliche Bereiche, wie z.B. die Investitionsausgaben der Unternehmen.

Literaturverzeichnis

- Acemoglu, D./Scott, A. (1994), Consumer Confidence and Rational Expectations: Are Agents' Beliefs Consistent with the Theory? *Economic Journal*, 104, 1-19.
- Attanasio, O.P. (1991), Risk, Time-Varying Second Moments and Market Efficiency. *Review of Economic Studies*, 58, 479-494.
- Bera, A.K./Higgins, M.L. (1993), ARCH Models: Properties, Estimation and Testing. *Journal of Economic Surveys*, 7, 305-366.
- Bodurtha, J.N./Mark, N.C. (1991), Testing the CAPM with Time Varying Risks and Returns. *Journal of Finance*, 46, 1485-1505.
- Bollerslev, T.P./Engle, R.F./Wooldridge, J.M. (1988), A Capital Asset Pricing Model with Time-Varying Covariances. *Journal of Political Economy*, 96, 116-131.
- Carroll, C.D. (1992), The Buffer-Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence. *Brookings Papers on Economic Activity 2: 1992*, 61-135.
- Deaton, A. (1992), *Understanding Consumption*. Oxford.
- Dynan, K.E. (1993), How Prudent are Consumers? *Journal of Political Economy*, 101, 1104-1113.
- Engle, R.F./Granger, C.W.J./Hallman, J.J. (1989), Merging Short- and Long-Run Forecasts. An Application of Seasonal Cointegration to Monthly Electricity Sales Forecasts. *Journal of Econometrics*, 40, 45-62.
- Engle, R.F./Granger, C.W.J./Kraft, D. (1986), Combining Competing Forecasts of Inflation using a Bivariate ARCH Model. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 8, 151-165.
- Ermini, L. (1988), Temporal Aggregation and Hall's Model of Consumption Behaviour. *Applied Economics*, 20, 1317-1320.
- Ferson, W.E. (1989), Changes in Expected Returns, Risk, and the Level of Interest Rates. *Journal of Finance*, 44, 1191-1217.
- Ferson, W.E./Constantinides, G.M. (1991), Habit Persistence and Durability in Aggregate Consumption. *Journal of Financial Economics*, 29, 199-240.
- Flaig, G. (1991), *Intertemporale Substitution und kurzfristige Konsumdynamik*. Habilitationsschrift, Universität Augsburg.
- Flaig, G. (1993), Reale Effekte von unvollkommenen Kapitalmärkten. Eine empirische Studie der Konsumfunktion. In: B. Gahlen/H. Hesse/H.J. Ramser (Hrsg.), *Makroökonomik unvollkommener Märkte*. Tübingen, 257-274.
- Guiso, L./Jappelli, T./Terlizzese, D. (1992), Earnings Uncertainty and Precautionary Saving. *Journal of Monetary Economics*, 30, 307-337.

- Hall, R. (1978), Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy*, 86, 339-357.
- Hall, R.E. (1988), Intertemporal Substitution in Consumption. *Journal of Political Economy*, 96, 339-357.
- Hansen, L.P. (1982), Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators. *Econometrica*, 50, 1029-1054.
- Hansen, L.P./Singleton, K.J. (1983), Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Asset Returns. *Journal of Political Economy*, 91, 249-265.
- Hayashi, F. (1985), The Permanent Income Hypothesis and Consumption Durability: An Analysis Based on Japanese Panel Data. *Quarterly Journal of Economics*, 100, 1083-1113.
- Hey, J.D. (1979), Uncertainty in Microeconomics. Oxford.
- Ilmakunnas, P. (1990), Testing the Order of Differencing in Quarterly Data: An Illustration of the Testing Sequence. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 79-88.
- Kimball, M.S. (1990), Precautionary Saving in the Small and in the Large. *Econometrica*, 58, 53-74.
- Levhari, D./Srinivasan, T.N. (1969), Optimal Savings Under Uncertainty. *Review of Economic Studies*, 36, 153-163.
- Mark, N.,C. (1988), Time - Varying Betas and Risk Premia in the Pricing of Forward Foreign Exchange Contracts. *Journal of Financial Economics*, 22, 335-354.
- Muellbauer, J. (1988), Habits, Rationality and Myopia in the Life Cycle Consumption Function. *Annales d'Economie et de Statistique*, 9, 47-70.
- Neusser, K. (1988), Consumption and Changig Income Uncertainty: An Empirical Investigation for Austria. In: H. Frank/G.Plaschka/D. Roessl (Hrsg.), *Umweltdynamik*. Wien, 243-261.
- Newey, W./West, K.D. (1987), A Simple, Positive Semi-definite Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*, 55, 703-708.
- Osborn, D.R./Chiu, A.P.L./Smith, J.F./Birchenhall, C.R. (1988), Seasonality and the Order of Integration for Consumption. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 50, 361-377.
- Rich, R.W./Raymond, J./Butler, J.S. (1991), Generalized Instrumental Variables Estimation of Autoregressive Conditional Heteroscedastic Models. *Economics Letters*, 35, 179-185.
- Sandmo, A. (1970), The Effect of Uncertainty on Saving Decisions. *Review of Economic Studies*, 37, 353-360.
- Skinner, J. (1988), Risky Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings. *Journal of Monetary Economics*, 22, 237-255.

Stoker, T.M. (1993), Empirical Approaches to the Problem of Aggregation over Individuals. *Journal of Economic Literature*, 31, 1827-1874.

Zeldes, S.P. (1989), Optimal Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence. *Quarterly Journal of Economics*, 104, 275-298.

Beiträge in der Volkswirtschaftlichen Diskussionsreihe seit 1991

Im Jahr 1991 erschienen:

Beitrag Nr. 50:	Manfred Stadler	Determinanten der Innovationsaktivitäten in oligopolistischen Märkten
Beitrag Nr. 51:	Uwe Cantner Horst Hanusch	On the Renaissance of Schumpeterian Economics
Beitrag Nr. 52:	Fritz Rahmeyer	Evolutorische Ökonomik, technischer Wandel und sektorales Produktivitätswachstum
Beitrag Nr. 53:	Uwe Cantner Horst Hanusch	The Transition of Planning Economies to Market Economies: Some Schumpeterian Ideas to Unveil a Great Puzzle
Beitrag Nr. 54:	Reinhard Blum	Theorie und Praxis des Übergangs zur marktwirtschaftlichen Ordnung in den ehemals sozialistischen Ländern
Beitrag Nr. 55:	Georg Licht	Individuelle Einkommensdynamik und Humankapitaleffekte nach Erwerbsunterbrechungen
Beitrag Nr. 56:	Thomas Kuhn	Zur theoretischen Fundierung des kommunalen Finanzbedarfs in Zuweisungssystemen
Beitrag Nr. 57:	Thomas Kuhn	Der kommunale Finanzausgleich - Vorbild für die neuen Bundesländer?
Beitrag Nr. 58:	Günter Lang	Faktorsubstitution in der Papierindustrie bei Einführung von Maschinen- und Energiesteuern
Beitrag Nr. 59:	Peter Welzel	Strategische Interaktion nationaler Handelspolitiken. Freies Spiel der Kräfte oder internationale Organisation?
Beitrag Nr. 60:	Alfred Greiner	A Dynamic Model of the Firm with Cyclical Innovations and Production: Towards a Schumpeterian Theory of the Firm
Beitrag Nr. 61:	Uwe Cantner Thomas Kuhn	Technischer Fortschritt in Bürokratien
Beitrag Nr. 62:	Klaus Deimer	Wohlfahrtsverbände und Selbsthilfe - Plädoyer für eine Kooperation bei der Leistungserstellung
Beitrag Nr. 63:	Günter Lang Peter Welzel	Budgetdefizite, Wahlzyklen und Geldpolitik: Empirische Ergebnisse für die Bundesrepublik Deutschland, 1962-1989
Beitrag Nr. 64:	Uwe Cantner Horst Hanusch	New Developments in the Economics of Technology and Innovation
Beitrag Nr. 65:	Georg Licht Viktor Steiner	Male-Female Wage Differentials, Labor Force Attachment, and Human-Capital Accumulation in Germany
Beitrag Nr. 66:	Heinz Lampert	The Development and the Present Situation of Social Policy in the Federal Republic of Germany (FRG) within the Social-Market-Economy
Beitrag Nr. 67:	Manfred Stadler	Marktkonzentration, Unsicherheit und Kapitalakkumulation

- Beitrag Nr. 68: Andrew J. Buck
Manfred Stadler R&D Activity in a Dynamic Factor Demand Model: A Panel Data Analysis of Small and Medium Size German Firms
- Beitrag Nr. 69: Karl Morasch Wahl von Kooperationsformen bei Moral Hazard

Im Jahr 1992 erschienen:

- Beitrag Nr. 70: Horst Hanusch
Uwe Cantner Thesen zur Systemtransformation als Schumpeterianischem Prozeß
- Beitrag Nr. 71: Peter Welzel Commitment by Delegation. Or: What's "Strategic" about Strategic Alliances?
- Beitrag Nr. 72: Friedrich Kugler
Horst Hanusch Theorie spekulativer Blasen: Rationaler Erwartungswertansatz versus Ansatz der Quartischen-Modalwert-Erwartungen
- Beitrag Nr. 73: Uwe Cantner Product and Process Innovations in a Three-Country-Model of International Trade Theory - A Ricardian Analysis
- Beitrag Nr. 74: Alfred Greiner
Horst Hanusch A Dynamic Model of the Firm Including Keynesian and Schumpeterian Elements
- Beitrag Nr. 75: Manfred Stadler Unvollkommener Wettbewerb, Innovationen und endogenes Wachstum
- Beitrag Nr. 76: Günter Lang Faktorproduktivität in der Landwirtschaft und EG-Agrarreform
- Beitrag Nr. 77: Friedrich Kugler
Horst Hanusch Psychologie des Aktienmarktes in dynamischer Betrachtung: Entstehung und Zusammenbruch spekulativer Blasen
- Beitrag Nr. 78: Manfred Stadler The Role of Information Structure in Dynamic Games of Knowledge Accumulation
- Beitrag Nr. 79: Gebhard Flaig
Manfred Stadler Success Breeds Success. The Dynamics of the Innovation Process
- Beitrag Nr. 80: Horst Hanusch
Uwe Cantner New Developments in the Theory of Innovation and Technological Change - Consequences for Technology Policies
- Beitrag Nr. 81: Thomas Kuhn Regressive Effekte im Finanzausgleich
- Beitrag Nr. 82: Peter Welzel Oligopolistic Tragedies. National Governments and the Exploitation of International Common Property

Bisher im Jahr 1993 erschienen:

- Beitrag Nr. 83: Manfred Stadler Innovation, Growth, and Unemployment. A Dynamic Model of Creative Destruction
- Beitrag Nr. 84: Alfred Greiner
Horst Hanusch Cyclic Product Innovation or: A Simple Model of the Product Life Cycle
- Beitrag Nr. 85: Peter Welzel Zur zeitlichen Kausalität von öffentlichen Einnahmen und Ausgaben. Empirische Ergebnisse für Bund, Länder und Gemeinden in der Bundesrepublik Deutschland
- Beitrag Nr. 86: Gebhard Flaig
Manfred Stadler Dynamische Spillovers und Heterogenität im Innovationsprozeß. Eine mikroökonomische Analyse

Beitrag Nr. 87:	Manfred Stadler	Die Modellierung des Innovationsprozesses. Ein integrativer Mikro-Makro-Ansatz
Beitrag Nr. 88:	Christian Boucke Uwe Cantner Horst Hanusch	Networks as a Technology Policy Device - The Case of the "Wissenschaftsstadt Ulm"
Beitrag Nr. 89:	Alfred Greiner Friedrich Kugler	A Note on Competition Among Techniques in the Presence of Increasing Returns to Scale
Beitrag Nr. 90:	Fritz Rahmeyer	Konzepte privater und staatlicher Innovationsförderung
Beitrag Nr. 91:	Peter Welzel	Causality and Sustainability of Federal Fiscal Policy in the United States
Beitrag Nr. 92:	Friedrich Kugler Horst Hanusch	Stock Market Dynamics: A Psycho-Economic Approach to Speculative Bubbles
Beitrag Nr. 93:	Günter Lang	Neuordnung der energierechtlichen Rahmenbedingungen und Kommunalisierung der Elektrizitätsversorgung
Beitrag Nr. 94:	Alfred Greiner	A Note on the Boundedness of the Variables in Two Sector Models of Optimal Economic Growth with Learning by Doing
Beitrag Nr. 95:	Karl Morasch	Mehr Wettbewerb durch strategische Allianzen?
Beitrag Nr. 96:	Thomas Kuhn	Finanzausgleich im vereinten Deutschland: Desintegration durch regressive Effekte
Beitrag Nr. 97:	Thomas Kuhn	Zentralität und Effizienz der regionalen Güterallokation
Beitrag Nr. 98:	Wolfgang Becker	Universitärer Wissenstransfer und seine Bedeutung als regionaler Wirtschafts- bzw. Standortfaktor am Beispiel der Universität Augsburg
Beitrag Nr. 99:	Ekkehard von Knorring	Das Umweltproblem als externer Effekt? Kritische Fragen zu einem Paradigma -
Beitrag Nr. 100:	Ekkehard von Knorring	Systemanalytischer Traktat zur Umweltproblematik
Beitrag Nr. 101:	Gebhard Flaig Manfred Stadler	On the Dynamics of Product and Process Innovations A Bivariate Random Effects Probit Model
Beitrag Nr. 102:	Gebhard Flaig Horst Rottmann	Dynamische Interaktionen zwischen Innovationsplanung und -realisation
Beitrag Nr. 103:	Thomas Kuhn Andrea Maurer	Ökonomische Theorie der Zeit
Beitrag Nr. 104:	Alfred Greiner Horst Hanusch	Schumpeter's Circular Flow, Learning by Doing and Cyclical Growth
Beitrag Nr. 105:	Uwe Cantner Thomas Kuhn	A Note on Technical Progress in Regulated Firms
Beitrag Nr. 106:	Jean Bernard Uwe Cantner Georg Westermann	Technological Leadership and Variety A Data Envelopment Analysis for the French Machinery Industry
Beitrag Nr. 107:	Horst Hanusch Marcus Ruf	Technologische Förderung durch Staatsaufträge Das Beispiel Informationstechnik

Im Jahr 1994 erschienen:

- | | | |
|------------------|--|---|
| Beitrag Nr. 108: | Manfred Stadler | Geographical Spillovers and Regional Quality Ladders |
| Beitrag Nr. 109: | Günter Lang
Peter Welzel | Skalenerträge und Verbundvorteile im Bankensektor.
Empirische Bestimmung für die bayerischen Genossenschaftsbanken |
| Beitrag Nr. 110: | Peter Welzel | Strategic Trade Policy with Internationally Owned Firms |
| Beitrag Nr. 111: | Wolfgang Becker | Lebensstilbezogene Wohnungspolitik - Milieuschutz-
satzungen zur Sicherung preiswerten Wohnraumes |
| Beitrag Nr. 112: | Alfred Greiner
Horst Hanusch | Endogenous Growth Cycles - Arrow's Learning by
Doing |
| Beitrag Nr. 113: | Hans Jürgen Ramser
Manfred Stadler | Kreditmärkte und Innovationsaktivität |
| Beitrag Nr. 114: | Uwe Cantner
Horst Hanusch
Georg Westermann | Die DEA-Effizienz öffentlicher Stromversorger
Ein Beitrag zur Deregulierungsdiskussion |
| Beitrag Nr. 115: | Uwe Canter
Thomas Kuhn | Optimal Regulation of Technical Progress
In Natural Monopolies with Incomplete Information |
| Beitrag Nr. 116: | Horst Rottman | Neo-Schumpeter-Hypothesen und Spillovers im
Innovationsprozeß - Eine empirische Untersuchung |
| Beitrag Nr. 117: | Günter Lang
Peter Welzel | Efficiency and Technical Progress in Banking.
Empirical Results for a Panel of German Co-operative
Banks |
| Beitrag Nr. 118: | Günter Lang
Peter Welzel | Strukturschwäche oder X-Ineffizienz? Cost-Frontier-
Analyse der bayerischen Genossenschaftsbanken |
| Beitrag Nr. 119: | Friedrich Kugler
Horst Hanusch | Preisbildung und interaktive Erwartungsaggregation |
| Beitrag Nr. 120: | Uwe Cantner
Horst Hanusch
Georg Westermann | Detecting Technological Performances and Variety
An Empirical Approach to Technological Efficiency and
Dynamics |
| Beitrag Nr. 121: | Jean Bernard
Uew Cantner
Horst Hanusch | Technology and Efficiency Patterns
A Comparative Study on Selected Sectors from the
French and German Industry |