

Ripp, Kristina; Schulze, Peter M.

Working Paper

Konsum und Vermögen: Eine quantitative Analyse für Deutschland

Arbeitspapier, No. 29

Provided in Cooperation with:

Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie

Suggested Citation: Ripp, Kristina; Schulze, Peter M. (2004) : Konsum und Vermögen: Eine quantitative Analyse für Deutschland, Arbeitspapier, No. 29, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/22307>

Standard-Nutzungsbedingungen:

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

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

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

Terms of use:

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

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

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

Konsum und Vermögen
- Eine quantitative Analyse für Deutschland -

Kristina Ripp / Peter M. Schulze

Arbeitspapier Nr. 29 (August 2004)

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

D 55099 Mainz

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

© 2004 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz
ISSN Nr. 1430 - 2136

Konsum und Vermögen
- Eine quantitative Analyse für Deutschland -

Kristina Ripp/Peter M. Schulze

Gliederung

1 Einleitung	4
2 Konsum- und Vermögenshypothesen	4
3 Datenlage	6
4 Statische Analyse	8
5 Dynamische Analyse	12
6 Fazit	23
Anhang	I
Literatur	XI

Zusammenfassung

Die Studie folgt der Lebenszyklushypothese nach Modigliani und untersucht die Einflüsse von privatem Einkommen und Vermögen auf den privaten Konsum. Es werden Daten für das wiedervereinigte Deutschland von 1991 bis 2002 verwendet. Die Ergebnisse der linearen Regressionen zeigen eine starke positive Abhängigkeit des Konsums vom Einkommen. Die in der Literatur dargestellte Beziehung mit dem Vermögen kann jedoch nicht bestätigt werden. Die Analyse mit Fehlerkorrekturmodellen führt allerdings zu modifizierten Ergebnissen. Zunächst wird die Existenz von nichtsaisonalen Einheitswurzeln bestätigt, die von saisonalen jedoch abgelehnt, sodaß dann die Schätzung den Einfluß beider Variablen auf den Konsum nachweist.

Summary

The study follows Modiglianis „Life Cycle Hypothesis“ and surveys the influence of private income and wealth to private consumption. Dealing with data for the unified Germany from 1991 to 2002 linear regressions indicate a strong positive relationship between consumption and income. The dependency from wealth, which is presented in the literature, cannot be confirmed. Analysis with error-correction-models leads to a different result. First evidence is found for nonseasonally, but not for seasonally integrated relations: This estimation shows the influence of both variables, income and wealth, on consumption.

1 Einleitung

Die vorliegende Arbeit analysiert den Einfluss von Einkommen und Vermögen auf die Höhe des Konsums in Deutschland (Kapitel 2). Dabei wird zunächst die Lebenszyklushypothese von Modigliani vorgestellt und mit Fokus auf die empirischen Untersuchungen der Begriff Vermögen definiert. Es folgt in Kapitel 3 ein bewertender Überblick zum Datenangebot und den zur Schätzung verwendeten Zeitreihen.

Im empirischen Teil der Arbeit (Kapitel 4 und 5) wird, ausgehend von diesen Vorüberlegungen, mit linearen Regressions- und Fehlerkorrekturmodellen untersucht, ob sich Einflüsse des Einkommens, des Vermögens und verschiedener Vermögenskomponenten auf den Konsum nachweisen lassen. Die Ergebnisse werden - soweit möglich - mit Studien von Hassler (2001), Byrne/Davis (2003), Bohl (1996) und Reimers (1997) verglichen. Abschließend werden die (Kapitel 6) Schätzergebnisse zusammengefasst und im gesamtwirtschaftlichen Kontext interpretiert.

2 Konsum- und Vermögenshypothesen

Die absolute Einkommenshypothese von Keynes unterstellt die alleinige Abhängigkeit des privaten realen Konsums vom privaten realen laufenden Einkommen der Wirtschaftssubjekte. Nach Mankiw [(2003) 500-502] bestätigen frühe empirische Untersuchungen mit kurzen Zeitreihen und Querschnittsdaten zunächst diese Annahme. Berechnungen mit längeren Zeitreihen deuten jedoch, nicht wie von Keynes' unterstellt, auf eine abnehmende, sondern auf eine konstante durchschnittliche Konsumneigung hin. Diese Teilbeobachtungen scheinen auf die Existenz einer kurz- und einer langfristigen Konsumfunktion hinzuweisen. Die Lebenszyklushypothese von Modigliani beseitigt diesen Widerspruch. Er postuliert eine lineare Abhängigkeit des Konsums vom Normaleinkommen und vom Vermögen der Wirtschaftssubjekte. Das Normaleinkommen ersetzt das laufende Einkommen und berücksichtigt alle Erwartungen auch für die Zukunft. Modigliani betrachtet dabei besonders die restliche Lebensdauer des Konsumenten. Es wird unterstellt, dass die Konsumenten, um das Konsumniveau konstant zu halten, systematische, im Lebenszyklus auftretende Variationen des Einkommens durch Vermögensauf- und -abbau ausgleichen. Bei der Betrachtung von Querschnittsanalysen oder kurzen Zeiträumen sollte die durchschnittliche Konsumquote bei Wirtschaftssubjekten mit hohem Einkommen niedrig sein, da sich das Vermögen nicht proportional zum Einkommen ändert. Über längere Zeiträume hinweg

wachsen Einkommen und Vermögen proportional, so dass sich eine konstante durchschnittliche Konsumquote ergibt.

Unter den Annahmen eines positiven Zinssatzes, eines gleichmäßig wachsenden Einkommens und einer als konstant unterstellten Bevölkerungsstruktur ergibt sich folgende lineare Konsumfunktion:

$$C = \alpha W + \beta Y \quad (1)$$

C ist dabei der Konsum, Y steht für das Arbeitseinkommen [vgl. Ehlgen (1994) 8] und W ist das Vermögen der Wirtschaftssubjekte. Die Koeffizienten beschreiben die marginale Konsumneigung aus Vermögen (α) beziehungsweise die marginale Konsumneigung aus Einkommen (β).

Für den Begriff „Vermögen“ existiert in der Literatur keine allgemeingültige Definition. Sie wird nach Art und Zweck der Betrachtung gewählt. Bei den späteren empirischen Untersuchungen zur Lebenszyklushypothese werden dem Vermögen zugerechnete Werte als Bestandsgrößen (in Geldeinheit pro Stichtag gemessen) charakterisiert, was sie gegen Stromgrößen (in Geldeinheit je Zeitraum gemessen), wie das Einkommen oder den Konsum abgrenzt [zum Vermögensbegriff und seiner Untergliederung im Einzelnen vgl. z.B. Claupein (1990) 18-20, 79 und Fachinger (1998) 7-10]. Die vorliegende Analyse folgt einem engen, materiellen Vermögensbegriff, und die verwendeten Zeitreihen stammen aus Vermögensrechnungen, in die nur Wirtschaftsgüter aufgenommen werden. Diese materiellen Vermögenswerte lassen sich beispielsweise in Sach- oder Geldvermögen der privaten Haushalte unterteilen.

Vermögen wird im Wesentlichen durch Sparen gebildet, also durch den Verzicht auf Teile des Einkommens für den Konsum. Zudem erhöht es sich durch Wertsteigerungen und Übertragungen. Nach Braun [(2000) 31-35] ändern sich die Motivationen zur Vermögensbildung einzelner Wirtschaftssubjekte mit dem Lebensalter und der Lebenssituation. Seiner Argumentation folgend kann zwischen Rendite-, Vorsichts- und Vorsorgemotiven unterschieden werden. Die Annahme der Lebenszyklushypothese, dass alle Wirtschaftssubjekte ihr Vermögen bis zum Lebensende zur Konsumglättung wieder aufbrauchen, kann dabei in der Realität nicht aufrecht erhalten werden. Nach Mankiw [(2003) 517] bauen ältere Personen ihr Vermögen langsamer ab als angenommen.

3 Datenlage

3.1 Datenquellen

Detaillierte makroökonomische Zeitreihen zum privaten Konsum und Einkommen in Deutschland stellt das Statistische Bundesamt in den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen zur Verfügung. In Deutschland existieren unterschiedliche Datenquellen, die das Vermögen der privaten Haushalte erfassen. Dazu zählen das Sozio-ökonomische Panel des Deutschen Instituts für Wirtschaftsforschung (DIW), die Vermögenssteuerstatistik, die Einkommens- und Verbrauchsstichproben des Statistischen Bundesamtes und die Finanzierungsrechnung der Deutschen Bundesbank. Hinsichtlich ihrer Aussagekraft für empirische Analysen sind sie jedoch sehr unterschiedlich zu bewerten und werden daher im Folgenden kurz vorgestellt.

Die Daten aus dem Sozio-ökonomischen Panel des DIW sind für Analysen des Gesamtvermögens unbrauchbar, da nur die Verbreitung verschiedener Geldvermögenskomponenten erfasst, ihre Höhe jedoch außer acht gelassen wird. Nur eine einmalige Sonderbefragung von 1988 hält u.a. das Geldvermögen fest [Fachinger (1998) 17-18].

Da zum 01.01.1997 die Vermögenssteuerpflicht abgeschafft wurde, erfasst die bis dahin in dreijährigem Abstand veröffentlichte Vermögenssteuerstatistik 1995 zum letzten Mal detaillierte Angaben zum Gesamtvermögen aller Vermögenssteuerpflichtigen. Es ist zu beachten, dass die für steuerliche Zwecke ermittelten Vermögenswerte durch verschiedene Bewertungsansätze nicht immer den aktuellen Werten entsprechen [ausführliche Erläuterungen bei Gruber (1998) 69].

Die Einkommens- und Verbrauchsstichprobe erfasst Haushalte mit einem mittleren Einkommen und Vermögen relativ gut, die niedrigen oder hohen Einkommen sind jedoch unterrepräsentiert. Dadurch ist eine Hochrechnung auf die Gesamtheit der privaten Haushalte nicht möglich [ausführliche Erläuterungen bei Gruber (1998) 70-71].

Die Finanzierungsrechnung ist ein Bestandteil der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung. Sie bildet die Finanztransaktionen einer Volkswirtschaft ab und stellt das finanzielle Verhalten und die Entwicklung der Geldvermögensbildung sowohl von Unternehmen und Staat als auch von privaten Haushalten dar. Die Berechnung der Daten erfolgt indirekt und stützt sich u.a. auf die monatliche Bankenstatistik [Deutsche Bundesbank (2003) 14].

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen vierteljährliche Zeitreihen des Einkommens und des Konsums für eine empirische Untersuchung der Lebenszyklushypothese verfügbar und zugänglich sind. Beim Vermögen stellt die Beschaffung von aussagekräftigen Zeitreihen ein generelles Problem dar. Gründe hierfür liegen nicht nur in den zum Teil mehrjährigen Abständen zwischen den Erhebungen, sondern auch in der Nichtverallgemeinerbarkeit der Ergebnisse durch die verwendeten Erhebungsmethoden. Diese folgt sowohl aus der Nichterfassung verschiedener Vermögensbestandteile als auch durch die nicht repräsentative Abbildung verschiedener Einkommensklassen. Zusätzlich verzerren in diesem Bereich Befragungs- und Antwortfehler besonders stark die Zahlen. Die Befragten sind oft nicht bereit, wahrheitsgemäße Aussagen zu ihrem Vermögen gegenüber staatlichen Institutionen zu machen. Durch die Bankenstatistik können diese Fehler in der Geldvermögenserfassung der Finanzierungsrechnung allerdings beseitigt werden, da sie anhand der Angaben der auskunftspflichtigen Banken erstellt werden.

3.2 Verwendete Daten

Bei der empirischen Überprüfung der Lebenszyklushypothese wird mit logarithmierten Größen gearbeitet. Die Arbeit folgt damit dem Vorgehen von Byrne/Davis (2003), Hassler (1999), Reimers (1997) und Bohl (1996). Logarithmieren mindert erfahrungsgemäß die Gefahr von Heteroskedastie, da die Zeitreihen von Konsum, Einkommen und Vermögen eher loglinear als linear im Niveau sind [Ludvigson/Steindel (1999) 38]. Alle Daten liegen in Milliarden Euro vor, sind auf Basis der Preise von 1995 bereinigt und umfassen den Zeitraum 1991 bis 2002 für Gesamtdeutschland.

In Kapitel 4 werden zunächst für die statischen Analysen Jahresdaten verwendet, da keine detaillierteren Datensätze für alle Vermögenskomponenten zur Verfügung stehen. Die Zeitreihen für Konsum und Einkommen stammen aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes und die Daten für das Rein-, Geld- und Sachvermögen aus der Finanzierungsrechnung der Deutschen Bundesbank. Der Umfang der vorliegenden 12 Datenpunkte ist für eine aussagekräftige Regression recht kurz, weshalb die Ergebnisse nur als erste Anhaltspunkte für die Beziehungen zwischen den Variablen anzusehen sind.

Zur Schätzung des Fehlerkorrekturmodells in Kapitel 5 werden Daten vom 1. Quartal 1991 bis zum 4. Quartal 2002 verwendet. Für den Konsum und das Einkommen sind diese

saisonbereinigt aus der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung des Statistischen Bundesamtes entnommen. Die Zeitreihen für das Geldvermögen und dessen Einzelkomponenten, das Sichtgeld-, Termingeld-, Spar-, und Depotvermögen der Deutschen Haushalte stammen aus der Finanzierungsrechnung der Deutschen Bundesbank. Die vorliegenden 48 Datenpunkte stellen bezüglich des Stichprobenumfangs - für diese Art der Analyse - eine untere Grenze für Tests und Schätzung dar. Zur Überprüfung der Zeitreihen auf saisonale Einheitswurzeln mit dem HEGY-Test werden dieselben Zeitreihen, allerdings saisonunbereinigt, verwendet.

4 Statische Analyse

4.1 Aggregierte Betrachtung

Nach der Lebenszyklushypothese von Modigliani wird die Höhe der privaten Nachfrage (C_t) durch das Vermögen (W_t) und das Einkommen (Y_t) der Haushalte determiniert. Es ergibt sich folgende, mit der KQ-Methode geschätzte Gleichung:

$$\begin{aligned}
 C_t &= \alpha W_t + \beta Y_t + \varepsilon_t, \\
 \hat{C}_t &= 0,185 W_t + 0,688 Y_t & R^2 = 0,999 \\
 & \quad (0,206) \quad (0,009)
 \end{aligned} \tag{2}$$

Der Determinationskoeffizient (R^2) ist mit 0,99 sehr hoch. Die positiven Vorzeichen der Koeffizienten entsprechen den Erwartungen im Modell. Höheres Einkommen und ein größeres Vermögen sollten den Konsum steigern. Die Werte in Klammern sind die zu den Koeffizienten gehörenden p-values. [Bei Testentscheidungen wird hier und im Folgenden eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% unterstellt.] Demnach hat in der obigen Schätzung das Vermögen - im Gegensatz zum Einkommen - keinen Einfluss auf die Konsumhöhe.

Die statistische Aussagekraft der Schätzung ist abhängig von der Gültigkeit der an das klassische Regressionsmodell gebundenen Annahmen. Diese stellen sicher, dass die Kleinst-Quadrat-Methode effiziente, konsistente und erwartungstreue Schätzer liefert. Deshalb ist die Gültigkeit dieser Annahmen zu überprüfen. Die geforderte Normalverteilung der ε_t kann mit dem Jarque-Bera-Test beurteilt werden. Der berechnete Jarque-Bera-Wert (JB-Wert) von 1,251 besitzt hier ein p-value von 0,534, und damit kann von normalverteilten Restwerten ausgegangen werden. Die Annahme der Homoskedastie der ε_t lässt sich z.B. mit dem ARCH-

Test prüfen. Sowohl mit einem, als auch mit zwei Lags kann durch die berechneten Werte von 1,865 und 3,319 bei den dazugehörigen p-values von 0,172 und 0,190 die Annahme von Homoskedastie nicht abgelehnt werden.

Autokorrelation lässt sich hier mit dem LM-Test von Breusch-Godfrey testen. In den ε_t der Schätzung (2) liegt, bei LM-Werten von 6,101 und 6,407 mit p-values von 0,013 und 0,040 bei einem bzw. zwei Lags, Autokorrelation vor. Das Ergebnis wird durch den Ljung-Box-Test (Q*-Test) bestätigt, dessen berechneter Wert von 11,495 bei zwei Verzögerungen und einem p-value von 0,003 ebenfalls Autokorrelation in den Residuen anzeigt. Autokorrelation führt dazu, dass die p-values zur Prüfung der Signifikanz der Koeffizienten zu niedrig berechnet werden und damit „zu oft“ von einem signifikanten Einfluss ausgegangen wird.

Das sehr große R^2 , in Verbindung mit der vorliegenden Autokorrelation, könnte auf eine Scheinregression (spurious regression) hinweisen. Hinweise auf Multikollinearität liefern deskriptive Indikatoren. So gilt ein Varianzinflationsfaktor (VIF) von größer Zehn als Hinweis auf Multikollinearität, weshalb dies hier bei einem VIF von 193,956 zu vermuten ist. Die vorliegende Schätzung lässt somit keine Aussage über Wirkungen von Einkommen und Vermögen auf den Konsum zu. [In Anhang S. I, sind die Schätzergebnisse noch einmal zusammengefasst. Im Folgenden werden aus Platzgründen nicht alle Schätz- und Testergebnisse im Anhang dokumentiert.]

Bereits Ando und Modigliani weisen darauf hin, dass die empirische Überprüfung der Lebenszyklushypothese, aufgrund von Korrelationen, Multikollinearität und Heteroskedastie, verursacht durch die gemeinsame konjunkturabhängige Entwicklung der verwendeten Daten, problematisch ist [Ando/Modigliani (1963) 62]. Sie arbeiten daher mit den ersten Differenzen, wodurch das Auftreten von Korrelation und Multikollinearität vermieden werden kann, da der Trend aus den Daten entfernt wird. Bei der Bildung der ersten Differenzen einer Zeitreihe x_t wird der Δ -Operator verwendet:

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}.$$

Eine Schätzung von Gleichung (1) mit differenzierten Daten ergibt:

$$\Delta \hat{C}_t = 0,165 \Delta W_t + 0,770 \Delta Y_t \quad (3)$$

(0,275) (0,003) $R^2 = 0,824$

Die berechneten Werte der LM- wie auch des Q*-Tests deuten auf unkorrelierte ε_t hin. Ein Hinweis auf Multikollinearität liegt nicht vor. Es können auch keine anderen Annahmeverletzungen festgestellt werden [Testergebnisse Anhang S. I]. Allerdings sollte der kleine Stichprobenumfang bei der Einschätzung der Verlässlichkeit der Ergebnisse berücksichtigt werden.

Das R^2 dieser Schätzung ist mit 0,824 niedriger als in Schätzung (2), aber immer noch gut. Das Vermögen besitzt wiederum keinen signifikanten Einfluss auf den Konsum. Damit ist nur das Einkommen der privaten Haushalte ausschlaggebend für die Höhe des Konsums. Die Lebenszyklushypothese nach Modigliani, die eine Abhängigkeit vom Vermögen postuliert, kann empirisch damit zunächst nicht bestätigt werden.

Um die Stärke der Abhängigkeit vom Einkommen festzustellen, wird eine Neuspezifikation ohne das Vermögen als erklärende Variable vorgenommen. Wegen des gemeinsamen Trends werden wiederum differenzierte Variablen betrachtet:

$$\Delta \hat{C}_t = 0,919 \Delta Y_t \quad (4)$$

(0,000) $R^2 = 0,798$

Es können keine Annahmeverletzungen festgestellt werden [Testergebnisse im Anhang S. II]. Der Regressor hat einen signifikanten Einfluss. Die Elastizität des Einkommens ist 0,919, das heißt, jede Geldeinheit, die den Haushalten an Einkommen mehr zur Verfügung steht, wird zu 91,9 Prozent zum direkten Konsum verwendet, während 8,9 Prozent gespart werden.

4.2 Disaggregierte Betrachtung

Byrne und Davis [(2003) 198] gehen davon aus, dass liquides und illiquides Vermögen unterschiedlich starke Einflüsse auf den Konsum ausüben. Das Sachvermögen kann das Sicherheitsbedürfnis des Konsumenten bei Käufen, die schnelle Verfügbarkeit des Geldvermögens kann spontane Nachfragewünsche befriedigen. Es beschreibt aber auch die

Liquiditätsbeschränkung, der sich Konsumenten gegenübersehen [Reimers (1997) 205]. Um festzustellen, ob Teile des Vermögens privater Haushalte als weitere Determinanten neben dem Einkommen einen Erklärungsgehalt besitzen, wird das bisher betrachtete Reinvermögen disaggregiert. Wegen des bestehenden gemeinsamen Trends der Zeitreihen wird mit differenzierten Größen gearbeitet.

Die Schätzung des Konsums (C_t) in Abhängigkeit von Einkommen (Y_t), Geld- (G_t) und Sachvermögen (Sa_t) (beide Zeitreihen sind nicht um die Schulden bereinigt) ergibt:

$$\Delta \hat{C}_t = 0,278 \Delta G_t + 0,612 \Delta Sa_t + 0,819 \Delta Y_t \quad R^2 = 0,858 \quad (5)$$

(0,247) (0,146) (0,002)

Bei einem JB-Wert von 11,740 mit einem p-value von 0,002 ist von nicht normalverteilten Residuen auszugehen. Da t- und F-Tests nun nur noch asymptotisch gültig sind, führen im endlichen Stichprobenfall diese Tests eher zur Beibehaltung der Nullhypothese. Weitere Annahmeverletzungen liegen nicht vor [Testergebnisse Anhang S. II].

Wieder ist der Gesamterklärungsgehalt mit 0,858 hoch, wird aber im Wesentlichen durch das Einkommen bewirkt. Sowohl Geld- als auch Sachvermögen haben keinen signifikanten Einfluss. Auch bei der disaggregierten Betrachtung der Vermögenskomponenten kann die vorliegende Schätzung die Annahmen der Lebenszyklushypothese nicht bestätigen.

Bisher wurde bei den Schätzungen der Theorie der Lebenszyklushypothese folgend kein Absolutglied berücksichtigt. Das Vermögen als Bestandsgröße übernimmt dessen Funktion. Die Konsumtheorie nach Keynes hingegen sieht die Aufnahme eines Absolutglieds vor. Es soll den autonomen Konsum bei einem Einkommen von Null abbilden. Zur Überprüfung, welche Annahme von den Daten gestützt wird, werden die Schätzungen (2) bis (5) noch einmal mit Absolutglied durchgeführt. Dabei zeigt sich, dass in allen Spezifikationen sich das Absolutglied als nicht signifikant erweist. Beim Vergleich der Koeffizienten zwischen den Schätzungen ohne und mit Absolutglied ergeben sich keine Unterschiede in Bezug auf die Signifikanz. Außer vorliegender Multikollinearität können keine Annahmeverletzungen festgestellt werden. Diese Ergebnisse widersprechen der absoluten Einkommenshypothese und stützen die Aussage der Lebenszyklushypothese.

4.3 Zusammenfassung der Schätzergebnisse

Die bisherigen quantitativen Untersuchungen konnten die Annahmen der Lebenszyklushypothese von Modigliani nur teilweise bestätigen. Das Einkommen der Haushalte besitzt in allen Schätzungen einen signifikanten Erklärungsgehalt, und die Aufnahme eines Absolutgliedes erweist sich als nicht nötig. Ein Einfluss des Gesamtvermögens oder der Komponenten Geld- und Sachvermögen sind mit diesem einfachen Ansatz aber nicht nachzuweisen. In der Literatur finden sich für diese Vorgehensweise keine vergleichbaren Ergebnisse. Bei den hier durchgeführten Schätzungen für Deutschland, die das gesamte Vermögen der Privathaushalte berücksichtigen, muss beachtet werden, dass die zur Verfügung stehenden Zeitreihen mit 12 Datenpunkten sehr kurz sind. Gesamtvermögenszeitreihen, die vor der Wiedervereinigung beginnen, existieren nicht. Die bisher durchgeführten Untersuchungen können daher nur Anhaltspunkte bei der empirischen Überprüfung der Lebenszyklushypothese nach Modigliani sein, sie lassen aber keine grundsätzlichen Aussagen zu.

5 Dynamische Analyse

5.1 Kointegrationsansatz bei aggregierter Betrachtung

Die im vorherigen Kapitel vorgenommene Differenzenbildung entfernt den Trend aus den Daten. Dies kann Multikollinearität reduzieren und Scheinregressionen entgegen wirken. Dabei wurden stochastische Trends und ein Integrationsgrad der Zeitreihen von Eins unterstellt, um sie zu stationarisieren. Dadurch geht allerdings ein Teil der in den Niveaugrößen enthaltenen Informationen verloren. Eine Möglichkeit, die sowohl die Informationen der Originalzeitreihen nutzt, die Gefahr einer spurious regression jedoch ausschließt, stellt der Kointegrationsansatz von Engle und Granger dar. Hier wird unterstellt, dass ökonomische Systeme sich von einem Ungleichgewicht im Zeitablauf auf einen Gleichgewichtszustand hinbewegen, diesen aber durch Schock bedingte Abweichungen nicht erreichen.

Im Zweivariablenfall kann folgendes einfache Fehlerkorrekturmodell nach dem Zweistufigen Engle-Granger-Ansatz mit der KQ-Methode geschätzt werden:

$$\Delta X_t = \mu + v\Delta X_{t-1} + \beta\Delta Y_{t-1} + \gamma(X_{t-1} - bY_{t-1}) + \omega_t \quad (10)$$

Der Koeffizient γ beim Fehlerkorrekturterm $(X_{t-1} - bY_{t-1})$ beschreibt dabei die Rückbildung des Gleichgewichtsfehlers, während die Koeffizienten ν und β die kurzfristigen Anpassungen aus der Vorperiode abbilden. Um die Beziehungen zwischen Konsum, Einkommen und Vermögen durch ein Fehlerkorrekturmodell, das sowohl den langfristigen Verlauf der Zeitreihen als auch die Kurzfrisdynamik berücksichtigt, beschreiben zu können, müssen zunächst die vorliegenden Trendeigenschaften der Zeitreihen untersucht werden. Sind diese integriert vom Grad Eins, werden sie auf ihre Kointegrationseigenschaften hin überprüft. Liegen kointegrierte Größen vor, wird ein Fehlerkorrekturmodell spezifiziert.

5.1.1 Tests auf Integration

Eine Prüfmöglichkeit, zwischen differenz- und trendstationären Prozessen zu unterscheiden, ist der Dickey-Fuller-Test (DF-Test). Da die 12 Datenpunkte der statischen Analyse für diese Untersuchung nicht ausreichen, werden zunächst saisonbereinigte vierteljährliche Zeitreihen vom 1. Quartal 1991 bis zum 4. Quartal 2002 verwendet. Für das Sachvermögen existiert eine solche Zeitreihe nicht. Nach Braun [(2000), 34] spiegelt sich das Vorsorgemotiv der Haushalte für eine Glättung des Konsums auch im Rentenalter vor allem in einer Erhöhung der Geldhaltung wider. Daher wird hier das Geldvermögen als brauchbare Approximation für das Vermögen insgesamt angesehen.

Der DF-Test überprüft, ob die Zeitreihen eine Einheitswurzel besitzen und damit einem differenzstationären Prozess folgen. Dazu sind die folgenden Gleichungen zu modellieren:

$$\Delta X_t = \mu + \alpha t + \gamma X_{t-1} + \sum_{j=1}^K \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (11a)$$

$$\Delta X_t = \mu + \gamma X_{t-1} + \sum_{j=1}^K \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (11b)$$

$$\Delta X_t = \gamma X_{t-1} + \sum_{j=1}^K \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (11c)$$

Eventuelle Autokorrelation in den Residuen beseitigt die Aufnahme von Termen der Form

$\sum_{j=1}^K \beta_j \Delta X_{t-j}$ in die Regressionsgleichungen, so dass die ε_t einem reinen Zufallsprozess

folgen. Um die „richtige“ Lag-Länge zu bestimmen, wird in den nachfolgenden Untersuchungen die Anzahl der Lags durch Überprüfung der Schätzungen auf Autokorrelation mit dem LM-Test und dem Q*-Test bestimmt. Die in diesem Zusammenhang oft benutzten Informationskriterien nach Akaike (AIC) und Schwarz (BIC) zeigen hier die Aufnahme von nicht erforderlichen Termen zur Beseitigung der Autokorrelation an. Bei zu vielen Verzögerungen wird zu häufig das Vorhandensein einer Einheitswurzel signalisiert [Eckey/Kosfeld/Dreger (2001) 234].

Ist $\gamma = 0$, liegt eine Einheitswurzel vor, und die Zeitreihe ist differenzstationär. Für den Fall $\gamma < 0$ ist die Zeitreihe stationär. Zur Prüfung wurden die folgenden Teststatistiken verwendet:

$$\tau_{(.)} = \frac{\hat{\gamma}}{s\hat{\gamma}}, \quad (12)$$

$$\phi_i = \frac{(SSE_r - SSE_u)/r}{SSE_u/(N - m)}. \quad (13)$$

Der τ -Test wird als linksseitiger Test angewendet. Zum Vergleich von zwei Gleichungen wird der ϕ -Test benutzt, der rechtsseitig testet, ob die Daten durch das restringierte Modell [z.B. Gleichung (11b)] oder als Alternativhypothese durch das unrestringierte Modell [Gleichung (11a)] beschrieben werden. N steht für die Anzahl der Beobachtungspunkte, m für die geschätzten Parameter der unrestringierten Gleichung und r für die Zahl der zu testenden Restriktionen.

Die vorliegende Zeitreihe des Konsums (C_t) ergibt nach dem Dickey-Fuller-Test:

$$\Delta \hat{C}_t =$$

Gleichung	Konstante	Trend	C_{t-1}	SSE
Gleichung (11a)	1,769 (2,867)	0,001 (2,622)	-0,328 (-2,859)	0,0033
Gleichung (11b)	0,198 (1,282)		-0,035 (-1,260)	0,0038
Gleichung (11c)			0,0006 (2,500)	0,0040

Die Werte in Klammern sind die berechneten t/τ -Werte. Bei der Überprüfung der Residuen konnte keine Autokorrelation festgestellt werden. Hierfür wurden mit dem LM-Test auf Autokorrelationen bis vierter Ordnung und mit dem Q*-Test auf höhere Ordnung bis zu einem Lag von elf getestet. Der DF-Test ergibt, dass eine Einheitswurzel vorliegt und somit von einem differenzstationären Prozess ausgegangen werden kann.

Nachdem festgestellt wurde, dass die Zeitreihe durch Differenzenbildung zu stationarisieren ist, muss bestimmt werden, von welchem Grad sie integriert ist, also wie viele Differenzen nötig sind. Dazu verwendet man noch einmal die Gleichungen nach Dickey und Fuller, testet jedoch in Gleichungen (11a) - (11c) die ersten Differenzen auf eine Einheitswurzel.

Für den Konsum folgt:

$$\Delta^2 \hat{C}_t =$$

Gleichung	Konstante	Trend	ΔC_{t-1}	SSE
Gleichung (11a)	0,005 (1,705)	-0,00005 (-0,531)	-1,234 (-8,683)	0,0034
Gleichung (11b)	0,003 (2,616)		-1,226 (-8,744)	0,0034
Gleichung (11c)			-1,097 (-7,862)	0,0040

Auch hier liegt beim DF-Test keine Autokorrelation in den Residuen vor. Die Berechnungen ergeben weiterhin, dass die ersten Differenzen keine Einheitswurzel besitzen und damit der

Konsum der privaten Haushalte integriert vom Grad Eins ist. [Die Berechnungen und Ergebnisse der τ -, ϕ -, LM- und Q*-Tests sind beispielhaft im Anhang S. III-IV dargestellt.]

Weiterhin müssen die Zeitreihen des Einkommens (Y_t) und des Vermögens (G_t) bezüglich der Einheitswurzelhypothese und gegebenenfalls auf ihren Integrationsgrad getestet werden. Auf die Angabe der Schätzer- und Testergebnisse im Einzelnen soll verzichtet werden. Insgesamt ist sowohl das Geldvermögen als auch Einkommen und Konsum der privaten Haushalte integriert vom Grad Eins. Im nächsten Schritt wird überprüft, ob die Zeitreihen kointegriert sind, also zu einem stabilen langfristigen Gleichgewicht tendieren.

5.1.2 Tests auf Kointegration

Die von Engle und Granger entwickelte Methode zum Test auf Kointegration prüft im einfachsten Fall, ob die aus einer Regression der Form:

$$x_{1t} = \eta x_{2t} + \varepsilon_t, \quad (14)$$

resultierenden ε_t integriert vom Grad Null sind und damit eine stabile Langfristbeziehung zwischen den Zeitreihen vorliegt. Dazu wird mit den Residuen aus Gleichung (14) die Gleichung (15)

$$\Delta e_t = \gamma e_{t-1} + \sum_{j=1}^K \delta_j \Delta e_{t-j} + \omega_t, \quad (15)$$

geschätzt und die Signifikanz des Koeffizienten γ mit dem ADF-Test auf Kointegration überprüft:

$$\tau_{K0} = \frac{\hat{\gamma}}{s_\gamma}. \quad (16)$$

Im Lebenszyklusmodell von Modigliani werden drei Variablen betrachtet. Für die Überprüfung auf Kointegration bedeutet das, dass nicht nur die Zeitreihen von Einkommen und Geldvermögen einzeln mit der Zeitreihe des Konsums kointegriert sein müssen, sondern

dass eine Linearkombination aus beiden existieren muss, die kointegriert mit der Zeitreihe des Konsums ist.

Die Überprüfung von Konsum und Einkommen nach Gleichung (15) und (16) ergibt:

$$\begin{aligned}\Delta \hat{\varepsilon}_t &= -0,636e_{t-1} - 0,023\Delta e_{t-1}, \\ \tau_{K_0} &= -3,786.\end{aligned}$$

Der kritische τ -Wert von -3,29 wird unterschritten. Damit sind die Restwerte integriert vom Grad Null, und es existiert eine stabile Langfristbeziehung zwischen den Zeitreihen. Analog dazu wird die Kointegration zwischen Konsum und Geldvermögen einerseits und der Linearkombination von Einkommen und Vermögen andererseits untersucht. In beiden Fällen erweist sich ε_t als $I(0)$ -Prozess.

5.1.3 Schätzung des Fehlerkorrekturmodells

Nachdem alle drei Zeitreihen integriert vom Grad Eins sind und eine Kointegrationsbeziehung festgestellt werden konnte, kann folgendes Fehlerkorrekturmodell geschätzt werden:

$$\begin{aligned}\Delta C_t &= \mu + \nu \Delta C_{t-1} + \delta \Delta G_{t-1} + \beta \Delta Y_{t-1} \\ &+ \gamma(C_{t-1} - aG_{t-1} - bY_{t-1}) + \omega_t\end{aligned}\tag{17}$$

Der Fehlerkorrekturterm $(C_{t-1} - aG_{t-1} - bY_{t-1})$ beschreibt die Rückbildung des Gleichgewichtsfehlers. Sein Koeffizient γ sollte ein negatives Vorzeichen aufweisen. Die Koeffizienten a und b beschreiben die langfristige Anpassung des Konsums an das geplante Niveau aus Geldvermögen beziehungsweise Einkommen, während ν , δ und β die kurzfristigen Anpassungen erfassen. Die KQ-Schätzung von (17) ergibt:

$$\begin{aligned}\Delta \hat{C}_t &= 0,004 - 0,492\Delta C_{t-1} + 0,180\Delta G_{t-1} + 0,015\Delta Y_{t-1} \\ &\quad (0,018) \quad (0,093) \quad (0,495) \quad (0,917) \\ &- 0,346(C_{t-1} - 0,258G_{t-1} - 0,662Y_{t-1}) \\ &\quad (0,036)\end{aligned}\tag{18}$$

Der Erklärungsgehalt der Schätzung ist mit $R^2 = 0,249$ gering. Das Fehlerkorrekturmodell weist keine Verletzungen der Annahmen auf (vgl. Anhang S. V). Das System tendiert zum langfristigen Gleichgewicht. Der Fehlerkorrekturterm ist negativ und signifikant von Null verschieden. 34,6 Prozent des Ungleichgewichts werden pro Quartal abgebaut. Die langfristige Anpassung an das Konsumniveau aus dem Geldvermögen ist 0,258 und aus Einkommen 0,662. Kurzfristige Einflüsse aus der Vorperiode existieren allerdings nicht. Durch die Berücksichtigung der Niveaugrößeninformationen kann die Lebenszyklushypothese gestützt werden. Nicht nur das Einkommen, sondern auch Vermögensbestandteile besitzen langfristig einen signifikanten Einfluss. Die Konsumglättung der Privathaushalte für die Zeit der Rente wird durch Geldvermögensbildung erreicht.

5.1.4 Zusammenfassung und Vergleich der Schätzergebnisse

Unter Berücksichtigung der Kurzfristinformationen kann im Fehlerkorrekturmodell im Gegensatz zum linearen Regressionsmodell ein signifikanter Einfluss des Geldvermögens nachgewiesen werden. Es existieren vergleichbare Schätzungen zu dieser Vorgehensweise. Byrne und Davis [(2003) 205-209], deren Schätzung auf Quartalsdaten von 1972 bis 1998 beruht, ermitteln einen Abbau des Ungleichgewichts von 25,8 Prozent pro Quartal, wobei der Einfluss des Einkommens der Vorperiode signifikant ist. Das Einkommen weist dabei eine Elastizität von 0,852 und das Vermögen eine Elastizität von 0,089 auf. Die Daten der Vermögenszeitreihe werden von ihnen aus verschiedenen Geldvermögenskategorien aggregiert und von Jahres- zu Quartalsdaten interpoliert.

Hassler [(2001) 38-41] erhält für seine Untersuchung des Zeitraums von 1976 bis 1998, bei der er das Vermögen durch aufkumulierte Sparraten darstellt, eine Elastizität von 0,008 für das Vermögen und 0,794 für das Einkommen. Kurzfristige Einflüsse des Konsums und des Einkommens aus der Vorperiode sind ebenfalls signifikant. Das Ungleichgewicht wird mit 12,9 Prozent pro Periode abgebaut.

Die vorliegende Untersuchung für den Zeitraum 1991 und 2002 für Gesamtdeutschland ergab eine Elastizität des Einkommens von 0,662 und des Vermögens von 0,256 sowie eine Anpassung an das langfristige Gleichgewicht von 0,346. Änderungen des Konsums, des Vermögens und des Einkommens im Vorquartal haben jedoch keinen signifikanten Einfluss auf den Konsum des laufenden Quartals.

Die Beziehungen zwischen Konsum, Vermögen und Einkommen scheinen sich bei Betrachtung der letzten zwölf Jahre gegenüber des Zeitraums der 70er und 80er Jahre geändert zu haben. Die Wirtschaftssubjekte reagieren heute anscheinend schneller auf Abweichungen zwischen geplantem und realisiertem Konsum. Dabei spielen die kurzfristigen Erwartungen über das Einkommen und Geldvermögen sowie der Konsum aus der Vorperiode keine Rolle, während das vorhandene Vermögen an Gewicht gewinnt.

5.2 Kointegrationsansatz bei disaggregierter Betrachtung

Um die Einflüsse aus den verschiedenen Komponenten des Geldvermögens auf den Konsum zu bestimmen, wird in Sichtgeld- (St_t), Termingeld- (T_t), Spar- (Sp_t) und Depotvermögen (D_t) aufgeteilt. Zunächst werden die Zeitreihen analog zu Kapitel 5.1.1 auf ihren Integrationsgrad hin untersucht.

5.2.1 Test auf Integration

Die Zeitreihe des privaten Depotvermögens erweist sich als integriert vom Grad Zwei (Anhang S. VI-VII). Alle anderen Zeitreihen sind integriert vom Grad Eins. Bei mehr als einer exogenen Variablen mit je unterschiedlicher Ordnung darf der Grad der Integration bei der abhängigen Variablen den höchsten Grad der Integration bei den verbleibenden $p-1$ exogenen Variablen nicht übersteigen. Außerdem müssen mindestens zwei der exogenen Variablen diesen höchsten Integrationsgrad aufweisen. „Falls nur eine Bedingung verletzt ist, folgt seine Nichtstationarität, so dass sich weitere Untersuchungen erübrigen“ [Eckey/Kosfeld/Dreger, (2001) 242]. Da die Zeitreihe des Depotvermögens die erste Bedingung nicht erfüllt, wird sie in den weiteren Untersuchungen nicht mehr betrachtet.

5.2.2 Test auf Kointegration

Der ADF-Test auf Kointegration analog zu Kapitel 5.1.2 ergibt für keine Zeitreihe Residuen, die einem White-Noise-Prozess folgen. Das lässt bei dieser Spezifikation auf keine Kointegrationsbeziehung zwischen Sicht-, Termingeld-, Spar- und Depotvermögen der privaten Haushalte und dem Konsum schließen (Anhang S. VIII). Eine Untersuchung des Einflusses der verschiedenen Geldvermögensaggregate auf den Konsum ist daher mit diesem Fehlerkorrekturmodell nicht möglich. Die Schätzung eines linearen Regressionsmodells scheint außerdem wieder mit den Problemen der Multikollinearität und Autokorrelation behaftet. Die Bestimmung einzelner Einflüsse des disaggregierten Geldvermögens soll mit dem vorliegenden Datenmaterial deshalb nicht weiter verfolgt werden.

5.3 Saisonaler Kointegrationsansatz

Viele makroökonomische Originalzeitreihen weisen starke saisonale Schwankungen auf; so auch die Quartalsdaten des Konsums und des Einkommens. Im vorhergehenden Kapitel wurde mit saisonbereinigten Daten gearbeitet. Nach Bohl [(1996) 527] liefern sonst die Einheitswurzeltests nur ein unvollständiges Bild der stochastischen Eigenschaften der Zeitreihe, und die Parameterschätzungen der Kointegrationsregression des zweistufigen Engle-Granger-Ansatzes verlieren ihre Konsistenzeigenschaften. Mit der Bereinigung ist jedoch ein weiterer Verlust der Kurzfristinformationen der Zeitreihe verbunden. Weiterhin kann es zu inkorrekten Inferenzaussagen im Hinblick auf die Beziehungen zwischen den Variablen und eventuell zu einem erheblichen Machtverlust der Einheitswurzeltests führen [Bohl (1996) 527]. Daher werden im Folgenden die vierteljährlichen saisonunbereinigten Zeitreihen für Konsum, Einkommen und Geldvermögen untersucht.

Das Verfahren zur saisonalen Integration nach Hylleberg, Engle, Granger und Yoo (HEGY-Test) stellt fest, welcher Prozess die Saisonalität der Zeitreihe beschreibt. Er testet auf Einheitswurzeln zu den Frequenzen Null, 1/2, 1/4 beziehungsweise 3/4 und modelliert mit Saisondummies eventuelle deterministische Trends [Hylleberg et al. (1990) 216-218]. Der saisonale Kointegrationstest von Engle ermöglicht die Formulierung eines saisonalen Fehlerkorrekturmodells, mit dem die oben aufgeführten Probleme umgangen werden [Bohl (1996) 527].

Der HEGY-Test als eine Weiterentwicklung des DF-Tests basiert auf folgender, mit der KQ-Methode zu schätzenden, Regressionsgleichung:

$$\begin{aligned} \Delta_4 X_t = (1 - B^4) X_t = \alpha + \beta t + \sum_{i=1}^3 \delta_i S_{it} + \pi_1 X_{1t-1} - \pi_2 X_{2t-1} \\ + \pi_3 X_{3t-1} - \pi_4 X_{3t-2} + \sum_{i=1}^n \phi_i \Delta_4 X_{t-i} + \varepsilon_t, \end{aligned} \quad (19)$$

wobei die Filter:

$$\begin{aligned} X_{1t-1} &= (1 + B + B^2 + B^3)X_{t-1} = X_{t-1} + X_{t-2} + X_{t-3} + X_{t-4}, \\ X_{2t-1} &= (1 - B + B^2 - B^3)X_{t-1} = X_{t-1} - X_{t-2} + X_{t-3} - X_{t-4}, \\ X_{3t-1} &= (1 - B^2)X_{t-1} = X_{t-1} - X_{t-3}, \\ X_{3t-2} &= X_{t-2} - X_{t-4}, \end{aligned}$$

die Zeitreihe um die Einheitswurzeln, außer der zum Faktor $(1-B)$ korrespondierenden, bereinigen [Bohl (1996) 528]. Das Absolutglied α , die Trendvariable t und die Saison-dummies S_i modellieren die möglicherweise vorhandenen deterministischen Trends, die Koeffizienten π_i die stochastischen. Der Term $\sum_{i=1}^n \phi_i \Delta_4 X_{t-i}$ wird so gewählt, dass die ε_t -Werte einem White-Noise-Prozess folgen.

Führen die folgenden drei Tests:

Testschritt	Test	H_0	Teststatistik
1	t-Test	$\pi_1 = 0$	$t(\pi_1)$
2	t-Test	$\pi_2 = 0$	$t(\pi_2)$
3	F-Test	$\pi_3 = \pi_4 = 0$	$F(\pi_3, \pi_4)$

nicht zu signifikant von Null verschiedenen Ergebnissen, kann die Nullhypothese saisonaler Instationarität nicht abgelehnt werden. Im Einzelnen überprüft π_1 auf nichtsaisonale Einheitswurzeln, π_2 auf halbjährliche und $\pi_3 = \pi_4$ auf saisonale Einheitswurzeln mit jährlichen Frequenzen [Bohl (1996) 529].

Für die Zeitreihe des Konsums erweisen sich Konstante und Trend als nicht signifikant. Sie werden aus der Schätzung entfernt, und die Neuspezifikation liefert nach Gleichung (19) mit der KQ-Methode (t-Werte in Klammern) folgende Werte:

$$\begin{aligned} \Delta_4 \hat{C}_t = & -0,123S_{1t} - 0,038S_{2t} - 0,077S_{3t} \\ & (-6,019) \quad (-2,636) \quad (-3,426) \\ & + 0,002C_{1t-1} - 0,478C_{2t-1} - 0,537C_{3t-1} - 0,178C_{3t-2} \\ & (5,675) \quad (-4,177) \quad (-4,346) \quad (-1,454) \end{aligned} \quad (20)$$

Die aus der Schätzung resultierenden Residuen sind nach dem Q*-Test bei einem berechneten Wert von 11,660 mit einem p-value von 0,389 als unkorreliert zu erkennen. Nach Testschritt 1 kann die Nullhypothese $\pi_1 = 0$ nicht abgelehnt werden. In der Zeitreihe existiert somit eine nichtsaisonale Einheitswurzel. Dieses Ergebnis deckt sich mit dem des DF-Tests für den Konsum, der ebenfalls Nichtstationarität feststellte. Die Tests auf saisonale Einheitswurzeln nach Testschritt 2 und 3 führen zur Ablehnung der Nullhypothese, und damit liegt keine saisonale Instationarität vor (vgl. Anhang S. IX). Die zyklischen Schwankungen sind daher deterministischer Art und werden durch die Aufnahme von Saisondummies abgebildet.

Die Untersuchungen auf saisonale Einheitswurzeln mit den Zeitreihen des Einkommens und des Geldvermögens führen zum gleichen Ergebnis. Die Originalreihen sind nicht stationär, besitzen jedoch keine saisonalen Einheitswurzeln (vgl. Anhang S. IX-X). Damit führt die Saisonbereinigung der Daten für den DF-Test zwar zu einem Informationsverlust, jedoch scheint dies die Ergebnisse im Hinblick auf die Beziehungen zwischen den Variablen nicht grundlegend zu verändern. In diesem Fall zeigt sich nach Bohl keine deutliche Überlegenheit zugunsten eines saisonalen Fehlerkorrekturmodells im Vergleich zu den Eigenschaften der geschätzten Fehlerkorrekturmodelle auf Basis von saisonunbereinigten und bereinigten Daten [Bohl (1996) 538].

Die Ergebnisse des HEGY-Tests dieser Analyse stimmen mit der Untersuchung von Hassler [(2001) 39] überein, der ebenfalls eine langfristige Einheitswurzel in den Zeitreihen des Konsums und Einkommens findet. Saisonale Einheitswurzeln sind hingegen nicht nachzuweisen. Bohl [(1996) 532-533] findet für einen Zeitraum von 1974 bis 1993 saisonale Frequenzen, die Reimers [(1997) 213] bestätigt. Diese Untersuchungen sind mit der

vorliegenden im Weiteren allerdings nicht zu vergleichen, da Bohl das Modell auf Einkommen und Konsum beschränkt und Reimers ein Vektor-Autoregressives-Modell untersucht.

6 Fazit

Ausgehend von grundlegenden makroökonomischen Ansätzen nach Keynes und Modigliani zeigt die vorliegende Analyse, dass die Ergebnisse mit der Wahl der statistisch-ökonomischen Verfahren variieren. Während bei Jahresdaten und einem klassischen linearen Regressionsmodell kein Einfluss des Geldvermögens auf den Konsum festgestellt werden kann, ist dieser bei einer Untersuchung von saisonbereinigten Quartalsdaten mit einem Fehlerkorrekturmodell vorhanden.

Für den Zeitraum von 1991 bis 2002 wird eine Anpassung an das langfristige Gleichgewicht von 0,346 geschätzt. Die Elastizität des Geldvermögens beträgt 0,256 und die Elastizität des Einkommens 0,662. Die Wirtschaftssubjekte scheinen heute schneller auf Abweichungen zwischen dem geplanten und realisierten Konsum zu reagieren. Das vorhandene Vermögen gewinnt an Gewicht, während für die kurzfristigen Erwartungen über das Einkommen und das Geldvermögen sowie der Konsum aus der Vorperiode keine signifikanten Einflüsse festgestellt werden können.

Es sind verschiedene Gründe für eine solche Entwicklung denkbar: Die hohe Arbeitslosigkeit, die steigenden Sozialversicherungsabgaben der Arbeitnehmer und der stärkere Zugriff des Fiskus' über höhere indirekte Steuern haben das verfügbare Einkommen der Haushalte verringert und könnten die Erwartungsbildung darüber erschwert haben. Die Wirtschaftssubjekte müssen damit rechnen, arbeitslos zu werden oder Lohneinbußen hinzunehmen. Mögliche Folgen sind Konsumzurückhaltung oder Substitution durch Auflösung von Vermögensreserven. Die aktuelle Rentenreformdebatte kann zu Unsicherheit der Bürger über die Höhe des Einkommens im Alter führen. Die Notwendigkeit der privaten Altersvorsorge ist gewachsen. Tendenziell wird das Vermögen in den nächsten Jahren wohl eine immer größere Rolle für die Erhaltung des Konsumniveaus im Alter spielen [im Einzelnen Blake (2004) 555-576].

Prognosen über das Konsumverhalten der Wirtschaftssubjekte sind abhängig von Erwartungen über die Zukunft und können anscheinend durch ein auf Einkommen und Vermögen beschränktes Erklärungsmodell wie die Lebenszyklushypothese nur unzureichend abgebildet werden. Für die Erfassung und Darstellung der Entscheidungshintergründe ist ein disaggregierteres Modell nötig. Dieses erfordert wesentlich detailliertere Daten, als die bei dieser Untersuchung zur Verfügung stehenden. Somit kann diese Analyse lediglich einen ersten aktuellen Einblick in die Beziehungen zwischen Einkommen, Vermögen und Konsum in Gesamtdeutschland geben.

Anhang**Testergebnisse statische Analyse**

Aggregierte Betrachtung

Abhängigkeit des Konsums von Reinvermögen und Einkommen:

$$C_t = \alpha W_t + \beta Y_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

Koeffizient/Test	ber. Wert	p-value	Interpretation
α	0,185	0,206	nicht signifikant
β	0,688	0,009	signifikant
LM{1}	6,101	0,013	Autokorr.
LM{2}	6,407	0,040	Autokorr.
LM{3}	5,572	0,134	keine Autokorr.
LM{4}	5,233	0,264	keine Autokorr.
Q*{2}	11,495	0,003	Autokorr.
JB	1,251	0,534	NV der Residuen
ARCH{1}	1,865	0,172	Homoskedastie
ARCH{2}	3,319	0,190	Homoskedastie
VIF (W,Y)	163,956	> 10	Multikoll.

Abhängigkeit des Konsums von Reinvermögen und Einkommen bei differenzierten
Zeitreihen:

$$\Delta C_t = \alpha \Delta W_t + \beta \Delta Y_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

Koeffizient/Test	ber. Wert	p-value	Interpretation
α	0,165	0,275	nicht signifikant
β	0,770	0,003	signifikant
LM{1}	0,857	0,354	keine Autokorr.
LM{2}	2,848	0,240	keine Autokorr.
LM{3}	3,056	0,383	keine Autokorr.
LM{4}	2,154	0,707	keine Autokorr.
Q*{2}	1,820	0,402	keine Autokorr.
JB	2,491	0,287	NV der Residuen
ARCH{1}	0,879	0,348	Homoskedastie
ARCH{2}	1,382	0,500	Homoskedastie
VIF (W,Y)	2,993	< 10	keine Multikoll.

II

Abhängigkeit des Konsums vom Einkommen bei differenzierten Zeitreihen:

$$\Delta C_t = \beta \Delta Y_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

Koeffizient/Test	ber. Wert	p-value	Interpretation
β	0,919	0,000	signifikant
LM{1}	2,151	0,142	keine Autokorr.
LM{2}	4,361	0,112	keine Autokorr.
LM{3}	5,521	0,137	keine Autokorr.
LM{4}	6,064	0,194	keine Autokorr.
Q*{2}	2,950	0,228	keine Autokorr.
JB	2,042	0,360	NV der Residuen
ARCH{1}	0,545	0,460	Homoskedastie
ARCH{2}	1,495	0,473	Homoskedastie

Dissagregierte Betrachtung

Abhängigkeit des Konsums von Geld-, Sachvermögen und Einkommen bei differenzierten Zeitreihen:

$$\Delta C_t = \gamma \Delta G_t + \delta \Delta S_a_t + \beta \Delta Y_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

Koeffizient/Test	ber. Wert	p-value	Interpretation
γ	-0,278	0,247	nicht signifikant
δ	0,612	0,146	nicht signifikant
β	0,819	0,002	signifikant
LM{1}	0,933	0,334	keine Autokorr.
LM{2}	2,060	0,356	keine Autokorr.
LM{3}	3,070	0,380	keine Autokorr.
LM{4}	2,190	0,700	keine Autokorr.
Q*{2}	0,330	0,847	keine Autokorr.
JB	11,740	0,002	keine NV der Residuen
ARCH{1}	0,388	0,533	Homoskedastie
ARCH{2}	0,592	0,743	Homoskedastie
VIF (G,Y)	7,735	< 10	keine Multikoll.
VIF (S,Y)	7,333	< 10	keine Multikoll.
VIF (G,S)	1,272	< 10	keine Multikoll.

Testergebnisse dynamische Analyse

Integrationstests Konsum

Originalzeitreihe des Konsums:

Testschritt	Gleichung	Prüfgröße	ber. Wert	krit. Wert	Testentscheidung
1	11a	τ_τ	-2,859	-3,50	H_0
2	11a und 11b	ϕ_3	3,437	6,73	H_0
3	11a und 11c	ϕ_2	2,913	5,13	H_0
4	11b	τ_μ	-1,260	-2,93	H_0
5	11b und 11c	ϕ_1	0,821	4,86	H_0
6	11c	τ	2,500	-1,95	H_0

Kein Test führt zur Ablehnung der H_0 . Die Zeitreihe des Konsums besitzt eine Einheitswurzel.

Differenzierte Zeitreihe des Konsums:

Der berechnete Wert nach Gleichung 11a ist mit -8,683 kleiner als der kritische Wert mit -3,50. Die Nullhypothese wird abgelehnt.

Die Zeitreihe des Konsums ist integriert vom Grad Eins.

Konsum

LM- und Q*-Tests für die Originalzeitreihe des Konsums:

Gleichung	Test	ber. Wert	p-value / krit. Wert	Annahme
11a	LM{1}	0,119	3,841	keine Autokorr.
11a	LM{2}	0,215	5,991	keine Autokorr.
11a	LM{3}	1,167	7,815	keine Autokorr.
11a	LM{4}	4,903	9,488	keine Autokorr.
11a	Q*{11}	12,921	0,298	keine Autokorr.
11b	LM{1}	2,243	3,841	keine Autokorr.
11b	LM{2}	3,546	5,991	keine Autokorr.
11b	LM{3}	3,293	7,815	keine Autokorr.
11b	LM{4}	6,467	9,488	keine Autokorr.
11b	Q*{11}	12,763	0,309	keine Autokorr.
11c	LM{1}	2,626	3,841	keine Autokorr.
11c	LM{2}	4,857	5,991	keine Autokorr.
11c	LM{3}	4,917	7,815	keine Autokorr.
11c	LM{4}	6,999	9,488	keine Autokorr.
11c	Q*{11}	14,398	0,211	keine Autokorr.

LM- und Q*-Tests für die differenzierte Zeitreihe des Konsums:

Gleichung	Test	ber. Wert	p-value / krit. Wert	Annahme
11a	LM{1}	0,279	3,841	keine Autokorr.
11a	LM{2}	2,066	5,991	keine Autokorr.
11a	LM{3}	2,291	7,815	keine Autokorr.
11a	LM{4}	2,648	9,488	keine Autokorr.
11a	Q*{11}	12,921	0,298	keine Autokorr.

Überprüfung der Modellannahmen im Fehlerkorrekturmodell:

$$\Delta C_t = \mu + v\Delta C_{t-1} + \delta\Delta G_{t-1} + \beta\Delta Y_{t-1} + \gamma(C_{t-1} - aG_{t-1} - bY_{t-1}) + w_t.$$

Koeffizient/ Test	ber. Wert	p-value/ krit. Wert	Annahme
μ	0,004	0,018	signifikant
v	-0,492	0,093	nicht signifikant
δ	0,015	0,917	nicht signifikant
β	0,180	0,495	nicht signifikant
γ	-0,346	0,036	signifikant
JB	3,874	0,144	NV der Residuen
ARCH{1-4}	9,246	0,055	Homoskedastie
ARCH{1-8}	3,247	0,917	Homoskedastie
LM{1}	0,425	3,841	keine Autokorr.
LM{2}	2,383	5,991	keine Autokorr.
LM{3}	2,344	7,815	keine Autokorr.
LM{4}	2,170	9,488	keine Autokorr.
Q*{10}	9,658	0,470	keine Autokorr.
VIF (Y,G)	1,043	< 10	keine Multikoll.
VIF (Y,C)	3,935	< 10	keine Multikoll.
VIF (C,G)	1,048	< 10	keine Multikoll.

Integrationstests Depotvermögen

Originalzeitreihe des Depotvermögens:

$$\Delta \hat{D}_t =$$

Gleichung	Konstante	Trend	D_{t-1}	ΔD_{t-1}	ΔD_{t-2}	SSE
Gleichung 11a (t-Werte)	0,602 (2,300)	0,001 (1,889)	0,-0,048 (-2,282)	1,198 (7,445)	-0,142 (-0,749)	0,0022
Gleichung 11b (t-Werte)	0,120 (1,973)		-0,009 (-1,978)	1,269 (7,834)	-0,306 (-1,738)	0,0025
Gleichung 11c (t-Werte)			-0,00002 (-0,191)	1,404 (9,199)	-0,441 (-2,620)	0,0027

Testschritt	Gleichung	Prüfgröße	ber. Wert	krit. Wert	Testentscheidung
1	11a	τ_τ	-2,282	-3,50	H_0
2	11a und 11b	ϕ_3	2,153	6,73	H_0
3	11a und 11c	ϕ_2	3,166	5,13	H_0
4	11b	τ_μ	-1,978	-2,93	H_0
5	11b und 11c	ϕ_1	2,282	4,86	H_0
6	11c	τ	-0,191	-1,95	H_0

Kein Test führt zur Ablehnung der H_0 . Die Zeitreihe des Depotvermögens besitzt eine Einheitswurzel.

Differenzierte Zeitreihe des Depotvermögens:

$$\Delta^2 \hat{D}_t =$$

Gleichung	Konstante	Trend	ΔD_{t-1}	SSE
Gleichung 11a (t-Wert)	0,005 (1,439)	-0,0002 (-2,280)	-0,011 (-0,219)	0,0029
Gleichung 11b (t-Wert)	-0,002 (-1,129)		0,023 (0,435)	0,0033
Gleichung 11c (t-Wert)			-0,011 (-0,247)	0,0034

Testschritt	Gleichung	Prüfgröße	ber. Wert	krit. Wert	Testentscheidung
1	11a	τ_τ	-0,219	-3,50	H_0
2	11a und 11b	ϕ_3	3,020	6,73	H_0
3	11a und 11c	ϕ_2	2,565	5,13	H_0
4	11b	τ_μ	0,435	-2,93	H_0
5	11b und 11c	ϕ_1	0,722	4,86	H_0
6	11c	τ	-0,219	-1,95	H_0

Kein Test führt zur Ablehnung der H_0 . Die Zeitreihe des differenzierten Depotvermögens besitzt eine Einheitswurzel.

Zweifach differenzierte Zeitreihen des Depotvermögens:

$$\Delta^3 \hat{D}_t =$$

Gleichung	Konstante	Trend	$\Delta^2 D_{t-1}$	SSE
Gleichung 11a (t-Werte)	0,002 (0,882)	-0,0001 (-1,368)	-0,689 (-4,279)	0,0026
Gleichung 11b (t-Werte)	0,001 (-0,761)		-0,604 (-4,020)	0,0028
Gleichung 11c (t-Werte)			-0,584 (-3,969)	0,0028

Der berechnete Wert nach Gleichung 11a ist mit -4,279 kleiner als der kritische Wert mit -3,50.

Die Nullhypothese wird abgelehnt.

Die Zeitreihe des Depotvermögens ist integriert vom Grad Zwei.

Kointegration der Zeitreihen

Konsum und Sichtvermögen:

$$\Delta \hat{e}_t = -0,034e_{t-1} + 0,183\Delta e_{t-1} + 0,328\Delta e_{t-2}$$

$$\tau_{K0} = -1,407$$

Test	ber. Wert	p-value / krit. Wert	Annahme
LM{1}	3,534	3,841	keine Autokorr.
LM{2}	5,175	5,991	keine Autokorr.
LM{3}	5,681	7,815	keine Autokorr.
LM{4}	6,986	9,488	keine Autokorr.
Q*{11}	10,259	0,329	keine Autokorr.

Konsum und Termingeldvermögen:

$$\Delta \hat{e}_t = -0,012e_{t-1} + 0,908\Delta e_{t-1}$$

$$\tau_{K0} = -1,479$$

Test	ber. Wert	p-value / krit. Wert	Annahme
LM{1}	2,236	3,841	keine Autokorr.
LM{2}	2,612	5,991	keine Autokorr.
LM{3}	3,473	7,815	keine Autokorr.
LM{4}	2,557	9,488	keine Autokorr.
Q*{11}	6,992	0,637	keine Autokorr.

Konsum und Sparvermögen:

$$\Delta \hat{e}_t = -0,937e_{t-1} + 0,574\Delta e_{t-1}$$

$$\tau_{K0} = -1,536$$

Test	ber. Wert	p-value / krit. Wert	Annahme
LM{1}	2,915	3,841	keine Autokorr.
LM{2}	3,761	5,991	keine Autokorr.
LM{3}	4,764	7,815	keine Autokorr.
LM{4}	7,382	9,488	keine Autokorr.
Q*{11}	12,272	0,198	keine Autokorr.

Saisonale Integration der Zeitreihen

Nichtssaisonbereinigte Zeitreihe des Konsums

$$\begin{aligned} \Delta_4 \hat{C}_t = & -0,123S_{1t} - 0,038S_{2t} - 0,077S_{3t} \\ & (-6,019) \quad (-2,636) \quad (-3,426) \\ & + 0,002C_{1t-1} - 0,478C_{2t-1} - 0,537C_{3t-1} + 0,178C_{3t-2} \\ & (5,675) \quad (-4,177) \quad (-4,346) \quad (-1,454) \end{aligned}$$

Testschritt	Prüfgröße	ber. Wert	krit. Wert	Testentscheidung
1	$t(\pi_1)$	5,675	-3,08	H_0
2	$t(\pi_2)$	-4,177	-1,95	H_1
3	$F(\pi_3 \cap \pi_4)$	11,635	6,50	H_1

$Q^*\{11\}$ -Wert = 11,660; p-value = 0,389: keine Autokorrelation in den Restwerten.

Es existiert eine nichtsaisonale stochastische Einheitswurzel und keine saisonalen stochastischen Einheitswurzeln in der nichtssaisonbereinigten Zeitreihe des Konsums.

Nichtssaisonbereinigte Zeitreihe des Einkommens

$$\begin{aligned} \Delta_4 \hat{Y}_t = & 1,738 + 0,001t - 0,047S_{1t} - 0,042S_{2t} - 0,064S_{3t} \\ & (2,526) \quad (2,169) \quad (-4,517) \quad (-4,380) \quad (-6,505) \\ & - 0,076Y_{1t-1} - 0,484Y_{2t-1} - 0,488Y_{3t-1} - 0,147Y_{3t-2} \\ & (-2,441) \quad (-4,757) \quad (-4,532) \quad (1,343) \end{aligned}$$

Testschritt	Prüfgröße	ber. Wert	krit. Wert	Testentscheidung
1	$t(\pi_1)$	-2,441	-4,04	H_0
2	$t(\pi_2)$	-4,757	-3,08	H_1
3	$F(\pi_3 \cap \pi_4)$	12,446	6,55	H_1

$Q^*\{11\}$ -Wert = 10,298; p-value = 0,053: keine Autokorrelation in den Rest

Es existiert eine nichtsaisonale stochastische Einheitswurzel und keine saisonalen stochastischen Einheitswurzeln in der nichtssaisonbereinigten Zeitreihe des Einkommens.

Nichtseasonbereinigte Zeitreihe des Geldvermögens

$$\Delta_4 G_t = 2,684 + 0,002t + 0,033 : S_{1t} + 0,001S_{2t} + 0,0009S_{3t}$$

$$(3,373) \quad (3,201) \quad (4,109) \quad (0,169) \quad (0,102)$$

$$- 0,099G_{1t-1} - 0,551G_{2t-1} - 0,543G_{3t-1} - 0,461G_{3t-2}$$

$$(-3,372) \quad (-4,099) \quad (-4,194) \quad (-3,558)$$

Testschritt	Prüfgröße	ber. Wert	krit. Wert	Testentscheidung
1	$t(\pi_1)$	-3,372	-4,04	H_0
2	$t(\pi_2)$	-4,099	-3,08	H_1
3	$F(\pi_3 \cap \pi_4)$	24,811	6,55	H_1

Q^*_{11} -Wert = 3,252; p-value = 0,986: keine Autokorrelation in den Restwerten.

Es existiert eine nichtseasonale stochastische Einheitswurzel und keine saisonalen stochastischen Einheitswurzeln in der nichtseasonbereinigten Zeitreihe des Geldvermögens.

Literatur

- Ando, A./Modigliani, F.** (1963) The "Life Cycle" Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests, in: *The American Economic Review* 103, 55-84
- Blake, D.** (2004) The Import of Wealth on Consumption and Retirement Behavior in the UK, *Applied Financial Economics* 14, 555-576
- Bohl, T.** (1996) Saisonale Kointegration und die deutsche Konsumfunktion 1960-1993, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 215, 526-541
- Braun, R.** (2000) *Vermögensbildung privater Haushalte*, Frankfurt/Main: Peter Lang
- Byrne, J.P./Davis, E.P.** (2003) Disaggregate Wealth and Aggregate Consumption: an Investigation of Empirical Relationships for the G7, in: *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 65, 197-220
- Claupein, E.** (1990) *Vermögen und Vermögensbildungsprozesse der privaten Haushalte*, Berlin: Duncker & Humblot
- Deutsche Bundesbank** (2003) *Ergebnisse der Gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsrechnung für Deutschland 1991 bis 2002*, Statistische Sonderveröffentlichung 4, Frankfurt/Main
- Eckey, H.-F./Kosfeld, R./Dreger, C.** (2001) *Ökonometrie, Grundlagen-Methoden-Beispiele*, 2. Aufl., Wiesbaden: Gabler
- Ehlgren, J.** (1994) *Konsum und Einkommen: Ansätze zur Erklärung des Deaton Paradoxon*, Frankfurt/Main: Haag + Herchen
- Fachinger, U.** (1998) *Die Verteilung der Vermögen privater Haushalte: Einige konzeptionelle Anmerkungen sowie empirische Befunde für die Bundesrepublik Deutschland*, Zentrum für Sozialpolitik (Hrsg.), ZeS-Arbeitspapier, Bremen
- Gruber, W.** (1998) Messung von Armut und Reichtum - Das Datenangebot der amtlichen Statistik, in: *Einkommen und Vermögen in Deutschland - Messung und Analyse*, Statistisches Bundesamt (Hrsg.), Stuttgart: Metzler-Poeschel
- Hassler, U.** (2001) Wealth and Consumption, A Multicointegrated Model for the Unifield Germany, in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 221, 32-44
- Hylleberg, S. et al.** (1990) Seasonal Integration and Cointegration in: *Journal of Econometrics* 44, 215-238
- Ludvigson, S./Steindel, C.** (1999) How Important is the Stock Market Effect on Consumption, in: *Economic Policy Review* 29-51
- Mankiw, G.N.** (2003) *Makroökonomik*, 5. Aufl., Stuttgart: Schäffer-Poeschel
- Reimers, H.-E.** (1997) Seasonal Cointegration Analysis of German Consumption Function, in: *Empirical Econometrics* 22, 205-231

Autoren:

Dipl.-Kffr. Kristina Ripp, Projektbearbeiterin

Prof. Dr. Peter M. Schulze, Leiter des Instituts für Statistik und Ökonometrie, Johannes
Gutenberg-Universität Mainz

Bisher erschienene Arbeitspapiere:

- 1 Peter M. Schulze, Prognoseverfahren wissenschaftlicher Institute in der Bundesrepublik Deutschland. Überblick über eine Umfrage (Dezember 1993)
- 2 Martina Nold / Peter M. Schulze, Möglichkeiten und Grenzen der Quantifizierung der Schattenwirtschaft (April 1994)
3. Armin Seher, Einfluß der Integrationsordnung bei Zeitreihen auf die Spezifikation von Fehlerkorrekturmodellen (Juni 1994)
- 4 Lars Berg / Armin Gemünden / Frank Hubert / Ralf Leonhardt / Michael Leroudier, Die Situation der Studentenschaft in den Wirtschaftswissenschaften an der Universität Mainz im Frühjahr 1994. Ergebnisse einer Umfrage (August 1994)
- 5 Christoph Balz, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Entwicklung des Kapitalmarktzinses in der Bundesrepublik Deutschland (Oktober 1994)
- 6 Reinhard Elkmann / Nora Lauterbach / Stephan Wind, Tertiärisierung regionaler Wirtschaftsstrukturen. Eine empirische Analyse kreisfreier Städte und Landkreise in Hessen, Rheinland-Pfalz und dem Saarland (Dezember 1994)
- 7 Peter M. Schulze / Uwe Spieker, Deutsche Aktienindizes. Statistische Konzepte und Beispiele (Dezember 1994)
- 8 Armin Seher / Peter M. Schulze, Fehlerkorrekturmodelle und die Bewertung von Aktienkursindizes. Empirische Analyse zur Eignung des Konzepts (Januar 1995)
- 9 Reinhard Elkmann / Annette Klostermann / Kerstin Lieder, Zur intertemporalen Konstanz der Struktur regionaler Lohn- und Gehaltsniveaus in der Bundesrepublik Deutschland (Mai 1995)
- 10 Christoph Fischer, Ein Fehlerkorrekturmodell zur Kaufkraftparitätentheorie (März 1996)
- 11 Ralf Becker / Claudia Müller, Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen (Oktober 1996)
- 12 Frank Hubert, Klassifizierung der Arbeitsmärkte in den OECD-Ländern mittels Cluster- und Diskriminanzanalyse (April 1997)
- 13 Frank Hubert, Das Okun'sche Gesetz: Eine empirische Überprüfung für ausgewählte OECD-Länder unter besonderer Berücksichtigung der nationalen Arbeitsmarktordnungen (September 1997)
- 14 Christoph Balz / Peter M. Schulze, Die Rolle nationaler, regionaler und sektoraler Faktoren für die Variation von Output, Beschäftigung und Produktivität in der Bundesrepublik Deutschland (Dezember 1997)
- 15 Peter M. Schulze, Steigende Skalenerträge und regionales Wachstum: Eine quantitative Analyse mit kleinräumigen Daten (März 1998)
- 16 Ralf Becker, Die Verallgemeinerte Momentenmethode (Generalized Method of Moments - GMM). Darstellung und Anwendung (Juni 1998)

- 17 Peter M. Schulze, Regionales Wachstum: Sind die Dienstleistungen der Motor? (August 1998)
- 18 Ke Ma, Absatzanalyse für den chinesischen Pkw-Markt (Oktober 1998)
- 19 Christoph Balz / Peter M. Schulze, Die sektorale Dimension der Konvergenz. Eine empirische Untersuchung für die Bundesrepublik Deutschland (Januar 1999)
- 20* Robert Skarupke, Quantifizierung des Heimvorteils im deutschen Profifußball: Eine empirische Untersuchung für die 1. Fußball-Bundesliga (August 2000)
- 21* Peter M. Schulze, Regionalwirtschaftlicher Datenkatalog für die Bundesrepublik Deutschland (September 2000)
- 22* Yvonne Lange, Ein logistisches Regressionsmodell zur Analyse der Verkehrsmittelwahl im Raum Mainz (Oktober 2000)
- 23* Verena Dexheimer, Zähldatenmodelle (Count Data Models). Ansätze und Anwendungen (Mai 2002)
- 24* Andreas Handel, Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland (September 2003)
- 25* Christina Bastian / Yvonne Lange / Peter M. Schulze, Hedonische Preisindizes - Überblick und Anwendung auf Personalcomputer (Mai 2004)
- 26* Alexander Prinz / Peter M. Schulze, Zur Entwicklung von Containerschiffsflotten - Eine Paneldatenanalyse (Mai 2004)
- 27* Martin Flohr, Analyse der ökonomischen und demografischen Determinanten von Sportaktivitäten in Deutschland (Juni 2004)
- 28* Peter M. Schulze, Granger-Kausalitätsprüfung. Eine anwendungsorientierte Darstellung (Juli 2004)
- 29* Kristina Ripp / Peter M. Schulze, Konsum und Vermögen - Eine quantitative Analyse für Deutschland (August 2004)

* Im Internet unter <http://www.statoek.vwl.uni-mainz.de/> verfügbar.