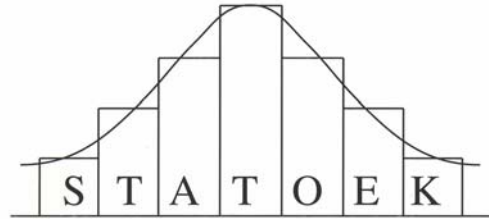


Institut für Statistik und Ökonometrie



Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland

Andreas Handel

Arbeitspapier Nr. 24 (September 2003)

**Johannes Gutenberg-Universität
Fachbereich Rechts-
und Wirtschaftswissenschaften**

Haus Recht und Wirtschaft II
D 55099 Mainz
Tel: 0 61 31 - 39 22551 Fax: 0 61 31 - 39 23717
E-Mail: STATOEK@Uni-Mainz.de

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

ISSN Nr. 1430 - 2136

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

© 2003 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz
ISSN Nr. 1430 - 2136

Die Entwicklung des Geldvermögens der privaten Haushalte in Deutschland

Andreas Handel

Gliederung

1	Einleitung	2
2	Einkommens- und Ersparnistheorien	3
3	Daten	3
4	Regressionsanalysen mit Querschnittsdaten	4
5	Analysen mit Längsschnittsdaten	10
6	Fazit und Ausblick	20
	Anhang	I
	Literatur	V

Zusammenfassung

Diese Studie untersucht, wie sich Spartätigkeit und Geldvermögen deutscher Privathaushalte seit 1960 entwickelt haben. Mittels Regressionsanalysen läßt sich herausfinden, daß der Vermögensbestand einkommens- und altersabhängig ist. Es wird gezeigt, daß Einkommen und Ersparnis kointegriert sind, weshalb ein Fehlerkorrekturmodell aufgestellt wird. Bei einzelnen Anlageformen können im Zeitverlauf starke Schwankungen in der Ersparnisbildung festgestellt werden, die u.a. durch Renditeaspekte erklärt werden.

Summary

The study surveys, how savings and monetary assets of private households in Germany developed since 1960. Linear regressions indicate that one person's assets depend on its income and age. It is shown furthermore that income and savings are co-integrated, which leads to an error correction model. Savings in different categories of investment show great fluctuations during time, which is explained by their yields.

1 Einleitung

Die hohe Produktivität der deutschen Wirtschaft legte den Grundstein für die Bildung eines umfangreichen Privatvermögens. Zum Jahresende 2001 besaßen private Haushalte und private Organisationen ohne Erwerbszweck 3668 Mrd. € (DAI, 2002, S. 7.1-4) – ein Kapitalstock, der auf Finanzmärkte erhebliche Auswirkungen haben kann. Sie tragen den Hauptanteil der Ersparnisbildung: Etwa zwei Drittel des gesamten inländischen Sparaufkommens stammt von privaten Haushalten, ein unverzichtbarer Beitrag für die weitere Entwicklung der gesamten Volkswirtschaft. Obwohl seit Anfang der 90er Jahre die Sparquote in Deutschland rückläufig ist, liegt sie immer noch höher als in den meisten vergleichbaren Industrieländern.

Die Sparmotive der Deutschen haben sich seit Einführung der D-Mark stark gewandelt. 1948 noch nahe Null begonnen, standen zunächst Rücklagen für Notfälle im Vordergrund. (Deutsche Bundesbank, 1993, S. 23ff.). In den 60er Jahren kamen das Zweck- und Vorsorgespargen dazu. War damals das klassische Sparbuch das Hauptanlagemedium, brachten Banken, Versicherungen und Kapitalanlagegesellschaften immer neue Produkte auf den Markt, so daß heute vielfältige Möglichkeiten zur Diversifikation bestehen. Zu bedenken bleibt, daß immer ein Zielkonflikt zwischen Verfügbarkeit, Sicherheit und Rentabilität einer Anlage besteht. Niemals können alle drei Aspekte optimal erfüllt werden. Die aktuellen Sparmotive sind von der Diskussion um die private Altersvorsorge geprägt. Vor dem Hintergrund der demographischen Herausforderungen, vor denen das umlagefinanzierte System der Rentenversicherung steht, wird Privaten der Aufbau einer kapitalgedeckten Absicherung nahegelegt (Deutsche Bundesbank, 2002a, S. 25).

In diesem Arbeitspapier wird im Anschluß an die Darstellung des theoretischen Fundaments (Kapitel 2) und der Datengrundlage (Kapitel 3) empirisch untersucht, von welchen demographischen, volkswirtschaftlichen und finanzmarktbezogenen Kennzahlen Ersparnis und Vermögensbildung der Deutschen abhängen. Dabei wird sowohl auf Querschnittsdaten (Kapitel 4) als auch Längsschnittsdaten (Kapitel 5) eingegangen.

2 Einkommens- und Ersparnistheorien

Diese Studie stützt sich auf die Permanente Einkommenshypothese von Friedman (1957) und die Lebenszyklushypothese von Modigliani und Brumberg (1954). Beide Theorien verfolgen ähnliche Ansätze.

Friedman geht davon aus, daß Menschen einen konstanten Lebensstandard aufrechterhalten wollen, auch wenn ihr Einkommen im Laufe des Lebens variiert. Beispielsweise kann ein Teil des Einkommens aus dem Arbeitsleben in den Ruhestand verschoben werden. Folglich hänge der aktuelle Konsum und damit auch die aktuelle Ersparnis nicht vom aktuellen Einkommen ab. Vielmehr richteten sich die Konsumausgaben nach dem erwarteten ständigen Einkommen (Woll, 2000, S. 379). Dieses permanente Einkommen entspricht dem auf Dauer erwarteten Einkommen. Dazu müssen sämtliche Vermögensgegenstände, also Finanzvermögen (einschließlich der Verbindlichkeiten), Sachkapital und Humankapital (Blanchard, 2000, S. 311) auf den heutigen Zeitpunkt abgezinst und in gleiche Raten aufgeteilt werden (Annuität). Eine vorübergehende Einkommensverringerung führt demnach nicht zu einem Konsumrückgang (Siebert, 2000, S. 366).

Einen ähnlichen Ansatz wie Friedman verfolgten Modigliani und Brumberg bei der Vorstellung ihrer Lebenszyklushypothese. Der Konsum wird als Funktion des Arbeits- und Renteneinkommens der gesamten Lebensspanne angesehen (Woll, 2000, S. 379). Für einen typischen Konsumenten bedeutet dies, daß er in jungen Jahren – in Erwartung eines steigenden Einkommens – einen großen Teil seines Einkommens verbrauchen wird, sich vielleicht sogar verschuldet (Siebert, 2000, S. 267). Später muß dann für das Alter ein gewisses Vermögen angesammelt werden. Nach dem Ausscheiden aus dem Berufsleben wird dieses Vermögen sukzessive aufgebraucht, so daß zum Zeitpunkt des Todes idealerweise weder Guthaben noch Verbindlichkeiten übrigbleiben.

Für das Basismodell sind vielfache Ergänzungen oder Erweiterungen denkbar, die Einfluß auf Spar- und Konsumgewohnheiten haben. Zu nennen sind u.a. Vorsichtsmotive, Erbschaften und Vererbungsmotive, Anzahl der Kinder, Unsicherheit über die Lebensdauer oder Unsicherheit über Arbeitslosigkeit (Braun, 2000, S. 31).

3 Daten

In dieser Analyse wird auf Daten der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) für den Sektor der Privaten Haushalte zurückgegriffen (Statistisches Jahrbuch für die Bundesrepublik Deutschland, verschiedene Jahrgänge). In der VGR umfaßt das Geldvermögen Bargeld,

Sichteinlagen, Spareinlagen, Termineinlagen, Guthaben bei Bausparkassen und Versicherungsgesellschaften, Geldmarkt- und festverzinsliche Wertpapiere, Aktien und sonstige Forderungen (Haslinger, 1995, S. 101). Es wird nach Möglichkeit mit Kurswerten, ansonsten mit Nominalwerten bewertet. (Haslinger, 1995, S. 102).

Für Querschnittsanalysen wird auf die Ergebnisse der Einkommens- und Verbrauchsstichprobe (EVS) des Statistischen Bundesamts aus dem Jahr 1998 zurückgegriffen. Hier werden acht Anlageformen unterschieden: Neben Bausparguthaben, Sparguthaben, Aktien und Rentenwerten werden sonstige Anlagen bei Banken und Sparkassen aufgeführt, also Fest- und Termingelder. Daneben werden sonstige Wertpapiere und Vermögensbeteiligungen genannt, darunter fallen überwiegend Investmentzertifikate, aber auch Unternehmensbeteiligungen (außer Aktien), z.B. GmbH-Anteile oder Genossenschaftsanteile. Weitere Anlagearten sind privat verliehenes Geld und Versicherungsguthaben. Letztere werden mit ihrem Rückkaufwert bewertet, sofern dieser bekannt ist. Bei älteren Versicherungsverträgen muß er meist geschätzt werden.

Die für Kapitel 5.2 benötigten Nettogeldvermögensbildungen in einzelnen Anlageformen stammen vom Deutschen Aktieninstitut (Factbook 2002), die Renditen dieser Anlageformen von der Deutschen Bundesbank (<http://www.bundesbank.de/stat/zeitreihen/index.htm>).

4 Regressionsanalysen mit Querschnittsdaten

Zunächst soll mittels Querschnittsanalysen untersucht werden, wie hoch das vorhandene Vermögen pro Haushalt zu einem bestimmten Zeitpunkt war und wie stark dessen Abhängigkeit von demographischen Komponenten ist. Dabei liegt der Schwerpunkt auf den einzelnen Anlagearten. In dieser Untersuchung werden ausschließlich gesamtdeutsche Daten betrachtet. Bei allen Schätzungen wird mit der Währungseinheit DM gearbeitet, da auch die Originaldaten aus der EVS 1998 in DM vorliegen.

4.1 Durchschnittliches Geldvermögen eines Haushalts

Das gesamte Geldvermögen eines deutschen privaten Haushalts betrug 1998 im Durchschnitt 63830 DM. Abbildung 1 zeigt dessen Aufteilung auf die acht Anlagekategorien der EVS. Die bedeutendsten Positionen sind Versicherungsguthaben – darunter v.a. Kapitallebensversicherungen – und Sparguthaben.

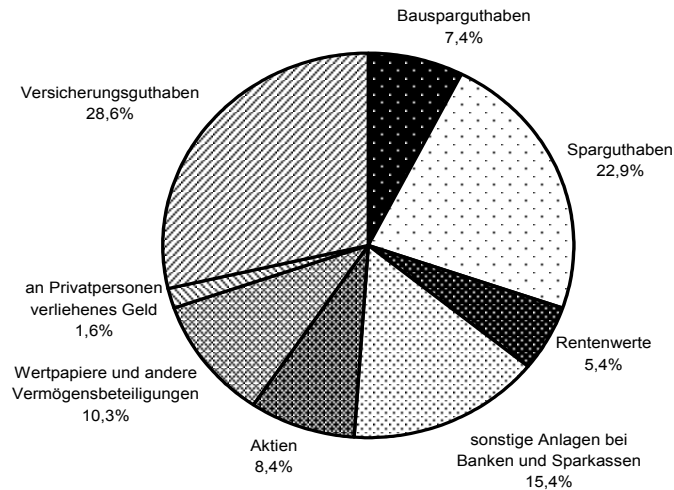


Abbildung 1: Aufteilung des durchschnittlichen Geldvermögens eines Privathaushalts nach einzelnen Anlagearten im Jahr 1998.

4.2 Abhängigkeit vom Alter des Haupteinkommensbeziehers

4.2.1 Aggregierte Betrachtung

Nach der Lebenszyklushypothese besteht eine Abhängigkeit des Vermögens eines Konsumenten von seinem Alter. In der EVS sind nicht einzelne Konsumenten, sondern ganze Haushalte erfaßt, gegliedert u.a. nach dem Alter des Haupteinkommensbeziehers. Für die folgende Regressionsbeziehung unterstellt man, daß das Geldvermögen V_i vom Alter A_i abhängt. Zusätzlich wird in die Spezifikation noch um eine qualitative Variable D_i erweitert. D_i signalisiert den altersbedingten Austritt aus dem Erwerbsleben. Bei einem Alter ab 65 Jahren wird der Ruhestand unterstellt. D_i erhält dann den Wert eins, ansonsten Null. Es gilt:

$$V_i = a + b \cdot A_i + c \cdot D_i + \varepsilon_i. \quad (4.1)$$

Aus ökonomischer Sicht müßte der Koeffizient b positiv sein, da der Haushalt mit steigendem Alter mehr Zeit hatte, Vermögen zu akkumulieren. Für D_i wird ein negativer Koeffizient erwartet, was bedeutet, daß im Ruhestand die gebildeten Ersparnisse zur Aufrechterhaltung des Lebensstandards aufgelöst werden.

Die Schätzung erfolgt mit der Kleinstquadratmethode (KQ). Zu beachten ist, daß die Daten für A_i in gruppierter Form vorliegen, also Altersklassen, daher wurde hier mit den Klassenmitten gerechnet. Es ergibt sich:

$$\hat{V}_i = 19138,00 + 1892,67 \cdot A_i - 50046,60 \cdot D_i .$$

(-1,16)
(4,90)
(-3,20)
 $R^2 = 0,861$

In Klammern unter den Koeffizienten stehen die t-Werte.¹ Der Determinationskoeffizient R^2 gibt an, wie hoch im Modell der Erklärungswert durch die Regressoren ist,² was im vorliegenden Fall zufriedenstellend ausfällt.

Die Berechnungen besagen, daß im Durchschnitt ein Haushalt 1892,67 DM mehr Vermögen angespart hat als ein vergleichbarer Haushalt, dessen Haupteinkommensbezieher ein Jahr jünger ist. Für den Ruhestand werden durchschnittlich 50046,60 DM der gebildeten Ersparnisse aufgebraucht.

4.2.2 Überprüfung der Modellannahmen

Der Kolmogorow-Smirnow-Anpassungstest (KS-Test) überprüft, ob die Restwerte ε_i normalverteilt sind (Bosch, 1992, S. 377ff.). Bei einer Überschreitungswahrscheinlichkeit unter 5% wird davon ausgegangen, daß keine Normalverteilung vorliegt. Auf Homoskedastie wird hier getestet mit dem Rangkorrelationskoeffizienten nach Spearman ρ_R , der angibt, wie hoch die Korrelation zwischen dem Regressand und den Residuen ε ist (Gujarati, 1995, S. 372). Erweist sich ρ_R als signifikant von Null verschieden, kann von heteroskedastischen Werten ausgegangen werden. Ein Maß für die Überprüfung auf Multikollinearität ist der Varianz-Inflations-Faktor VIF (Gujarati, 1995, S. 328). Entsprechend einer Faustregel deutet ein VIF größer als zehn auf hohe Multikollinearität hin. Dann sollte das Modell nicht verwendet werden. Die Ergebnisse der Tests befinden sich im Anhang auf Seite I. In dieser wie auch den folgenden Schätzungen aus Kapitel 4.2.3 kann generell davon ausgegangen werden, daß die Restwerte normalverteilt sind, Homoskedastie und keine Multikollinearität vorliegen.

¹ Ein Koeffizient wird als signifikant angesehen, wenn der Betrag des entsprechenden t-Wertes größer als zwei ist. Mit Ausnahme der Konstanten ist dies hier der Fall.

² Der Wertebereich des Determinationskoeffizienten läuft von null bis eins.

4.2.3 Betrachtung einzelner Anlagearten

Auch für jede einzelne Anlageform kann geschätzt werden, wie hoch das altersabhängige Geldvermögen des Haushalts ist. Dabei richtet sich die Unterteilung in verschiedene Anlageformen nach dem System der EVS. Die jeweiligen Gleichungen werden analog zu (4.1) spezifiziert und geschätzt. Bei allen Anlageformen außer Bauspareinlagen und Versicherungsguthaben hatte sich die Dummy-Variable D_i als nicht signifikant erwiesen. Die Modelle wurden dann ohne diese Variable neu spezifiziert und geschätzt.

Bausparguthaben:

$$\hat{V}_i^B = 3796,08 + 37,12 \cdot A_i - 4212,35 \cdot D_i .$$

(1,86) (0,78) (-2,18) $R^2 = 0,791$

Sparguthaben:

$$\hat{V}_i^S = 441,59 + 264,60 \cdot A_i .$$

(0,26) (8,03) $R^2 = 0,928$

Rentenwerte:

$$\hat{V}_i^F = -1794,10 + 105,78 \cdot A_i .$$

(-2,55) (7,90) $R^2 = 0,926$

Sonstige Anlagen bei Banken und Sparkassen:

$$\hat{V}_i^T = -2059,45 + 237,53 \cdot A_i .$$

(-0,93) (5,60) $R^2 = 0,862$

Aktien:

$$\hat{V}_i^A = -223,57 + 109,86 \cdot A_i .$$

(-0,15) (3,97) $R^2 = 0,759$

Sonstige Wertpapiere und Vermögensbeteiligungen:

$$\hat{V}_i^W = -657,94 + 135,14 \cdot A_i .$$

(-0,39) (4,17) $R^2 = 0,776$

An Privatpersonen verliehenes Geld:

$$\hat{V}_i^P = -293,77 + 25,75 \cdot A_i .$$

(-1,70) (7,83) $R^2 = 0,925$

Versicherungsguthaben:

$$\hat{V}_i^V = -13498,30 + 825,88 \cdot A_i - 38828,90 \cdot D_i .$$

(-1,78) (4,65) (-5,40) $R^2 = 0,882$

Es scheinen sich zwei Kategorien der Anlagen herauszubilden: solche, die von Rentnern und Pensionären unverändert weitergehalten werden und solche, die im Alter (teilweise) aufgelöst werden. Bauspareinlagen sind bei dieser Anlegergruppe in reduzierter Menge

anzutreffen, da im Rentenalter der Wunsch, eine Wohnung oder ein Haus zu bauen bzw. zu kaufen, bei den meisten Menschen nicht mehr vorhanden ist. Lebensversicherungen sind Produkte, die auf niedrigere Altersklassen abzielen. Für Rentner sind diese i.d.R. nicht sinnvoll. Andere Anlagen wie Spareinlagen oder festverzinsliche Wertpapiere werden nicht angegriffen, wenn im Alter Vermögen aufgelöst wird. Entgegen häufigem Rat zählen Aktien ebenfalls hierzu. Auch Umschichtungen aus auslaufenden Lebensversicherungen in diese Anlageformen sind denkbar.

Das in den Anlageformen gehaltene Vermögen nimmt mit steigendem Alter zu. Das gilt für alle Anlagearten außer Bauspareinlagen.³ Dies Ergebnis läßt sich derart interpretieren, daß Bausparen nicht der Altersvorsorge dient, sondern ein Zwecksparen für die Wohnungsfinanzierung ist. Mit jedem zusätzlichen Lebensjahr stieg 1998 das Volumen der Spareinlagen um durchschnittlich 264,60 DM, bei festverzinslichen Wertpapieren waren es 105,77 DM usw..

4.3 Abhängigkeit vom Nettoeinkommen des Haushalts

4.3.1 Aggregierte Betrachtung

Da Vermögen aus Einkommen gebildet wird, erscheint es plausibel, wenn Haushalte mit hohem Einkommen ein höheres Vermögen besitzen als solche mit einem niedrigeren Einkommen. Dieser Zusammenhang soll mit Daten der EVS zum Zeitpunkt 1998 untersucht werden. Dazu sei:

$$V_i = a + b \cdot Y_i + \varepsilon_i. \quad (4.2)$$

Y_i steht dabei für das monatliche Nettoeinkommen des Haushalts i . Die Schätzung für das gesamte Geldvermögen liefert:

$$\hat{V}_i = 10079,15 + 9,03 \cdot Y_i. \quad R^2 = 0,971$$

(1,74) (14,15)

Jede zusätzliche DM an Monatseinkommen führte somit für einen Haushalt im Durchschnitt zu einem um 9,03 DM höheren Geldvermögen. Der Erklärungsgehalt dieses Modells, ausgedrückt durch den Determinationskoeffizienten, ist mit 0,971 sehr hoch. Das Nettoeinkommen hat einen signifikanten Einfluß auf die Höhe des Vermögens. Sowohl hier wie

³ Trotzdem wurde bei Bauspareinlagen auf eine Neuspezifikation verzichtet, da die Abhängigkeit des Vermögens vom Alter Ziel dieser Untersuchung ist.

auch in der folgenden Einzelanalyse sind die Modellannahmen des klassischen Regressionsmodells erfüllt (vgl. Anhang S. I).

4.3.2 Betrachtung einzelner Anlagearten

Analog zur Untersuchung bezüglich des Einflusses des Alters soll auch der Einfluß des Nettoeinkommens auf jede einzelne Anlageform separat geschätzt werden. Die Spezifikation erfolgt nach Gleichung (4.2).

Bauspareinlagen:

$$\hat{V}_i^B = 1470,86 + 0,52 \cdot Y_i.$$

(1,60) (5,09) $R^2 = 0,812$

Spareinlagen:

$$\hat{V}_i^S = 7783,06 + 1,08 \cdot Y_i.$$

(4,49) (5,67) $R^2 = 0,842$

Rentenwerte:

$$\hat{V}_i^F = 107,00 + 0,57 \cdot Y_i.$$

(0,40) (19,53) $R^2 = 0,985$

Sonstige Anlagen bei Banken und Sparkassen:

$$\hat{V}_i^T = 3029,72 + 1,12 \cdot Y_i.$$

(3,54) (11,87) $R^2 = 0,959$

Aktien:

$$\hat{V}_i^A = -2040,10 + 1,30 \cdot Y_i.$$

(-4,16) (24,15) $R^2 = 0,990$

Sonstige Wertpapiere und Vermögensbeteiligungen:

$$\hat{V}_i^W = 310,14 + 1,03 \cdot Y_i.$$

(0,49) (14,72) $R^2 = 0,970$

An Privatpersonen verliehenes Geld:

$$\hat{V}_i^P = 239,89 + 0,13 \cdot Y_i.$$

(3,82) (18,13) $R^2 = 0,982$

Versicherungsguthaben:

$$\hat{V}_i^V = -822,26 + 3,27 \cdot Y_i.$$

(-0,43) (15,43) $R^2 = 0,975$

In allen Gleichungen ist der Koeffizient des Einkommens signifikant größer als Null. Somit existiert keine Anlageform (nach dem System der EVS), bei der ein Haushalt mit höherem Nettoeinkommen im Vergleich zu einem Haushalt mit niedrigerem Nettoeinkommen nicht

auch durchschnittlich ein größeres Vermögen angelegt hat. Bei Bauspareinlagen sind es 0,52 DM pro 1 DM monatlicher Nettoeinkommensänderung, bei Spareinlagen 1,08 DM, usw.. Auffällig ist der hohe Wert für Versicherungsguthaben von 3,27 DM. Dies ist vor dem Hintergrund zu sehen, daß Versicherungen – wie oben gezeigt – den höchsten Posten im Vermögensportfolio eines deutschen Durchschnittshaushalts bilden.

5 Analysen mit Längsschnittdaten

Nach den Regressionen, welche die Höhe des Vermögens zu einem festen Zeitpunkt untersuchen, soll nun die Bildung des Vermögens im Zeitablauf erklärt werden. Auch in dieser Schätzung wird mit DM-Größen gearbeitet, um diesbezüglich die Kontinuität zur vorherigen Analyse zu wahren.

5.1 Aggregierte Betrachtung

Aus der permanenten Einkommenshypothese und der Lebenszyklushypothese läßt sich folgern, daß die Ersparnis privater Haushalte S_t von ihrem Einkommen Y_t abhängt. Für diese Untersuchung stehen Jahresdaten aus der VGR für den Zeitraum zwischen 1960 und 2001 zur Verfügung.⁴ Dies ist in Abbildung 2 dargestellt.

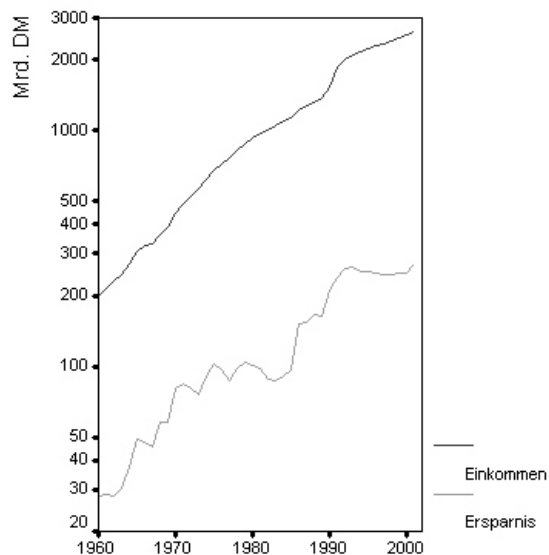


Abbildung 2: Einkommens- und Ersparnisentwicklung der privaten Haushalte in Deutschland seit 1960.

⁴ Inclusive privater Organisationen ohne Erwerbszweck. Das Einkommen ist hier nach Umverteilung zu verstehen.

5.1.1 Kointegrationsansatz

Die Spezifikation

$$S_t = a + b \cdot Y_t + \varepsilon_t, \quad (5.1)$$

führt zur Kleinstquadrat-Schätzung:

$$\hat{S}_t = 14,48 + 0,103 \cdot Y_t$$

(2,80) (27,23) $R^2 = 0,949$ $DW = 0,388$

Da es sich um Längsschnittdaten handelt, muß die Schätzung zusätzlich zu den bereits besprochenen Modellannahmen auch auf Autokorrelation getestet werden (Gujarati, 1995, S. 63f.). Dies geschieht mit Hilfe des Durbin-Watson-Tests (DW-Test).⁵ Da $DW < R^2$ ist, liegt entsprechend einer Faustregel ein Hinweis auf eine sogenannte Scheinregression (spurious regression) vor (Granger/ Newbold, 1974, S. 117f.). Scheinregressionen sehen auf den ersten Blick vermeintlich gut aus, liefern aber keinen Erklärungsgehalt, da Regressor und Regressand einem gemeinsamen Trend folgen (Enders, 1995, S. 216).

In diesem Fall könnte ein Kointegrationsmodell den Zusammenhang erklären. Dies setzt voraus, daß sowohl die Zeitreihe für die Ersparnis als auch die Zeitreihe für das Einkommen nichtstationär und integriert vom gleichen Grad sind. Außerdem müssen die Residuen ε stationär sein, dürfen also nur noch einem reinen Zufallsprozeß, bezeichnet als weißes Rauschen, folgen (Enders, 1995, S. 219f.).

Beim Kointegrationsansatz hätte ein Strukturbruch, wie er im vorliegenden Datenmaterial zu vermuten wäre,⁶ negative Konsequenzen: die Beurteilungskriterien wären verzerrt und damit nicht anwendbar (Enders, 1995, S. 243). Da sich allerdings eine Dummyvariable, die ab 1990 den Wert eins, sonst Null annimmt, nicht als signifikant erwies, soll im weiteren Verlauf angenommen werden, daß kein Strukturbruch vorliege.⁷

Auch im Rahmen dieses Ansatzes werden alle Einzelgleichungen mit der KQ-Methode geschätzt. Der Zeitreihenumfang von 42 Werten stellt die unterste Grenze dar, mit der eine Kointegrationsschätzung sinnvoll erscheint. Deshalb sollten die geschätzten Koeffizienten mit Vorsicht interpretiert werden.

⁵ Die Werte der Teststatistik für den DW-Test liegen zwischen Null und vier, wobei Werte um zwei darauf hindeuten, daß keine Autokorrelation vorliegt. Bei $DW = 0$ liegt perfekte positive Autokorrelation vor, während $DW = 4$ perfekte negative Autokorrelation impliziert.

⁶ Bis 1989 bezogen sich die Daten nur auf Westdeutschland, seit 1990 liegen gesamtdeutsche Daten vor.

⁷ Hassler (2001, S. 38) geht davon aus, daß bei einer Kointegrationsschätzung von Konsum und Einkommen kein Strukturbruch im Rahmen der deutschen Wiedervereinigung vorliegt.

5.1.2 Test auf Integration des Einkommens

Mit Hilfe des Dickey-Fuller-Tests (DF-Test) bzw. des Augmented Dickey-Fuller-Tests (ADF-Test) soll überprüft werden, ob das Einkommen eine Einheitswurzel (Enders, 1995, S. 212ff.) hat, also einem differenz-stationären Prozeß (DSP) folgt.⁸ Dazu werden die ersten Differenzen des Einkommens gemäß den folgenden drei Gleichungen modelliert (Enders, 1995, S. 222):

$$\Delta Y_t = \mu + \alpha \cdot t + \gamma \cdot Y_{t-1} + \sum_{j=1}^K \beta_j \cdot \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (5.2)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma \cdot Y_{t-1} + \sum_{j=1}^K \beta_j \cdot \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t, \quad (5.3)$$

$$\Delta Y_t = \gamma \cdot Y_{t-1} + \sum_{j=1}^K \beta_j \cdot \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t. \quad (5.4)$$

Gleichung (5.2) beschreibt das unrestringierte Modell: neben dem um eine Periode verzögerten Einkommen sind auch eine Konstante μ und ein Trend t aufgenommen. Die Regression ohne Trend schätzt Gleichung (5.3), ohne Trend und ohne Konstante (5.4). Der Term $\sum_{j=1}^K \beta_j \cdot \Delta Y_{t-j}$ macht aus dem DF- einen ADF-Test und soll vorhandene Autokorrelation eliminieren (Eckey/ Kosfeld/ Dreger, 1995, S. 206). Bei dieser Analyse wurde mit einer Lag-Länge von einer Periode, d.h. $K = 1$, gearbeitet. Der Einfluß höherer Lags erwies sich nicht als signifikant.

Die geschätzten Gleichungen für das Einkommen privater Haushalte lauten:

$$\Delta Y_t = -9,35 + 4,80 \cdot t - 0,061 \cdot Y_{t-1} + 0,50 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

(-0,53) (2,10) (-1,71) (3,60)

$$\Delta Y_t = 17,24 + 0,011 \cdot Y_{t-1} + 0,53 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

(1,36) (1,06) (3,64)

$$\Delta Y_t = 0,019 \cdot Y_{t-1} + 0,58 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

(2,32) (4,06)

Das komplette Schema des ADF-Tests und seine Durchführung – aus Übersichtlichkeitsgründen im Anhang auf den Seiten I und II zu finden – testet alle denkbaren Kombinationen, die $\gamma = 0$ beinhalten. In diesem Fall ergab sich, daß $\gamma = 0$ ist. Damit besitzt Y_t eine Einheitswurzel, es liegt somit ein differenz-stationärer Prozeß vor.

⁸ Ein differenz-stationärer Prozeß hat einen stochastischen Trend, die Stationarisierung erfolgt durch Differenzbildung.

Um den Grad der Stationarität zu ermitteln, ist auf die gleiche Weise zu untersuchen, ob bei den ersten Differenzen ΔY_t eine Einheitswurzel vorliegt (Gujarati, 1995, S. 719). Die in Anlehnung an (5.6) aufgestellte Regression

$$\Delta^2 Y_t = \mu + \alpha \cdot t + \gamma \cdot \Delta Y_{t-1} + \beta_1 \cdot \Delta^2 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.5)$$

liefert:

$$\Delta^2 \hat{Y}_t = 8,53 + 1,30 \cdot t - 0,62 \cdot \Delta Y_{t-1} + 0,21 \cdot \Delta^2 Y_{t-1} .$$

(0,55) (1,84) (-3,68) (1,27)

Da der t-Wert der zu schätzenden Größe γ von -3,68 hier den kritischen Wert $\tau_\tau = -3,50$ unterschreitet, wird H_0 verworfen. Es kann davon ausgegangen werden, daß die ersten Differenzen keine Einheitswurzel haben. Damit ist das Einkommen privater Haushalte integriert vom Grad eins.

5.1.3 Test auf Integration der Ersparnis

Das Vorgehen bei der Überprüfung, ob die Ersparnis integriert ist, erfolgt analog zu Abschnitt 5.1.2. Deshalb werden hier nur die Endergebnisse kurz erläutert und für Details auf Seite III im Anhang verwiesen. Die geschätzten Gleichungen für die ADF-Tests lauten:

$$\Delta S_t = 0,27 + 1,08 \cdot t - 0,152 \cdot Y_{t-1} + 0,223 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t ,$$

(0,06) (2,02) (-1,94) (1,38)

$$\Delta S_t = 5,52 - 0,003 \cdot Y_{t-1} + 0,166 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t ,$$

(1,30) (-0,11) (1,00)

$$\Delta S_t = 0,027 \cdot Y_{t-1} + 0,185 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t .$$

(1,71) (1,11)

Alle Tests führten zur Annahme der Nullhypothesen, so daß die Ersparnis als differenzstationärer Prozeß anzusehen ist.

Bei der Überprüfung der ersten Differenzen auf Stationarität erhält man:

$$\Delta^2 S_t = 2,98 + 0,091 \cdot t - 0,802 \cdot \Delta Y_{t-1} + 0,053 \cdot \Delta^2 Y_{t-1} + \varepsilon_t .$$

(0,57) (0,45) (-3,63) (-0,31)

Auch hier liegt keine Einheitswurzel vor. Die Ersparnisse sind folglich ebenfalls integriert vom Grad eins.

5.1.4 Test auf Kointegration

Der Kointegrationstest von Engle und Granger (EG-Test) prüft, ob die Residuen der Regression integriert vom Grad Null sind. Aus den Restwerten von Gleichung (5.1) wird im einfachsten Fall die Regression

$$\Delta \varepsilon_t = \hat{\gamma} \cdot \varepsilon_{t-1} + \omega_t \quad (5.6)$$

geschätzt und die Signifikanz des Koeffizienten γ mit dem ADF-Test auf Kointegration überprüft (Enders, 1995, S. 373ff.). Die Schätzung ergibt:

$$\Delta \hat{\varepsilon} = -0,190 \cdot \varepsilon_{t-1} \\ (-3,45)$$

Da der kritische Wert von -3,29 unterschritten wurde, wird davon ausgegangen, daß die Restwerte einem reinen Zufallsprozeß folgen (Engle/ Yoo, 1987, S. 157).

5.1.5 Schätzung des Fehlerkorrekturmodells

Wie die bisherigen Tests zeigten, sind Einkommen und Ersparnis kointegriert, da beide integriert vom Grad eins sind und die Residuen nur noch „weißes Rauschen“ beinhalten. In diesem Fall kann ein Fehlerkorrekturmodell (error correction model) aufgestellt werden (Eckey/ Kosfeld/ Dreger, 1995, S. 215). Die Idee dieses Modells besteht darin, eine Verbindung zu schaffen zwischen der „klassischen“ Regressionsanalyse, die bei der Spezifikation auf ökonomische Theorie zurückgreifen kann, und stochastischen Zeitreihenmodellen, die Zufallsprozesse modellieren. Das Fehlerkorrekturmodell wird in der folgenden Form aufgestellt (Gujarati, 1995, S. 728):

$$\Delta S_t = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot \Delta Y_t + \gamma_2 \cdot (S_{t-1} - \beta \cdot Y_{t-1}) + \omega_t \quad (5.7)$$

Der Parameter β entspricht der langfristig gleichgewichtigen Sparquote und wurde entsprechend der Spezifikation (5.1) auf 0,103 geschätzt. Für den Fehlerkorrekturterm γ_2 wird ein negatives Vorzeichen erwartet. Die Schätzung ergab:

$$\Delta S_t = -0,230 + 0,169 \cdot \Delta Y_t - 0,262 \cdot (S_{t-1} - 0,103 \cdot Y_{t-1}) + \omega_t \\ (-0,09) \quad (4,73) \quad (-2,60) \quad R^2 = 0,378 \quad DW = 1,946$$

Der DW-Wert zeigt, daß die Autokorrelation nun aus der Schätzung eliminiert ist. Der Fehlerkorrekturterm ist signifikant von Null verschieden. Es besteht eine langfristige Abhängigkeit der Ersparnisse privater Haushalte von ihrem Einkommen, wobei auch Einkommen aus Vorperioden Einfluß haben können. Bei Abweichungen vom langfristigen

Gleichgewicht werden in einer Periode, also pro Jahr, durchschnittlich 26,2% des Ungleichgewichts abgebaut.

5.2 Untersuchung einzelner Anlagearten

Abschließend soll eine Untersuchung zur Entwicklung der einzelnen Anlagearten durchgeführt werden. Dabei steht der Zusammenhang zwischen Sparvolumen und Rendite einer bestimmten Anlage im Vordergrund. Die Analyse umfaßt den Zeitraum 1968 bis 2002 und beschränkt sich auf Spareinlagen, Termineinlagen, festverzinsliche Wertpapiere und Aktien. Auf die Untersuchung von Bauspareinlagen wurde verzichtet, weil die Rendite eines Bausparvertrags nicht eindeutig ist.⁹ Lebensversicherungen wurden wegen ihrer geringen Transparenz weggelassen. Da bei den Kategorien Wertpapiere und andere Vermögensbeteiligungen sowie privat verliehenes Geld keine sinnvollen Renditevergleiche möglich sind, wurden diese ebenfalls nicht berücksichtigt.

5.2.1 Durchschnittsrenditen der Anlagearten

In dieser Untersuchung werden die Renditen der einzelnen Anlageformen (in Prozent) als erklärende Größen für die Höhe des Anlagevolumens (in Mrd. DM) herangezogen. Im einzelnen sind dies:

- Rendite der Spareinlagen r^S ,
- Rendite der Termineinlagen r^T ,
- Rendite der Aktien r^{DAX} ,¹⁰
- (Gesamt-)Rendite der festverzinslichen Wertpapiere r^{REX} .¹¹

Abbildung 3 zeigt, welche annualisierte Verzinsung, errechnet mit dem geometrischen Mittel, die jeweilige Anlageform von 1968 bis 2001 bzw. 2002 erbrachte. Renten lagen in diesem Zeitraum an der Spitzenposition, Spareinlagen an letzter Stelle. Bei Aktien zeigte sich

⁹ Die Ermittlung der Renditen eines Bausparvertrags führt nicht zu eindeutigen Ergebnissen. In der Finanzwirtschaft spricht man von einer irregulären Investition, wenn auf eine oder mehrere Einzahlungen (hier die Sparphase) eine Auszahlung (Darlehen) folgt und danach noch weitere Einzahlungen zu leisten sind (Rückzahlung des Darlehens). Dann besitzt die Kapitalwertfunktion zwei (positive) Nullstellen und liefert gleich zwei (positive) Interne Zinsfüße, also zwei Renditen (Franke/ Hax, 1994, S. 174f).

¹⁰ Hier wurde die jährliche Änderung des Deutschen Aktienindex (DAX) genommen. Da der DAX ein sogenannter Performance-Index ist, sind sämtliche Rückflüsse, die dem Anleger zufließen (z.B. Dividenden) in der Berechnung bereits berücksichtigt.

¹¹ Diese wird ausgedrückt durch die jährliche Änderung des Deutschen Rentenindex (REX), auch hier wird der Performance-Index verwendet.

deren hohe Schwankungsbreite. War ihre Durchschnittsrendite 2001 noch nahe den Rentenspapieren platziert, fiel sie 2002 durch den Kurseinbruch auf Termingeldniveau zurück.

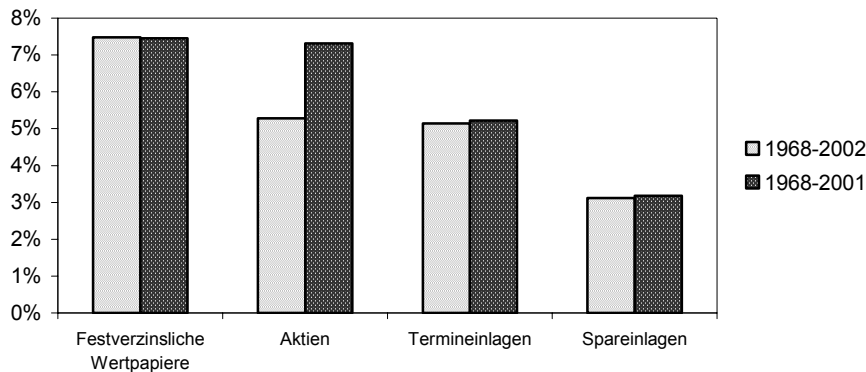


Abbildung 3: Jährliche Durchschnittsrenditen in ausgewählten Anlagearten seit 1968.

5.2.2 Geldvermögensbildung in einzelnen Anlagearten

Die jeweiligen Renditen sollen erklären, wie hoch die Zuflüsse oder Abflüsse privater Haushalte in die einzelnen Anlageformen, dargestellt in Abbildung 4, sind.¹² Außerdem wird untersucht, ob – entsprechend der Opportunitätskostenüberlegungen – Renditen konkurrierender Anlageformen Einfluß auf die Höhe der Ersparnis zeigen (Deutsche Bundesbank, 2003a, S. 36).

Zur Verbesserung der Schätzergebnisse werden zusätzlich noch folgende Variablen einbezogen:

- Umlaufrendite aller börsennotierten deutschen Anleihen r^U ,
- Renditedifferenzen zwischen deutschen Industriefinanzen und deutschen Anleihen der öffentlichen Hand gleicher Laufzeit, bezeichnet mit *Spread*,¹³
- reale Wachstumsrate des Bruttoinlandsprodukts *BIP*,¹⁴
- eine Dummyvariable *D*, die bis 1989 den Wert Null, sonst den Wert Eins annimmt, um den Strukturbruch aufgrund der deutschen Wiedervereinigung zu modellieren,
- ein linearer Trend *t*.

¹² Die Ersparnis ist nicht identisch mit den ersten Differenzen des Vermögens, diese müssen noch um Kursänderungen und thesaurierte Zinsen bereinigt werden.

¹³ Der Spread stellt dabei einen Bonitätsindikator dar. So weisen Anleihen mit geringerer Bonität höhere Spreads auf, was ein geringeres Vertrauen in die Zahlungsfähigkeit des Schuldners signalisiert (Deutsche Bundesbank, 2003b, S. 44).

¹⁴ Die Aufnahme dieser Variablen erklärt sich dadurch, daß in Phasen guter konjunktureller Entwicklung ein anderes Sparverhalten als in einer Rezession herrschen könnte (Deutsche Bundesbank 2003b, S. 39f.).

Mrd. DM

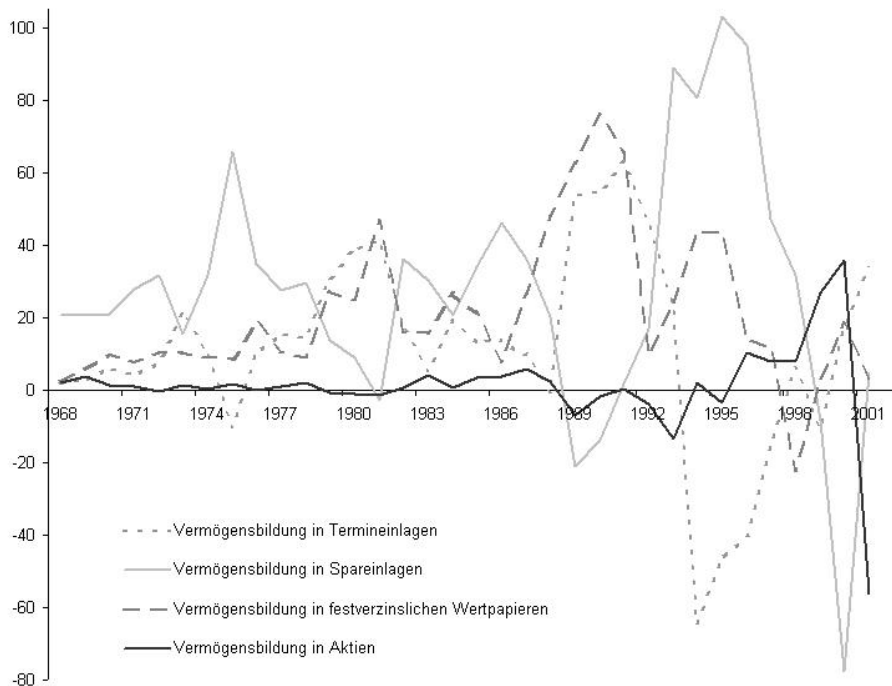


Abbildung 4: Jährliche Geldvermögensbildung in ausgewählten Anlagearten seit 1968.

In einem Grundmodell wird zunächst die Geldvermögensbildung in Abhängigkeit aller genannten Variablen betrachtet. Solche, die sich als nicht signifikant erwiesen, wurden in Einzelprüfungen sukzessive aus der Schätzung entfernt. Im folgenden werden die einzelnen Schätzgleichungen angegeben und interpretiert.

Geldvermögensbildung in Termineinlagen S^T :

$$\hat{S}_t^T = 20,67 + 14,82 \cdot r_t^T - 23,10 \cdot r_t^S - 36,68 \cdot D_t, \quad R^2 = 0,494$$

(1,36) (5,17) (-3,58) (-3,14)

Die Zu- und Abflüsse in Termineinlagen hängen wie erwartet von den auf Termingeld gezahlten Zinsen ab. Für jeden zusätzlich gezahlten Prozentpunkt stiegen die Zuflüsse um 14,82 Mrd. DM. Die Höhe der Zinsen auf Spareinlagen übt einen negativen Einfluß aus. Sinkende Zinsen in diesem Bereich veranlassen die Kunden, in Termingeld umzuschichten. Außerdem zeigt der Koeffizient der qualitativen Variablen für den Strukturbruch einen signifikanten Einfluß, damit liegt für Gesamtdeutschland ein anderes Sparverhalten in Termineinlagen vor als in Westdeutschland. Weitere Variablen sind nicht signifikant von Null verschieden. Die Annahmen des Regressionsmodells sind in dieser wie auch in den folgenden Schätzungen erfüllt (siehe Anhang S. IV).

Geldvermögensbildung in Spareinlagen S^S :

$$\hat{S}_t^S = 40,58 + 1,13 \cdot r_t^S - 6,56 \cdot BIP_t.$$

(2,46) (0,24) (-2,42) $R^2 = 0,160$

Die Geldvermögensbildung in Spareinlagen hängt entgegen der intuitiven Erwartung nicht von den darauf gezahlten Zinsen ab, dieser Einfluß ist hier nicht signifikant. Diese Sparer scheinen der Höhe des Zinssatzes keine große Bedeutung beizumessen, zumal Spareinlagen ohnehin nur geringe Renditen erbringen. Vielmehr ist die Konjunktorentwicklung entscheidend: In einem schwachen wirtschaftlichen Umfeld legen private Haushalte verstärkt Geld in Spareinlagen an, um eine Art „Notgroschen“ zurückzuhalten. Hier scheint das Motiv des Angstsparens hervorzutreten. Auch die Konstante hat signifikanten Einfluß, es scheint eine Grundtendenz zum „Sparbuchsparen“, unabhängig von übrigen Einflüssen, zu geben. Der Erklärungsgehalt der Schätzung ist bei einem R^2 von 0,16 als eher gering anzusehen.

Geldvermögensbildung in festverzinslichen Wertpapieren S^F :

$$\hat{S}_t^F = -33,65 - 0,58 \cdot r_t^{REX} + 19,60 \cdot r_t^U - 24,50 \cdot r_t^S - 16,03 \cdot Spread_t.$$

(2,50) (-1,35) (6,93) (-6,55) (-1,98) $R^2 = 0,662$

Bei festverzinslichen Wertpapieren ist zwischen zwei verschiedenen Renditen zu unterscheiden. Die Entwicklung des REX umfaßt neben Zinsen auch Kursgewinne oder -verluste. Die Umlaufrendite gibt die Verzinsung einer Anleihe an, wenn sie bis zur Endfälligkeit gehalten wird. Der REX hat keine signifikante Wirkung auf das Investitionsverhalten privater Haushalte in Anleihen, die Umlaufrendite dagegen schon. Die Mehrzahl der Privatanleger am Rentenmarkt scheint demnach nicht auf Kursgewinne zu spekulieren, sondern möchte die Papiere bis zum Ende der Laufzeit halten. Die Spezifikation ohne die Variable r^{REX} ergibt:

$$\hat{S}_t^F = -36,26 + 19,53 \cdot r_t^U - 24,74 \cdot r_t^S - 17,08 \cdot Spread_t.$$

(-2,68) (6,81) (-6,54) (-2,09) $R^2 = 0,641$

Wenn die Umlaufrendite am Markt um einen Prozentpunkt steigt, investieren deutsche private Haushalte im betrachteten Zeitraum jährlich durchschnittlich 19,53 Mrd. DM mehr in festverzinsliche Wertpapiere. Auch sinkende Zinsen für Spareinlagen führten zu verstärkten Anleihekäufen; um 24,74 Mrd. DM nehmen die Käufe pro fallendem Prozentpunkt zu. Ein geringer Spread impliziert, daß ein hohes Vertrauen in die Bonität der nichtstaatlichen

Emittenten besteht, auch das zeigt seine Wirkung in verstärkten Mittelzuflüssen der Privatanleger.

Während der Zins auf Spareinlagen die Volumensänderungen in Termineinlagen und festverzinslichen Wertpapieren beeinflusst, haben Terminmarktzinsen und die Umlaufrendite im Gegenzug keinen signifikanten Einfluß auf die Höhe der Spareinlagen. Das könnte darin begründet sein, daß das gesamte Volumen von Spareinlagen wesentlich größer ist als das der übrigen untersuchten Anlagen.

Geldvermögensbildung in Aktien S^A :

$$\hat{S}_t^A = 0,148 + 0,102 \cdot r_t^{DAX} .$$

(0,06) (1,06) $R^2 = 0,034$

Bei Aktien konnte keine signifikante Abhängigkeit zwischen den Mittelzu- und -abflüssen privater Anleger und der jährlichen DAX-Rendite festgestellt werden. Auch andere Variablen, wie beispielsweise konjunkturelle Einflüsse, erwiesen sich als nicht signifikant. Von diesen wäre es noch am ehesten zu vermuten gewesen.¹⁵ Der Determinationskoeffizient ist äußerst gering, zudem sind die Modellannahmen Homoskedastie und Normalverteilung der Restwerte nicht erfüllt (vgl. Anhang S. IV), so daß die Schätzung wenig brauchbar erscheint.

Der Börse floß während der Hausse 1999 und 2000 Liquidität in bis dahin nicht gekanntem Ausmaß zu, über 60 Mrd. DM. Fast ebenso hoch waren die Abflüsse im Jahr 2001 (Deutsche Bundesbank, 2002a, S. 26). Die ausgelöste Spekulationsblase läßt sich an der Börsenkapitalisierung im Vergleich zum Bruttoinlandsprodukt ablesen. Lag der Quotient Ende 1995 noch bei 22%, stieg er in der Spitze im Jahr 2000 auf bisher in Deutschland nicht erreichte 82%, Ende 2002 war er wieder auf 31% zurückgefallen (Deutsche Bundesbank, 2003a, S. 29f.). Insbesondere an Kapitalmärkten ist manchmal zu beobachten, daß sich Marktteilnehmer völlig irrational verhalten. Beeinflußt von verzerrten Wahrnehmungen (Kiehling, 2001, S. 53ff.), treffen sie dann ökonomisch nicht nachvollziehbare Entscheidungen.

¹⁵ Die Aktienkurse sind ein konjunktureller Frühindikator (Deutsche Bundesbank 2003a, S.37f.), die vielen übrigen bekannten Frühindikatoren oft vorauslaufen (Hüfner/ Schröder, 2001 und 2002). Möglicherweise könnte mit unterjährigen Daten dieser Zusammenhang nachgewiesen werden.

Die von extremen Ausschlägen geprägte Kursentwicklung am Neuen Markt könnte die Zu- und Abflüsse in den Aktienmarkt möglicherweise besser erklären. Da der Neue Markt nur von 1997 bis 2003 existierte, steht jedoch kein geeignetes Datenmaterial zur Verfügung, so daß darauf verzichtet wurde, dessen Kursentwicklung in der Schätzung zu berücksichtigen.

6 Fazit und Ausblick

Bei den einzelnen Anlageformen wachsen mit einer steigenden Zahl von zur Verfügung stehenden Produkten die Diversifikationsmöglichkeiten. Die Arbeit hat gezeigt, daß nicht alle Anlageformen in gleichem Umfang genutzt werden. Insbesondere die direkten Investitionen in Aktien und Renten nahmen nur ein geringes Volumen ein. Aktien unterliegen dabei besonders hohen Schwankungen. Im untersuchten Zeitraum war die Kursentwicklung besonders ungünstig und erbrachte nur geringe Renditen. Zudem haben sich Privatanleger – man betrachte die Spekulationsblasen der Jahre 1999 und 2000 insbesondere am Neuen Markt – nicht immer klug verhalten. Doch auch bei indirekten Investitionen in Aktien- und Rentenmärkte, z.B. durch Lebensversicherungen, sieht es für die Aktienanlage nicht gut aus. In der Baisse 2002/2003 haben Versicherungsunternehmen deutsche Aktien zu Tiefkursen verkauft oder verkaufen müssen, die einst auf deutlich höherem Niveau aufgestockt worden waren. Damit haben sie ihren Anlegern keinen guten Dienst erwiesen. Die Deutsche Bundesbank (2003a, S. 29) prognostiziert dennoch, daß dem Aktienmarkt auf lange Sicht eine größere Bedeutung zukommen wird.

Vor dem Hintergrund der Tatsache, daß aufgrund demographischer Veränderungen das bisher umlagefinanzierte Rentensystem in der jetzigen Form nicht aufrechtzuerhalten ist, erscheint die Bildung eines Kapitalstocks zur Altersvorsorge unvermeidlich. Die bisher schon hohe Bedeutung der privaten Haushalte als die bedeutendsten Ersparnisbilder in der deutschen Volkswirtschaft wird dann noch weiter zunehmen. Auch die Deutsche Bundesbank (2002b, S. 25) weist darauf hin, daß eine Notwendigkeit privater Altersvorsorge besteht. Man darf gespannt sein, wie sich Privathaushalte in Zukunft beim Zielkonflikt zwischen einer höheren Rendite und höherer Sicherheit entscheiden werden.

Anhang

	Normalverteilung der Residuen	Homoskedastie	Keine Multikollinearität
Regressand	p-value (KS-Test)	p-value ¹⁶ (Test auf $\rho_R = 0$)	VIF (A, D)
V	0,863	0,253	2,41
V ^B	0,473	0,337	2,41
V ^S	0,725	0,215	2,41
V ^F	0,968	0,702	2,41
V ^T	0,738	0,432	2,41
V ^A	0,989	0,482	2,41
V ^W	0,996	0,337	2,41
V ^P	0,983	0,819	2,41
V ^V	0,821	0,180	2,41

Tabelle 1: Ergebnisse der Tests auf Überprüfung der Modellannahmen des linearen Regressionsmodells zu den Schätzungen in Kapitel 4.2.1 und 4.2.3.

	Normalverteilung der Residuen	Homoskedastie
Regressand	p-value (KS-Test)	p-value (Test auf $\rho_R = 0$)
V	0,761	0,320
V ^B	0,687	0,260
V ^S	0,976	0,086
V ^F	0,904	0,531
V ^T	0,696	0,102
V ^A	0,837	0,736
V ^W	0,265	0,531
V ^P	0,578	0,120
V ^V	0,631	0,867

Tabelle 2: Ergebnisse der Tests auf Überprüfung der Modellannahmen des linearen Regressionsmodells zu den Schätzungen in Kapitel 4.3.1. und 4.3.2.

Durchführung der ADF-Tests

Entsprechend dem Ablaufschema für ADF-Tests sind alle denkbaren Kombinationen zu prüfen, die auf $\gamma = 0$ testen (Enders, 1995, S. 223). Die Prüfgrößen folgen nicht der t- oder der F-Statistik (Enders, 1995, S. 215), hier müssen vielmehr modifizierte t- bzw. F-Tests –

¹⁶ Bei allen Tests auf Homoskedastie wurden zweiseitige Tests durchgeführt.

bezeichnet als τ - bzw. ϕ -Statistik – benutzt werden, die Dickey und Fuller mit einer Monte Carlo-Simulation ermittelt haben.

Im folgenden wird stets eine Irrtumswahrscheinlichkeit von 5% angenommen. Bei der Überprüfung von $\gamma = 0$ in nur einer Gleichung ist die τ -Statistik zu verwenden, dieser Test erfolgt linksseitig. Bei einem Vergleich zweier Gleichungen wird ein Test auf Restriktionen durchgeführt. Die Prüfgröße für die ϕ -Statistik lautet allgemein¹⁷ (Enders, 1995, S. 222f.):

$$\phi_j = \frac{(RSS_{\text{restringiert}} - RSS_{\text{unrestringiert}}) / r}{RSS_{\text{unrestringiert}} / (T - k)}. \quad (\text{A.1})$$

Dieser Test erfolgt rechtsseitig.

Test auf Integration des Einkommens

Die drei geschätzten Gleichungen lauten (vgl. S. 13):

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= -9,35 + 4,80 \cdot t - 0,061 \cdot Y_{t-1} + 0,50 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t, \\ &\quad (-0,53) \quad (2,10) \quad (-1,71) \quad (3,60) \quad \text{RSS} = 60642,89 \\ \Delta Y_t &= 17,24 + 0,011 \cdot Y_{t-1} + 0,53 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t, \\ &\quad (1,36) \quad (1,06) \quad (3,64) \quad \text{RSS} = 68068,29 \\ \Delta Y_t &= 0,019 \cdot Y_{t-1} + 0,58 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t. \\ &\quad (2,32) \quad (4,06) \quad \text{RSS} = 71477,29 \end{aligned}$$

Gleichung(en)	H ₀	Prüfgröße	krit. Wert	ber. Wert	H ₀ abgelehnt?
5.2	$\gamma = 0$	τ_γ	-3,50	-1,71	nein
5.2 und 5.3	$\alpha = \gamma = 0$	Φ_3	6,73	2,33	nein
5.2 und 5.4	$\mu = \alpha = \gamma = 0$	Φ_2	5,13	2,26	nein
5.3	$\gamma = 0$	τ_μ	-2,93	1,06	nein
5.3 und 5.4	$\gamma = \mu = 0$	Φ_1	4,86	0,98	nein
5.4	$\gamma = 0$	τ	-1,95	2,32	nein

Tabelle 3: Ergebnisse der ADF-Tests auf Integration des Einkommens in Kapitel 5.1.2.

¹⁷ Hier steht r für die Anzahl der Restriktionen, T für die Anzahl der Beobachtungen und k für die Zahl der Parameter in der unrestringierten Schätzung (inklusive Absolutglied). RSS (Residual Sums of Squares) bezeichnet die Quadratsummen der Restwerte der Regression.

Test auf Integration der Ersparnis

Die Gleichungen für die Ersparnis lauten (vgl. S. 14):

$$\Delta S_t = 0,27 + 1,08 \cdot t - 0,152 \cdot Y_{t-1} + 0,223 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

(0,06) (2,02) (-1,94) (1,38) RSS = 6490,21

$$\Delta S_t = 5,52 - 0,003 \cdot Y_{t-1} + 0,166 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t,$$

(1,30) (-0,11) (1,00) RSS = 7227,60

$$\Delta S_t = 0,027 \cdot Y_{t-1} + 0,185 \cdot \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t.$$

(1,71) (1,11) RSS = 7555,17

Gleichung(en)	H ₀	Prüfgröße	krit. Wert	ber. Wert	H ₀ abgelehnt?
5.2	$\gamma = 0$	τ_τ	-3,50	-1,94	nein
5.2 und 5.3	$\alpha = \gamma = 0$	Φ_3	6,73	2,16	nein
5.2 und 5.4	$\mu = \alpha = \gamma = 0$	Φ_2	5,13	2,08	nein
5.3	$\gamma = 0$	τ_μ	-2,93	-0,11	nein
5.3 und 5.4	$\gamma = \mu = 0$	Φ_1	4,86	0,88	nein
5.4	$\gamma = 0$	τ	-1,95	1,11	nein

Tabelle 4: Ergebnisse der ADF-Tests auf Integration der Ersparnis in Kapitel 5.1.3.

	Normalverteilung der Residuen	Homoskedastie	Keine Multikollinearität	Keine Autokorrelation
Regression	p-value (KS-Test)	p-value (Test auf $\rho_R = 0$)	VIF ($\Delta Y_t, S_{t-1}, \beta Y_{t-1}$)	DW
Fehlerkorrekturmodell	0,461	0,109	1,175	1,946

Tabelle 5: Ergebnisse der Tests auf Überprüfung der Modellannahmen des linearen Regressionsmodells zur Schätzung des ECM in Kapitel 5.1.5.

	Normalverteilung der Residuen	Homoskedastie	Keine Multikollinearität						Keine Autokorrelation
	p-value (KS-Test)	p-value (Test auf $\rho_R = 0$)	VIF ₁	VIF ₂	VIF ₃	VIF ₄	VIF ₅	VIF ₆	DW
Geldvermögensbildung									
Termineinlagen	0,421	0,069	(r^I, r^S) 2,022	(r^I, D) 1,032	(r^S, D) 1,776				1,448
Spareinlagen	0,677	0,188	(r^S, BIP) 1,004						1,397
Festverzinsl. WP (mit r^{REX})	0,970	0,084	(r^{REX}, r^U) 1,009	(r^{REX}, r^S) 1,010	$(r^{REX}, Spread)$ 1,004	(r^U, r^S) 4,235	$(r^U, Spread)$ 1,074	$(r^S, Spread)$ 1,074	1,693
Festverzinsl. WP (ohne r^{REX})	0,809	0,085	(r^U, r^S) 4,235	$(r^U, Spread)$ 1,074	$(r^S, Spread)$ 1,074				1,526
Aktien	0,009	0,004							1,818

Tabelle 6: Ergebnisse der Tests auf Überprüfung der Modellannahmen des linearen Regressionsmodells zu den Schätzungen in Kapitel 4.2.2. Verletzungen der Annahmen sind fett markiert.

Literatur

Blanchard, O. (2000)

Macroeconomics, 2nd ed., Upper Saddle River.

Bosch, K. (1992)

Statistik-Taschenbuch, München u.a..

Braun, R. (2000)

Vermögensbildung privater Haushalte, Frankfurt/ Main.

Deutsches Aktieninstitut (2002)

DAI-Factbook 2002, Frankfurt/ Main.

Deutsche Bundesbank (1993)

Zur Vermögenssituation der privaten Haushalte in Deutschland, in: Monatsbericht 10/1993, S. 19-32.

Deutsche Bundesbank (2002a)

Die gesamtwirtschaftlichen Finanzierungsströme im Jahr 2001, in: Monatsbericht 6/2002, S. 15-39.

Deutsche Bundesbank (2002b)

Kapitalgedeckte Altersvorsorge und Finanzmärkte, in: Monatsbericht 7/2002, S. 25-40.

Deutsche Bundesbank (2003a)

Gesamtwirtschaftliche Aspekte der Aktienkursentwicklung, in: Monatsbericht 3/2003, S. 29-41.

Deutsche Bundesbank (2003b)

Die Entwicklung der Bankeinlagen in Deutschland, in: Monatsbericht 4/2003, S. 35-48.

Eckey, H. F., Kosfeld, R., Dreger, C. (1995)

Ökonometrie, Grundlagen – Methoden – Beispiele, Wiesbaden.

Enders, W. (1995)

Applied econometric time series, New York u.a..

Engle, R. F., Yoo, B. S. (1987)

Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems, in: Journal of Econometrics, Vol. 35, S. 143-159.

Franke, G., Hax, H. (1994)

Finanzwirtschaft des Unternehmens und Kapitalmarkt, 3. Aufl., Berlin u.a..

Friedman, M. (1957)

A Theory of the Consumption Function, Princeton.

Granger, C. W. J., Newbold, P. (1974)

Spurious Regressions, in: *Journal of Econometrics*, vol. 2, S. 111-120.

Gujarati, D. N. (1995)

Basic Econometrics, 3rd ed., New York.

Haslinger, F. (1995)

Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung, 7. Aufl., München.

Hassler, U. (2001)

Wealth and Consumption, in: *Jahrbuch für Nationalökonomie und Statistik*, 221, S. 32-44.

Hüfner, F. P., Schröder, M. (2001)

Unternehmens- versus Analystenbefragungen – Zum Prognosegehalt von ifo-Geschäftserwartungen und ZEW-Konjunkturerwartungen, Discussion Paper No. 01-04, ZEW, Mannheim,

<ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0104.pdf>, Abruf 09.09.2003.

Hüfner, F. P., Schröder, M. (2002)

Forecasting Economic Activity in Germany – How Useful are Sentiment Indicators?, Discussion Paper No. 02-56, ZEW, Mannheim,

<ftp://ftp.zew.de/pub/zew-docs/dp/dp0256.pdf>, Abruf 09.09.2003.

Kiehling, H. (2001)

Börsenpsychologie und Behavioral Finance, München.

Modigliani, F., Brumberg, R. (1962)

Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-Section Data, in: Kurihara, K. (Hrsg.), *Post-Keynesian Economics*, Aldershot/ Brookfields, S. 388-436.

Siebert, H. (2000)

Einführung in die Volkswirtschaftslehre, 13. Aufl., Stuttgart.

Statistisches Bundesamt (2002a)

Wirtschaftsrechnungen, Einkommens- und Verbrauchsstichprobe, Aufgabe, Methode und Durchführung der EVS 1998, Wiesbaden.

Statistisches Bundesamt (2002b)

Statistisches Jahrbuch 2002, Wiesbaden.

Woll, A. (2000)

Allgemeine Volkswirtschaftslehre, 13. Aufl., München.

Autor: Diplom-Kaufmann Andreas Handel, Projektbearbeiter

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)

* Im Internet unter <http://wiwi.uni-mainz.de/vwl/schulze/welcome.html> verfügbar.