

Becker, Ralf; Müller, Claudia

**Working Paper**

## Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen

Arbeitspapier, No. 11

**Provided in Cooperation with:**

Johannes Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie

*Suggested Citation:* Becker, Ralf; Müller, Claudia (1996) : Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen, Arbeitspapier, No. 11, Johannes-Gutenberg-Universität Mainz, Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/49963>

**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.

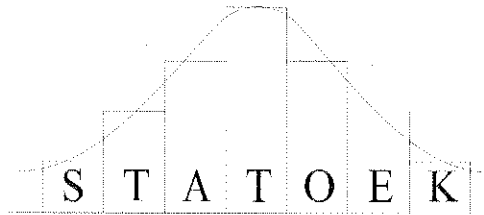
**Terms of use:**

*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.*

Institut für Statistik und Ökonometrie



**Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen**

Ralf Becker / Claudia Müller

Arbeitspapier Nr. 11 (Oktober 1996)

Johannes Gutenberg - Universität  
Fachbereich Rechts-  
und Wirtschaftswissenschaften

Haus Recht und Wirtschaft II

D 55099 Mainz

Tel.: 0 61 31 - 39 25 51, Fax.: 0 61 31 - 39 37 17

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

ISSN Nr. 1430 - 2136

St 5747

XIII 1 58 60

**Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen**

Ralf Becker / Claudia Müller

Arbeitspapier Nr. 11 (Oktober 1996)

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

© 1996 Institut für Statistik und Ökonometrie, Mainz  
ISSN Nr. 1430 - 2136

## Inhaltsverzeichnis

1	Einführung	S.1
2	Schätzung regionaler Konsumfunktionen	S.2
2.1	Schätzung der Brown'schen Konsumfunktion	S.2
2.2	Schätzung in Ratio-Form	S.4
3	Regionales Konsumverhalten	S.9
3.1	Regionale Inhomogenitäten	S.9
3.2	Konsumquotenvergleich	S.11
4	Erweiterungen und Bestimmung der regional besten Konsumfunktion	S.13
5	Fazit	S.19
	Anhang	S.20
	Abkürzungsverzeichnis	S.29
	Literaturverzeichnis	S.30

## Abstract

In dieser Arbeit wird anhand eines Ratio-Form-Ansatzes gezeigt, wie sich Unterschiede in den aggregierten Konsumfunktionen der 10 westdeutschen Bundesländer ökonometrisch darstellen lassen. Mit Hilfe eines Chow-Tests, der Berechnung kurz- und langfristiger Konsumquoten und verschiedener Arbeitsmarkt- und Inflationsvariablen lassen sich regionale Unterschiede bezüglich des Niveaus der Konsumquote, der Konsumquotenvolatilität und der Einflußgrößen auf die Konsumquoten nachweisen.

This paper shows, by means of a ratio-form-specification, how differences in the regional consumption functions of the 10 western German Bundesländer can be modelled econometrically. Using a Chow-Test, calculated short- and long-run consumption-income ratios and various labour-market and inflation variables, this paper reveals differences regarding the level of consumption-income ratios, the volatility of these ratios and different economic variables impacting the consumption-income ratio.

## 1 Einführung

Die vorliegende Arbeit befaßt sich mit dem Problem der Schätzung regionaler Konsumfunktionen für die deutschen Bundesländer für den Zeitraum von 1970 bis 1992, wobei Berlin-West aufgrund seiner Sonderstellung und die Bundesländer der ehemaligen DDR aufgrund mangelnder Datenverfügbarkeit ausgeschlossen wurden.

Die Bedeutung der empirischen Untersuchung von Konsumfunktionen auf regionaler Ebene liegt darin, Verhaltensunterschiede zwischen bspw. Ballungsgebieten und ländlichen Gebieten aufzuzeigen und daraus wichtige Erkenntnisse für die Regionalwirtschaftslehre abzuleiten. Der Verlauf der Konsumquoten für die westdeutschen Bundesländer zwischen 1970 und 1992 (vgl. Anhang S.20) zeigt bereits deutliche Diskrepanzen im Konsumverhalten, insbesondere durch die im Vergleich stärkeren Schwankungen der Konsumquoten der beiden Hansestädte, und damit auch die Relevanz der Fragestellung an. Da die Daten der "Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung der Länder" in ihrer tiefsten Gliederung ausschließlich auf Bundesländer-Ebene verfügbar sind, muß mit dieser verwaltungsmäßigen Regionseinteilung gearbeitet und alle anderen Aspekte regionaler Gebietseinteilung vernachlässigt werden.

Während zunächst in Kapitel 2 regionale Konsumfunktionen mit drei unterschiedlichen Ansätzen geschätzt und ihre Güte untersucht werden, folgt im Anschluß daran in Kapitel 3 die Überprüfung der beiden Ratio-Form-Varianten auf regionale Unterschiedlichkeit hin. In Kapitel 4 schließlich wird der Versuch unternommen, durch die Hinzunahme weiterer erklärender Variablen die bereits in Kapitel 3 gefundenen Schätzungen zu verbessern. Ein Fazit beschließt die Arbeit. Die dabei aus der "VGR der Länder"<sup>1</sup> stammenden Daten wurden bevölkerungs- und preisbereinigt<sup>2</sup>.

---

<sup>1</sup> Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (Hrsg.), Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder, Heft 23, 1995

<sup>2</sup> Zur Bevölkerungsberreinigung, durch die die Größenunterschiede zwischen den einzelnen Bundesländern berücksichtigt werden, werden relevante Daten wie Verfügbares Einkommen und Privater Verbrauch durch die Bevölkerung geteilt. Da jedoch auf Länderebene nicht durchgängig ein Deflator der Lebenshaltung verfügbar ist, wird der BSP-Deflator der westdeutschen Bundesländer zur Preisberreinigung der Einkommens- und Konsumgrößen benutzt.

## 2 Schätzung regionaler Konsumfunktionen

### 2.1 Schätzung der Brown'schen Konsumfunktion

Konsumfunktionen wurden bisher meist auf nationaler Ebene geschätzt, eine umfassende Auswertung aller vorliegenden regionalwissenschaftlichen Ansätze bis 1987 findet sich bei Schmidt<sup>3</sup>, der zu dem Ergebnis kommt, daß die statischen Ansätze<sup>4</sup> durchweg unbrauchbar bzw. die dynamischen Ansätze, aufgrund der Berücksichtigung von Vergangenheitswerten, durchgehend überlegen sind. Da die Schätzung der Brownschen Konsumfunktion einen passablen Ansatz darstellt, wird diese für Bayern (Bay), Baden-Württemberg (BW), Bremen (HB), Hamburg (HH), Hessen (Hes), Nordrhein-Westfalen (NRW), Niedersachsen (NS), Rheinland-Pfalz (RhP), Saarland (SA) und Schleswig-Holstein (SH) für die Jahre 1970 - 1992 geschätzt.

Brown stellte die Gewöhnung an einen erreichten Lebensstandard, ein einmal erlangtes Konsumniveau, in den Vordergrund. Mit der Annahme, daß sich der Gegenwartskonsum maßgeblich am Konsumniveau der Vorperiode orientiert, formulierte er die erste Version der immer wieder aufgegriffenen Habit-Persistence-Hypothese in der Form:<sup>5</sup>

$$C_t = b_0 + b_1 Y_t + b_2 C_{t-1}$$

Es ergeben sich hierfür die folgenden Konsumfunktionsschätzungen (Testergebnisse im Anhang S.21, Zeilen (1) bis (10)):<sup>6</sup>

$$\text{Bay: } C_t = -290,2633 + 0,5581 Y_t + 0,391 C_{t-1} + e_t \quad (1)$$

(0,1832) (0,0000) (0,0005)

$$\text{BW: } C_t = 175,757 + 0,5832 Y_t + 0,3111 C_{t-1} + e_t \quad (2)$$

(0,4513) (0,0000) (0,0079)

$$\text{HB: } C_t = -806,5765 + 0,3364 Y_t + 0,686 C_{t-1} + e_t \quad (3)$$

(0,0968) (0,0003) (0,0000)

$$\text{HH: } C_t = -144,9958 + 0,2206 Y_t + 0,7613 C_{t-1} + e_t \quad (4)$$

(0,7451) (0,0036) (0,0000)

<sup>3</sup> Vgl. im folgenden Schmidt, Regionales Konsumverhalten, 1987, S. 127f. bzw. S. 139.

<sup>4</sup> Der klassische Ausgangspunkt zur ökonomischen Analyse des Privaten Verbrauchs ist die absolute Einkommenshypothese nach Keynes. Dieser postulierte einen funktionalen Zusammenhang zwischen dem Konsum der laufenden Periode ( $C_t$ ) und dem gegenwärtigen Einkommen ( $Y_t$ ).

<sup>5</sup> Vgl. Streissler, Theorie des Haushalts, 1974, S. 126f.

<sup>6</sup> Werte in Klammern unter den geschätzten Parametern sind die von SPSS (Version 6.0) berechneten Signifikanz-Niveaus für die Parameter.

$$\text{Hes: } C_t = -412,9678 + 0,3863 Y_t + 0,6063 C_{t-1} + e_t \quad (5)$$

(0,3433)      (0,0041)      (0,0001)

$$\text{NRW: } C_t = 670,1055 + 0,4234 Y_t + 0,4782 C_{t-1} + e_t \quad (6)$$

(0,0202)      (0,0007)      (0,0009)

$$\text{NS: } C_t = -411,1338 + 0,5576 Y_t + 0,4023 C_{t-1} + e_t \quad (7)$$

(0,2590)      (0,0009)      (0,0140)

$$\text{RhP: } C_t = -622,1772 + 0,6866 Y_t + 0,2454 C_{t-1} + e_t \quad (8)$$

(0,0740)      (0,0000)      (0,0691)

$$\text{SA: } C_t = -28,9085 + 0,2918 Y_t + 0,6895 C_{t-1} + e_t \quad (9)$$

(0,9444)      (0,0045)      (0,0000)

$$\text{SH: } C_t = 492,6464 + 0,2452 Y_t + 0,7004 C_{t-1} + e_t \quad (10)$$

(0,2099)      (0,0662)      (0,0000)

Dabei zeigt sich, daß  $b_1$  und  $b_2$  meist signifikant oder sogar hoch signifikant von Null verschieden sind. Die geschätzten Absolutglieder sind nur in Rheinland-Pfalz, in Bremen und in Nordrhein-Westfalen signifikant von Null verschieden.<sup>7</sup>

Die Modellannahmen der Normalverteilung der Residuen und der Homoskedastie sind in allen Ländern erfüllt. Außer in Bayern, Bremen und Hamburg zeigen die durchgeführten Tests jedoch entweder eindeutig oder zumindest Verdacht auf Autokorrelation der Residuen an.

Außerdem zeigen sich durch die über 10 liegenden Werte des Varianzinflationsfaktors sowie die hohe, zwischen 0,95 und 0,99 liegende, Korrelation der erklärenden Variablen deutliche Anzeichen von Multikollinearität. Dabei läßt sich nachweisen, daß Konsum und Einkommen einem gemeinsamen Trend folgen, so daß die Regressionsanalyse nicht zwischen ökonomisch sinnvollen Zusammenhängen und Scheinkorrelationen zu unterscheiden vermag.<sup>8</sup> Problematisch ist auch, daß  $C_{t-1}$  stochastischer und nicht deterministischer Natur ist. Da  $C_t$  mit  $\varepsilon_t$  und, aufgrund der Trendbehaftung,  $C_{t-1}$  mit  $C_t$  korreliert ist, muß auch eine Korrelation zwischen den Residuen und der endogenen Lag-Variablen  $C_{t-1}$  vorliegen<sup>9</sup>, was als "distributed-lag-bias" bezeichnet wird<sup>10</sup> und inkonsistente Parameterschätzungen verursacht.

<sup>7</sup> Der F-Test auf Signifikanz mindestens eines Parameters ist für diese und für alle in dieser Arbeit folgenden Schätzungen durchgeführt worden. Für jede dieser Schätzungen lag der berechnete Wert über dem kritischen Wert.

<sup>8</sup> Vgl. Thomas, *Introductory Econometrics: Theory and Applications*, 1993, S.151ff.

<sup>9</sup> Womit gegen eine der Annahmen des klassischen Regressionsmodells verstoßen wird. Vgl. Hübler, *Ökonometrie*, 1989, S.36.

<sup>10</sup> Vgl. Schulze, *Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen in: Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 1982, S. 119.



Wegen dieser Problematiken und Verstöße gegen die Modellannahmen müssen die bisher gewonnenen Schätzungen, trotz des scheinbar hohen Erklärungswertes ( $R^2$  von mind. 0,989) als ungenügend bezeichnet werden. Die ökonomische Interpretation der geschätzten Parameter führt zu demselben Schluß. Die langfristigen Konsumquoten<sup>11</sup> liegen zwischen 0,811 und 0,981, jedoch ergibt sich für Bremen der auf Dauer unplausible Wert von 1,071. Ansonsten weisen Schleswig-Holstein und Nordrhein-Westfalen mit 0,814 bzw. 0,811 die niedrigste und Hessen mit 0,981 die höchste Konsumquote auf. Vergleicht man dieses Ergebnis mit den tatsächlich realisierten Konsumquoten bestätigt sich, daß diese Spezifikation nicht geeignet ist, die Konsumgewohnheiten in den westdeutschen Bundesländern zu beschreiben.<sup>12</sup> Im folgenden soll daher mit einer anderen Spezifikation gearbeitet werden.

## 2.2 Schätzung in Ratio-Form

Schulze und Schmidt<sup>13</sup> benutzen einen Ratio-Form Ansatz - anstelle des Konsumniveaus wird die Konsumquote geschätzt - um Schätzungen zu erhalten, die sowohl ökonometrischen als auch ökonomischen Kriterien eher gerecht werden als die Schätzungen nach Brown.

Zur Schätzung wird zum einen der Duesenberry-Ansatz benutzt, der von der kurz- bzw. mittelfristigen Unumkehrbarkeit des in der Vergangenheit erreichten Konsumniveaus ausgeht<sup>14</sup>. Das Verhältnis von aktuellem Einkommen zum Höchsteinkommen der Vergangenheit ( $Y^0$ ) wird deshalb als erklärende Variable aufgenommen.

Die ursprüngliche Formulierung:  $\left(\frac{C}{Y}\right) = (1 - a) - b \left(\frac{Y}{Y^0}\right)$  wurde später - von Duesenberry et al - um den Einfluß vorhergehender  $\left(\frac{Y}{Y^0}\right)$  erweitert<sup>15</sup>. Diese gehen mit geometrisch abnehmenden Gewichten in die Schätzgleichung ein:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = (1 - a) - b \left[ \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + \lambda \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_{t-1} + \lambda^2 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_{t-2} \dots \right] + \varepsilon_t \quad (A)$$

mit  $0 < \lambda < 1$ .

<sup>11</sup> Diese lassen sich errechnen aus:  $b_1 / (1 - b_2)$

<sup>12</sup> Im gesamten Untersuchungszeitraum wurde keine Konsumquote größer als 0,94 realisiert.

<sup>13</sup> Vgl. Schulze, a.a.O., S. 119f. und Schmidt, a.a.O., S.134ff.

<sup>14</sup> Vgl. Schmidt, a.a.O., S.134.

<sup>15</sup> Vgl. Duesenberry, Eckstein, Fromm, A Simulation of the United States Economy in Recession, in: *Econometrica*, Vol.28 (1960), S.801ff.

Zur Vereinfachung wird eine Koyck-Transformation angewandt<sup>16</sup>. Dabei wird Gleichung (A) für die Vorperiode t-1 mit  $\lambda$  multipliziert:

$$\lambda \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} = \lambda(1-a) - \lambda b \left[ \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_{t-1} + \lambda \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_{t-2} \dots \right] + \lambda \varepsilon_{t-1} \quad (B)$$

Durch die Subtraktion (A) - (B) ergibt sich:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = (1-a)(1-\lambda) - b \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + \lambda \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t$$

was hier in folgender Form geschätzt wird:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + \beta_2 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t$$

Ein Problem entsteht jedoch aufgrund der Koyck-Transformation, denn durch die erwähnte Umformung wird die Schätzfunktion nicht nur erheblich vereinfacht, sondern auch der ursprüngliche Fehlerterm  $\varepsilon_t$  umgeformt zu  $v_t = \varepsilon_t - \lambda \varepsilon_{t-1}$ . Zum einen werden die Fehlerterme  $v_t$  miteinander korreliert sein<sup>17</sup>. Da außerdem  $(C/Y)_{t-1}$  mit  $\varepsilon_{t-1}$  korreliert ist, besteht auch zwischen dieser Variablen und  $v_t$  eine Abhängigkeit und somit ein Verstoß gegen die Annahme der Unkorreliertheit von erklärenden Variablen und Residuen<sup>18</sup>. Die Folge hiervon werden inkonsistente Parameterschätzungen sein<sup>19</sup>.

Diesem Problem könnte man zwar mit einem Instrument-Variablen-Ansatz begegnen, doch auch dieses Vorgehen ist nicht frei von Mängeln. Da die Auswahl des Instruments der Willkür des Ökonometrikers unterliegen und die Schätzergebnisse ineffizient sein werden, werden trotz der oben angesprochenen Bedenken Ratio-Form Schätzungen durchgeführt.<sup>20</sup>

Dabei ergeben sich für (Testergebnisse vgl. Anhang S.21, Zeilen (11) - (20))

$$\text{Bay: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,7804 - 0,3472 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,5149 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (11)$$

(0,0001)      (0,0006)      (0,0015)

$$\text{BW: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,6093 - 0,2272 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,5573 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (12)$$

(0,0002)      (0,0048)      (0,0020)

<sup>16</sup> Vgl. Thomas, a.a.O., S. 123f oder Evans, *Macroeconomic Activity. Theory, Forecasting & Control*, 1969, S. 62f.

<sup>17</sup> Vgl. Hübler, a.a.O., S. 208f.

<sup>18</sup> Vgl. Thomas, a.a.O., S. 123.

<sup>19</sup> vgl. ebenda, S.124.

<sup>20</sup> Vgl. Hübler, a.a.O., S.219 und Schulze, a.a.O., S.119.

$$\text{HB: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,6231 - 0,4595 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,826 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t, \quad (13)$$

(0,0001)      (0,0001)      (0,0000)

$$\text{HH: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,5967 - 0,3962 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,7686 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t, \quad (14)$$

(0,0000)      (0,0001)      (0,0000)

$$\text{Hes: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,5071 - 0,2889 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,763 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t, \quad (15)$$

(0,0007)      (0,0128)      (0,0000)

$$\text{NRW: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,5043 - 0,2589 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,7221 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t, \quad (16)$$

(0,0033)      (0,0108)      (0,0002)

$$\text{NS: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,4946 - 0,2685 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,7495 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t, \quad (17)$$

(0,0042)      (0,0112)      (0,0000)

$$\text{RHP: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,5734 - 0,2428 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,6199 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t, \quad (18)$$

(0,0066)      (0,0297)      (0,0008)

$$\text{SA: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,5456 - 0,3051 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,7353 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t, \quad (19)$$

(0,0006)      (0,0004)      (0,0000)

$$\text{SH: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,5868 - 0,3228 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,7031 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t, \quad (20)$$

(0,0015)      (0,0077)      (0,0000)

Schulze sieht einen der Vorteile der Ratio-Form Schätzung in einem gedämpften "distributed-lag-bias"<sup>21</sup>. Dies manifestiert sich in den tatsächlich niedrigeren Korrelationskoeffizienten zwischen  $(C/Y)_t$  und  $(C/Y)_{t-1}$  im Vergleich zu  $C_t$  und  $C_{t-1}$  beim Brown'schen Ansatz (vgl. Anhang S.22). Durch die Verhältnisformbildung wird außerdem der Trend in den Variablen beseitigt wird, wodurch das Problem der Scheinkorrelation keine Rolle mehr spielt.<sup>22</sup> Die Testergebnisse in Anhang B offenbaren außerdem, daß auch Multikollinearitätsprobleme nicht mehr präsent sind. Darüberhinaus konnte die Autokorrelation zwar nicht in jedem Bundesland entfernt werden, dennoch ist eine Verbesserung erkennbar. Nur noch Bremen, Hamburg, Niedersachsen und Nordrhein-Westfalen zeigen beim Durbin-h-Test einen Verdacht auf Autokorrelation 1. Ordnung, während die anderen Bundesländer sogar alle Modellannahmen der Regression erfüllen. Alle geschätzten Parameter sind mit einer Irrtumswahrscheinlichkeit von meist sogar unter 1% signifikant.

Die regionalen Konsumquoten sind, entsprechend der Formulierung Duesenberrys, negativ abhängig von  $(Y/Y^0)_t$  und positiv von der Konsumquote der Vorperiode. Es zeigt sich somit, daß im Fall stetig wachsenden Einkommens die Konsumquote der laufenden Periode sinkt, wenn das Einkommenswachstum der laufenden Periode größer als dasjenige der vergangenen Periode ist, und steigt,

<sup>21</sup> Vgl. Schulze, a.a.O., S.119.

<sup>22</sup> Dies erklärt auch die im Vergleich zur Brown'schen Schätzung niedrigeren Bestimmtheitsmaße der Schätzungen. Vgl. Evans, a.a.O., S. 56.

wenn das aktuelle Einkommen geringer als das Vergangenheits-Einkommen wächst. Im Falle stetig abnehmenden Einkommens steigt die Konsumquote an, um bei erneut wachsendem Einkommen erstmal solange wieder zu sinken, bis das laufende Einkommen den Höchsteinkommensstand der Vergangenheit überschritten hat. Die eben dargestellte Zunahme der Konsumneigung bei sinkendem Einkommen bestätigt die Irreversibilitätshypothese ebenso wie die aufgezeigte Abnahme der Konsumneigung bei steigendem Einkommen.

Auffällig ist, daß sowohl  $b_1$  als auch  $b_2$  in Hamburg und Bremen die betragsmäßig größten Werte im Vergleich zu den anderen acht westdeutschen Ländern aufweisen, was bedeutet, daß die Konsumquote der beiden Hansestädte stärker auf Schwankungen des Einkommens und des Vorperiodenkonsums reagiert. Folgt man der Interpretation Duesenberrys, würde dies bedeuten, daß beide Stadtstaaten stärker durch die Unumkehrbarkeit der Konsumgewohnheiten geprägt sind.

Eine andere Variante der Ratio-Form-Schätzung stellt die Verwendung des maximalen Konsums  $C^0$  statt des maximalen Einkommens der Vergangenheit  $Y^0$  dar. Erstmals verwendet wurde  $C^0$  von Davis, der argumentierte, daß das erreichte Konsumniveau abhängig ist von den tatsächlichen maximalen Konsumausgaben der Vorperioden und nicht vom maximalen Einkommen, also dem potentiellen Konsumausgaben bzw. der Konsumfähigkeit.<sup>23</sup> Bei der Untersuchung des Konsums der Jahre nach 1945 erhielt er für die USA eine Verbesserung der Schätzergebnisse.<sup>24</sup> Geschätzt wird deshalb darauf aufbauend:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = \beta_0 - \beta_1 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + \beta_2 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t$$

Für die westdeutschen Bundesländer ergibt sich:

$$\text{Bay: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 1,1226 - 0,3013 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,1208 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (21)$$

(0,0001)      (0,0008)      (0,5203)

$$\text{BW: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,8082 - 0,1877 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,3158 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (22)$$

(0,0001)      (0,0064)      (0,0610)

$$\text{HB: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 1,1305 - 0,4215 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,2731 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (23)$$

(0,0000)      (0,0584)      (0,0000)

$$\text{HH: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 1,0836 - 0,3956 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,279 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (24)$$

(0,0000)      (0,0000)      (0,0444)

$$\text{Hes: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,7087 - 0,2238 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,4943 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (25)$$

(0,0075)      (0,0457)      (0,0034)

<sup>23</sup> Vgl. Davis, The Consumption Function as a Tool for Prediction, in: The Review of Economics and Statistics, Vol.34, 1952, S. 273.

<sup>24</sup> Vgl. ebenda, S.274 f.

$$\text{NRW: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,7214 - 0,2189 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,4646 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (26)$$

(0,0041)      (0,0278)      (0,0168)

$$\text{NS: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,7581 - 0,2315 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,4496 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (27)$$

(0,0037)      (0,0134)      (0,0177)

$$\text{RhP: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,7164 - 0,1765 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,4094 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (28)$$

(0,0212)      (0,0796)      (0,0847)

$$\text{SA: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 1,0339 - 0,378 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,3268 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (29)$$

(0,0000)      (0,0001)      (0,0286)

$$\text{SH: } \left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,8061 - 0,2441 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,4023 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \quad (30)$$

(0,0083)      (0,0299)      (0,0497)

Bei den Modellannahmen zeigt sich ein ähnliches Bild wie bei der vorhergehenden Ratio-Form-Schätzung (vgl. Anhang S.21, Zeilen (21) - (30)). Die Annahmen der Homoskedastie, Normalverteilung der Residuen und linearen Unabhängigkeit der erklärenden Variablen sind erfüllt. Diesmal weisen jedoch nur Baden-Württemberg, Saarland, Hessen und Bayern keine autoregressiven Restwerte auf, während die geschätzten Residuen für Schleswig-Holstein sogar eindeutig korreliert sind und ansonsten durchgehend Verdacht auf Autokorrelation 1. Ordnung herrscht, da die Ergebnisse des LM- und Durbin-h-Tests sich widersprechen.

Erneut zeigen die geschätzten Parameter Hamburgs und Bremens in ihrer Größenordnung ein abweichendes Verhalten. Die beiden Hansestädte, ebenso wie das Saarland, weisen die betragsmäßig größten Schätzwerte für  $b_1$  auf. Dies zeigt, daß ihre Konsumquoten stärker von  $(Y/C^0)_t$  abhängig sind als die Konsumquoten der anderen Bundesländer. Diese Größe schwankt typischerweise mit dem Konjunkturzyklus. Die Hansestädte und das Saarland sind folglich durch eine im Konjunkturverlauf stärker schwankende Konsumquote gekennzeichnet als die übrigen westdeutschen Bundesländer.

In Bayern ist das Absolutglied größer 1, der Wert für den Parameter  $b_2$  jedoch nicht signifikant von 0 verschieden. Die Schätzung für Bayern nach Davis muß daher als fehlspezifiziert gelten. Vergleicht man die Schätzfunktionen des Duesenberry-Ansatzes mit denen des Davis-Ansatzes, kommt man zu dem Ergebnis, daß ersterer bezüglich der autokorrelierten Restterme etwas bessere Ergebnisse liefert. Der Duesenberry-Ansatz weist außerdem kleinere Varianzen und damit insgesamt signifikantere Parameter sowie größere  $R^2$  auf. Sieht man von den autoregressiven Restwerten und der Korrelation zwischen  $C_{t-1}$  und  $\varepsilon_t$  ab, kann man bestätigen, daß der Anteil des verfügbaren Einkommens, der für Konsumzwecke ausgegeben wird, sowohl durch das Höchsteinkommen als auch durch den maximalen Konsum der Vergangenheit beeinflusst wird. Da anzunehmen ist, daß beide

erklärenden Größen normalerweise in etwa gleich verlaufen, überrascht dieses Ergebnis auch nicht weiter.

Tatsächlich entwickelte Davis seine Spezifikation auch auf Grund der Besonderheiten der Kriegsjahre<sup>25</sup>. Mit Hilfe seiner Spezifikation erhielt er im Vergleich zum Duesenberry-Ansatz wesentlich kleinere Schätzfehler. Grund hierfür war das Auseinanderfallen von maximalem Konsum und maximalem Einkommen in den 40er und 50er Jahren. Eine solche Datenlage war im Schätzzeitraum 1970 - 1992 in Deutschland kaum mehr zu beobachten, so daß sich auch keine ökonomisch unterschiedlichen Ergebnisse für die beiden Schätzvarianten ergeben.

### 3 Regionales Konsumverhalten

#### 3.1 Regionale Inhomogenitäten

Im Anschluß an die erfolgten Schätzungen ist noch zu klären, ob die gewonnenen regionalen Konsumfunktionen tatsächlich signifikant unterschiedlich sind oder ob sie, ohne an Erklärungswert zu verlieren, zu einer gesamtdeutschen Konsumfunktion zusammengefaßt werden können.

Eine Möglichkeit, die regionale Homogenität des Konsumverhaltens zu testen, ist durch den von Chow entwickelten "Test auf Gleichheit zwischen Paaren von Koeffizienten in zwei linearen Regressionen"<sup>26</sup> gegeben. Dieser wird paarweise für alle zehn Bundesländer durchgeführt, indem für immer zwei Länder eine Gesamtregression gebildet wird, in die alle vorhandenen Daten zusammen einfließen. Sind die Ländereinzeltregressionen signifikant verschieden voneinander, wird die Summe ihrer quadrierten Residuen ( $\sum e_1^2 + \sum e_2^2$ ) insgesamt kleiner als die Summe der quadrierten Residuen  $\sum e_p^2$  der zu bildenden Gesamtregression werden. Mit abnehmender Güte der Gesamtregression relativ zur Güte der Teilregressionen steigt  $\sum e_p^2$  und somit auch die Prüfgröße F. Bei Überschreiten des kritischen Wertes von  $F_{3,40} = 2,84$  wird die Annahme der Gleichheit beider Teilregressionen abgelehnt.<sup>27</sup>

Getestet werden beide Schätzansätze (Funktionen (11) - (20) und (21) - (30)) der Ratio-Form<sup>28</sup>. Zwar erweist sich in Abschnitt 4 die Hinzunahme noch weiterer

<sup>25</sup> Vgl. Davis, a.a.O., S. 273f.

<sup>26</sup> Vgl. Chow, Tests of Equality between Sets of Coefficients in two linear Regressions, in: *Econometrica*, Vol. 28 (1960), S. 594ff.

<sup>27</sup> Der exakte kritische Wert für  $F_{3,38}$  liegt nicht in Tabellenform vor.

<sup>28</sup> Bei der Interpretation der gewonnenen Ergebnisse muß jedoch auch beachtet werden, daß nicht jede der Schätzfunktionen (11) bis (30) alle Modellannahmen erfüllt.

Variablen oft als sinnvoll, jedoch ist bei unterschiedlichen Spezifikationen die Möglichkeit eines interregionalen Vergleichs mit dem Chow-Test nicht mehr gegeben, so daß ein Test auf regionale Inhomogenitäten nur an dieser Stelle erfolgen kann.

Beim Vergleich der Ergebnisse des Chow-Tests (Anhang S.22) für die beiden Ratio-Form Schätzungen ist auffällig, daß der Davis-Ansatz gegenüber demjenigen Duesenberrys eine weitaus größere regionale Homogenität zeigt. Beim Duesenberry-Ansatz (Schätzungen (11) - (20)) zeigen bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 1% die Länderkombinationen Hamburg - Rheinland-Pfalz, Hessen - Baden-Württemberg sowie Bayern - Hamburg und bei einem  $\alpha$  von 5% Hessen - Rheinland-Pfalz, Hessen - Baden-Württemberg, Rheinland-Pfalz - Bayern, Schleswig-Holstein - Hamburg, Hamburg - Niedersachsen sowie Hamburg - Bremen einen signifikanten Unterschied zwischen beiden regional geschätzten Konsumfunktionen.

Analog ergibt sich bei der Betrachtung der berechneten F-Werte des Chow-Tests für die Schätzungen des Davis-Ansatzes eine regionale Diskrepanz für das Konsumverhalten von Baden-Württemberg - Bayern und Bayern - Hamburg bei einem  $\alpha$  von 1% sowie für Rheinland-Pfalz - Bayern, Hessen - Baden-Württemberg, Hamburg - Baden-Württemberg und Saarland - Baden-Württemberg bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5%.

Es zeigt sich also, daß regionale Konsumverhaltensdiskrepanzen mit dem Chow-Test vor allem für Bayern und Hamburg nachgewiesen werden können<sup>29</sup>. Insgesamt zeigen sich regionale Unterschiedlichkeiten bei 9 von 45 möglichen Länderkombinationen, prüft man die in 2.2 gewonnenen regionalen Konsumfunktionen des Duesenberry-Ansatzes. Bei der Prüfung der einzelnen Konsumfunktionen des Davis-Ansatzes lassen sich regionale Abweichungen im Konsumverhalten in 6 von 45 Fällen nachweisen.

Die Abbildungen 1 - 9 im Anhang (S.23) zeigen den tatsächlichen Verlauf der Konsumquoten derjenigen Länderpaare, die signifikante Unterschiede des regionalen Konsumverhaltens (für die Duesenberry-Spezifikation) aufweisen. Vergleicht man diese mit den Konsumquoten der fünf Länderpaare mit den kleinsten, im Chow-Test berechneten F-Werten, also der geringsten interregionalen Diskrepanz in den Abbildungen 10 - 14 im Anhang (S.24), so ist zu erkennen, daß die Kurven der homogenen Regionen näher beieinander liegen und insgesamt mehr Schnitt- oder Berührungstellen aufweisen als diejenigen der

---

<sup>29</sup> Faßt man die Überprüfungen sowohl des Duesenberry- als auch des Davis-Ansatzes zusammen, ergeben sich für Bayern, Baden-Württemberg und Hamburg bei immerhin 6 der 18 Länderkombinationen signifikante Diskrepanzen, ebenso 5 für Rheinland-Pfalz und 4 für Hessen.

signifikant unterschiedlichen Länderpaare. Letztere haben Konsumquoten, die i.d.R., während des gesamten Untersuchungszeitraum zueinander deutlich abweichende Werte annehmen. Die Ergebnisse des Chow-Tests werden also durch den tatsächlichen Verlauf der Quoten bestätigt.

### 3.2 Konsumquotenvergleich

Eine andere Möglichkeit, regionale Unterschiede im Konsumverhalten aufzuzeigen, besteht im Vergleich der regionalen lang- und kurzfristigen Konsumquoten. Die Bildung von Konsumquoten erfolgt, um eine Relation zwischen Konsumfähigkeit und Konsumverhalten aufzuzeigen. Die kurzfristige, marginale Konsumquote entspricht der Grenzkonsumneigung, gibt also an, um wieviel sich der Konsum erhöht, wenn das verfügbare Einkommen um eine Einheit ansteigt. Die langfristige Konsumquote hingegen setzt die Konsumausgaben ins Verhältnis zum verfügbaren Einkommen.

Bei der Berechnung dieser Quoten (zur Herleitung der hierfür notwendigen Formeln siehe Anhang S.25f) für die Schätzungen auf der Basis der Duesenberry- bzw. der Davis-Hypothese ergeben sich die folgenden Konsumquoten:

	kurzfristig	langfristig
Bayern (11)	0,52	0,88
Bayern (21)	0,52	0,88
Baden-Württemberg (12)	0,62	0,85
Baden-Württemberg (22)	0,63	0,85
Bremen (13)	0,42	0,89
Bremen (23)	0,40	0,89
Hamburg (14)	0,43	0,83
Hamburg (24)	0,37	0,84
Hessen (15)	0,60	0,90
Hessen (25)	0,64	0,90
Nordrhein-Westfalen (16)	0,60	0,86
Nordrhein-Westfalen (26)	0,61	0,87
Niedersachsen (17)	0,61	0,88
Niedersachsen (27)	0,61	0,88
Rheinland-Pfalz (18)	0,60	0,86
Rheinland-Pfalz (28)	0,64	0,86
Saarland (19)	0,58	0,89
Saarland (29)	0,46	0,90
Schleswig-Holstein (20)	0,53	0,87
Schleswig-Holstein (30)	0,58	0,87

Auch bei den Konsumquoten ist zu beobachten, daß sich die Ansätze nach Duesenberry und nach Davis in ihrem ökonomischen Gehalt kaum unterscheiden. Die Größe der berechneten Konsumquoten ist für beide jeweils ungefähr gleich.



Die oben aufgezeigten langfristigen Konsumquoten sind ausnahmslos bedeutend größer als die kurzfristigen, was bedeutet, daß die Konsumgewohnheiten eines Haushalts nur verzögert an die Einkommensveränderung angepaßt werden. Die Quoten liegen zwischen 0,83 und 0,90, ohne daß regionale Besonderheiten erkennbar sind. Im Gegensatz zu den Ergebnissen aus den Schätzungen nach Brown (vgl. Abschnitt 2.1) liegen die hier berechneten langfristigen Konsumquoten in Größenordnungen, die von den jeweiligen Bundesländern auch tatsächlich erreicht werden. Die beiden Bundesländer mit dem höchsten Durchschnittseinkommen im Beobachtungszeitraum, Hamburg und Baden-Württemberg besitzen die niedrigste langfristige Konsumquote.

Bei der Betrachtung der kurzfristigen Quoten zeigt sich, daß die beiden Hansestädte deutlich kleinere marginale Konsumquoten als die anderen Bundesländer aufweisen. In Kombination mit den langfristigen Konsumquoten lassen sich hieraus Schlüsse bezüglich der Reaktion des Konsums auf Einkommensänderungen ziehen. Entscheidend für die Reaktion der Konsumquote auf eine Einkommensänderung ist die Differenz zwischen berechneter kurz- und langfristiger Konsumquote (vgl. Anhang S.27). Ist diese gering, so sollte die tatsächliche Konsumquote einen stetigeren Verlauf aufweisen als bei einer großen Differenz. Diese Vermutung bestätigt sich bei der Betrachtung der tatsächlichen Konsumquoten (Anhang S.27) zumindest für die Bundesländer mit den größten bzw. kleinsten Differenzen zwischen den berechneten kurz- und langfristigen Konsumquoten. Bremen und Hamburg weisen die größten Differenzen auf und haben folglich auch die im Zeitablauf am stärksten schwankenden Konsumquoten. Dies bestätigt die schon an Hand der Parameterwerte getroffene Vermutung, daß die beiden Stadtstaaten am stärksten durch die Irreversibilität des Konsums geprägt sind. In diesen Bundesländern reagiert der Konsum langsamer und die Konsumquote folglich stärker auf Einkommensänderungen.

Das andere Extrem sind die Bundesländer Baden-Württemberg, Rheinland-Pfalz, Nordrhein-Westfalen und Niedersachsen, deren Konsumquoten im Zeitablauf sehr konstant verliefen. Auch die berechneten kurz- und langfristigen Konsumquoten spiegeln dies durch ihre kleine Differenz wider. Die Ergebnisse aus dem Vergleich der berechneten kurz- und langfristigen Konsumquoten beleuchten offensichtlich einen anderen Aspekt als die Ergebnisse aus dem Chow-Test. Letzterer reagierte in erster Linie auf Niveauunterschiede der regionalen Konsumquoten. Dagegen werden aus der Konsumquoten-Berechnung unterschiedlich starke Reaktionen der Länder auf Einkommensveränderungen ersichtlich. Daß sich diese allerdings nur in ihrer Intensität, nicht aber in ihrer

Richtung<sup>30</sup> unterscheiden, scheint der Grund dafür zu sein, daß der Chow-Test diese Unterschiede nicht anzeigte.

#### 4 Erweiterungen und Bestimmung der regional besten Konsumfunktion

Im folgenden soll der Versuch unternommen werden, durch eine Hinzunahme weiterer erklärender Variablen, die Schätzfunktionen so zu verbessern, daß alle geforderten Modellannahmen vollständig erfüllt sind. Es wurde eine Erweiterung um solche unabhängigen Variablen getestet, die die Lage auf dem Arbeitsmarkt und die Preisentwicklung beschreiben.

Schmidt<sup>31</sup> unterscheidet bezüglich der Arbeitslosigkeit zwei mögliche Effekte. Bei steigender Arbeitslosigkeit sinkt das verfügbare Einkommen, was ein Ansteigen der Konsumquote bewirkt, und von ihm als materieller Effekt des Arbeitsmarkteinflusses bezeichnet wird. Dieser Effekt wirkt über das verfügbare Einkommen und ist daher auch in den bisherigen Schätzungen schon berücksichtigt. Der andere, psychologische Effekt hat zwei Wirkungsrichtungen. Wird einerseits der Konsum aus Angst vor zukünftiger Arbeitslosigkeit eingeschränkt, dann äußert sich dies in einer sinkenden Konsumquote. Wird jedoch der Konsum vorverlagert, weil zukünftige finanzielle Engpässe erwartet werden, dann müßte bei steigender Arbeitslosigkeit die Konsumquote ansteigen<sup>32</sup>.

Da es keinen eindeutigen theoretischen Hinweis gibt, in welcher Form eine Arbeitsmarktvariable diesen Effekt beschreiben könnte, werden vier verschiedene Varianten getestet: die Arbeitslosenquote ( $ALQ_t$ ) zur Betrachtung des unmittelbaren Einflusses, die Arbeitslosenquote der Vorperiode ( $ALQ_{t-1}$ ), um einen verzögerten Einfluß feststellen zu können, die regionale abzgl. der nationalen Arbeitslosenquote ( $ALQ_t - ALQ_t^{BRD}$ ) zur Prüfung, ob ausgeprägte regionale Arbeitsmarktdivergenzen Auswirkungen auf das Konsumverhalten haben sowie die zeitliche Differenz der Arbeitslosenquote ( $ALQ_t - ALQ_{t-1}$ ), um den aktuellen Trend der Arbeitsmarktsituation einzufangen.

Analog wird der Versuch unternommen, die Auswirkungen der Preissteigerungsraten auf den Konsum festzustellen, wobei als Inflationsindikator der Konsumgüterpreisindex (Preisindex für die Lebenshaltung) auf nationaler Ebene benutzt wurde. Auf ihren Einfluß hin geprüft wurden folgende Variablen: Inflation

---

<sup>30</sup> Für kurze Zeitperioden sind zwar bei einzelnen Bundesländern Konsumquoten-Entwicklungen gegen den allgemeinen Trend (z.B. steigt sie Konsumquote in Bremen während der Jahren 1978-1981, wohingegen sie in dieser Zeit in allen anderen Bundesländern sinkt) zu erkennen, doch sind diese zeitlich begrenzte Ausnahmen, die keine Vorzeichenänderung bei den relevanten Parametern hervorrufen.

<sup>31</sup> Vgl. Schmidt, a.a.O., S.112.

<sup>32</sup> Vgl. ebenda, S. 112f.

$(P_t)$ , Inflation der Vorperiode ( $P_{t-1}$ ) sowie Differenz der Inflationsrate ( $P_t - P_{t-1}$ ). Unterstellt man statische Erwartungen und somit eine Gewöhnung der Wirtschaftssubjekte an ein in der Vergangenheit erreichtes Inflationsniveau, kann die Differenz der Inflationsrate als die nicht-antizipierte Inflation interpretiert werden<sup>33</sup>. Diese könnte Auswirkungen auf das Konsumverhalten haben, da die Konsumenten ihre Erwartungen an der Inflationsrate der Vorperiode ausgerichtet haben und eine Abweichung der tatsächlichen Inflation von der erwarteten sie zu einer Revision ihrer Konsumentscheidungen veranlaßt.

Nachdem für alle Länder die Erweiterungen des Duesenberry- sowie des Davis-Ansatzes getestet wurden, wird im folgenden die jeweils beste Spezifikation für jedes Land aufgeführt. Ausschlaggebend für ihre Auswahl waren dabei der Grad der Modellannahmenerfüllung (vgl. zu den Testergebnissen Anhang S.28), die Plausibilität der geschätzten Parameter und, im Anschluß daran, das Bestimmtheitsmaß der Schätzung, da die Varianzen, wie in II.2 erläutert, als einheitlich betrachtet werden können.

#### a) Bayern:

Sowohl die Schätzung des Duesenberry-Ansatzes (11) als auch diejenige des Davis-Ansatzes (21) erfüllen bereits alle regressionstheoretisch erforderlichen Modellannahmen.

Die Erweiterung der Duesenberry-Schätzung um die Differenz der Arbeitslosenquote, die ebenfalls sämtliche Modellannahmen erfüllt, führt außerdem zu einem höheren  $R^2$  und wird somit als beste Spezifikation in folgender Form ausgewählt:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,9404 - 0,4061 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,4017 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} - 0,0038 (ALQ_t - ALQ_{t-1}) + v_t$$

(0,0000) (0,0002) (0,0131) (0,0503)

#### b) Baden-Württemberg:

Für Baden-Württemberg ergaben sich sowohl für die Duesenberry- als auch für die Davis-Spezifikation zufriedenstellende Ergebnisse. Alle Modellannahmen sind erfüllt, lediglich sehr niedrige  $R^2$  lassen vermuten, daß zusätzliche Einflußgrößen wesentliche Relevanz besitzen. Da aber keine der sieben getesteten Variablen

<sup>33</sup> vgl. Schmidt, a.a.O., S.156.

alleine signifikant von Null verschieden ist,<sup>34</sup> ergibt sich als für Baden-Württemberg beste Schätzung die ursprüngliche Duesenberry-Spezifikation.

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,6093 - 0,2272 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,5573 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t$$

(0,0002)      (0,0048)      (0,0020)

**c) Hansestadt Bremen:**

Durch die Aufnahme der Veränderung der Arbeitslosenquote ( $ALQ_t - ALQ_{t-1}$ ) konnte für dieses Bundesland das Problem der Autokorrelation, das bei den ursprünglichen Duesenberry- und Davis-Spezifikationen noch vorhanden war, vollständig beseitigt werden. Problematisch ist allerdings, daß die zusätzliche Variable nicht signifikant von Null verschieden getestet wird. Es gilt daher zwischen diesen beiden Problemen abzuwägen. Die Schätzfunktion mit der Erweiterungsvariablen, die ansonsten alle Annahmen des klassischen Regressionsmodells erfüllt, lautet demnach:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,6661 - 0,5025 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,8279 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} - 0,0023 (ALQ_t - ALQ_{t-1}) + v_t$$

(0,0001) (0,0001)      (0,0000)      (0,2637)

**d) Hansestadt Hamburg:**

Weder die Duesenberry- noch die Davis-Schätzfunktion erfüllen für die Hansestadt Hamburg die Modellannahmen. Durch die widersprüchlichen Ergebnisse bei LM-Test und Durbin-h-Test besteht ein Verdacht auf Autokorrelation.

Erweitert man die Davis-Schätzung jedoch um die Differenz der Inflationsraten, benutzt also die nicht-antizipierte Inflation als erklärende Variable, erhält man eine Schätzfunktion, die alle erforderlichen Annahmen erfüllt:

<sup>34</sup> Der Erklärungswert der Schätzung kann durch gleichzeitige Aufnahme der drei, dann signifikant von Null verschieden getesteten, Arbeitsmarktvariablen  $ALQ_t$ ,  $(ALQ_t - ALQ_{t-1})$  und  $(ALQ_t - ALQ_t^{BRD})$  um ca. 0,25 erhöht werden, doch erscheint eine sinnvolle Interpretation in diesem Fall nicht mehr möglich, weshalb von einer Aufnahme dieser drei Variablen abgesehen wurde.)

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,8969 - 0,3117 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,3834 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} - 0,3470 (P_t - P_{t-1}) + v_t$$

(0,0003)      (0,0011)      (0,0100)      (0,0792)

**e) Hessen:**

Sowohl der Davis- als auch der Duesenberry-Ansatz erfüllen für Hessen alle Modellannahmen mit einem Erklärungswert von 0,763 bzw. 0,789. Da sich keine Verbesserungen durch Erweiterungen erzielen lassen, stellt die Duesenberry-Schätzung den besten Ansatz dar:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,5071 - 0,2889 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,763 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t$$

(0,0007)      (0,0128)      (0,0000)

**f) Nordrhein-Westfalen:**

Alle einzeln geprüften Variablen werden nicht signifikant von Null verschieden geschätzt<sup>35</sup> und erscheinen außerdem zur Beseitigung des Autokorrelationsverdachts aus den Schätzfunktionen (16) und (26) nicht geeignet zu sein. Daher ergibt sich für Nordrhein-Westfalen als beste, aber weiterhin mit dem Verdacht auf autokorrelierte Residuen behaftete, Schätzung:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,5043 - 0,2589 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,7221 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t$$

(0,0033)      (0,0108)      (0,0002)

**g) Niedersachsen:**

Ebenso wie in Nordrhein-Westfalen ist die Bestimmung der besten Schätzung für Niedersachsen problematisch. Bei beiden Ratio-Form-Schätzvarianten zeigt der

---

<sup>35</sup> Auch hier wird bzgl. der Arbeitsmarktvariablen dasselbe Phänomen wie für Baden-Württemberg (vgl. Fußnote 34) beobachtet. Ebenso wird hier aus den oben genannten Gründen auf eine Aufnahme der Variablen verzichtet, obwohl diese die vollständige Beseitigung des Autokorrelationsverdachts ermöglicht hätte.

Durbin-h-Test einen Verdacht auf Autokorrelation an, der sich ebenfalls durch keine der aufgeführten Erweiterungsvariablen beheben läßt.<sup>36</sup>

Als beste, aber keinesfalls zufriedenstellende Schätzfunktion wird deshalb für Niedersachsen der Duesenberry-Ansatz mit dem höheren  $R^2$  von 0,676 ausgewählt:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,7581 - 0,2315 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,4496 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t$$

(0,0037)      (0,0134)      (0,0177)

#### **h) Rheinland-Pfalz:**

Für das Bundesland Rheinland-Pfalz erfüllt die Duesenberry-Schätzung alle Voraussetzungen.<sup>37</sup>

Durch die Aufnahme weiterer erklärender Variablen kann keine Verbesserung der Schätzung erreicht werden, als beste Schätzfunktion wird deshalb der Duesenberry-Ansatz mit einem  $R^2$  von 0,594 ausgewählt:

$$\left(\frac{C}{Y}\right)_t = 0,5734 - 0,2428 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,6199 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t$$

(0,0066)      (0,0297)      (0,0008)

#### **i) Saarland:**

Bei den Erweiterungsschätzungen erwiesen sich die geschätzten Parameter der Variablen  $P_{t-1}$  und  $(ALQ_t - ALQ_{t-1})$  als signifikant von Null verschieden. Die folgende Schätzung erfüllt, ebenso wie schon die Schätzungen nach dem Duesenberry und Davis Ansatz, alle Annahmen des klassischen Regressionsmodells:

<sup>36</sup> Auch auf Niedersachsen trifft die in Fußnote 35 geschilderte Problematik zu.

<sup>37</sup> Da der Durbin-h-Testwert nicht zu berechnen ist, ist es unklar, ob der Davis-Ansatz ebenfalls alle Annahmen erfüllt.

$$\begin{aligned} \left(\frac{C}{Y}\right)_t &= 0,7522 - 0,4780 \left(\frac{Y}{C^0}\right)_t + 0,6800 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} - 0,0126 (ALQ_t - ALQ_{t-1}) \\ &\quad (0,0005) \quad (0,0004) \quad (0,0001) \quad (0,0129) \\ &+ 0,5791 P_{t-1} + v_t \\ &\quad (0,0500) \end{aligned}$$

**j) Schleswig-Holstein:**

Da in Schleswig-Holstein keine der Erweiterungsvariablen einen signifikanten Einfluß auf die Konsumquote hat, und die Duesenberry Schätzung schon alle Modellannahmen erfüllt, gilt letztere als für dieses Bundesland beste Schätzung:

$$\begin{aligned} \left(\frac{C}{Y}\right)_t &= 0,5868 - 0,3228 \left(\frac{Y}{Y^0}\right)_t + 0,7031 \left(\frac{C}{Y}\right)_{t-1} + v_t \\ &\quad (0,0015) \quad (0,0077) \quad (0,0000) \end{aligned}$$

Das sich durch die Erweiterungen ergebende Bild ist uneinheitlich. Außer für Niedersachsen und Nordrhein-Westfalen gelang es, für jedes Bundesland eine zufriedenstellende und die erforderlichen Modellannahmen erfüllende Schätzfunktion zu finden. In Hamburg wurde dabei der Davis-Ansatz demjenigen nach Duesenberry vorgezogen.

Während für Baden-Württemberg, Niedersachsen, Rheinland-Pfalz und für Schleswig-Holstein die Ratio-Form-Schätzung ohne Erweiterung sich als die beste regionale Konsumfunktion erwies, konnten die Davis- oder Duesenberry-Ansätze für Bayern, Bremen, Hamburg und das Saarland mit einer Erweiterung entweder verbessert oder überhaupt erst zufriedenstellend geschätzt werden.

In Bayern, in Bremen und im Saarland konnte ein Einfluß der Arbeitsmarktlage, über einen signifikant negativen Einfluß der Differenz der Arbeitslosenquote, auf die Konsumquote nachgewiesen werden. Dies zeigt, daß in diesen drei Ländern bei steigender Arbeitslosigkeit der Konsum insgesamt abnimmt - bzw. bei ebenfalls sinkendem verfügbarem Einkommen überproportional abnimmt. Aufgrund des Eindrucks wachsender Arbeitslosigkeit wird der Private Verbrauch demnach eingeschränkt. In den anderen Bundesländern scheint ein solcher

"psychologischer" Effekt, neben dem weiter oben beschriebenen materiellen Effekt der Arbeitslosigkeit, nicht zum Tragen zu kommen.

In Hamburg und im Saarland zeigt sich ein signifikant negativer Einfluß der Differenz der Inflationsrate. Eine Zunahme der Inflationsrate hat in diesen Bundesländern folglich negative Auswirkungen auf die Konsumquote. Rechnen die Haushalte, gemäß der Annahme statischer Erwartungen, mit einer konstanten Inflationsrate, bedeutet dies, daß die nicht antizipierte Inflation ein Sinken der Konsumquote bewirkt.

## 5 Fazit

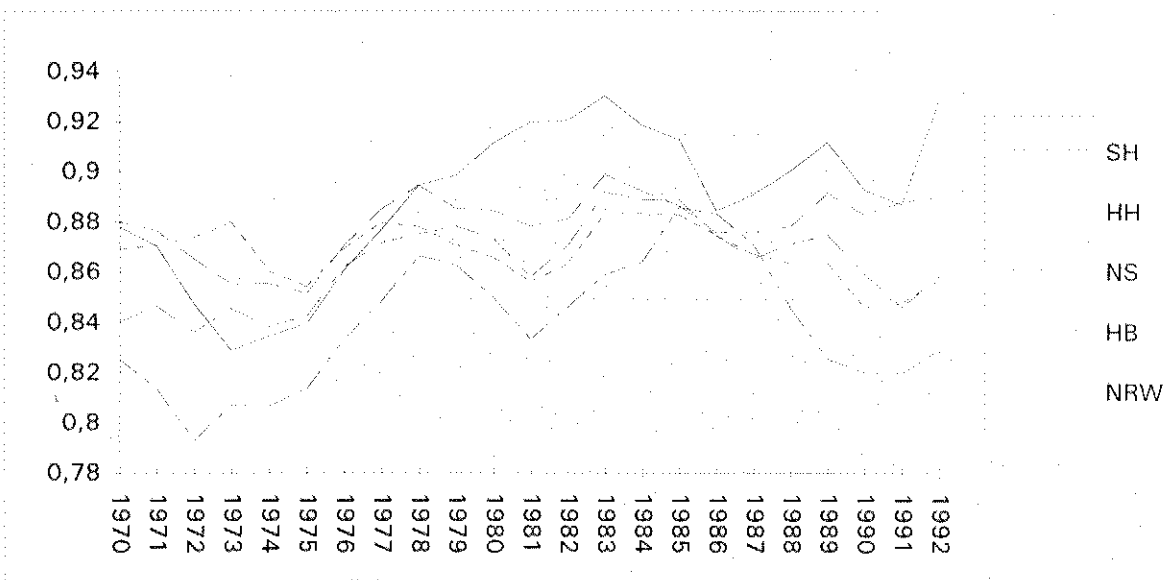
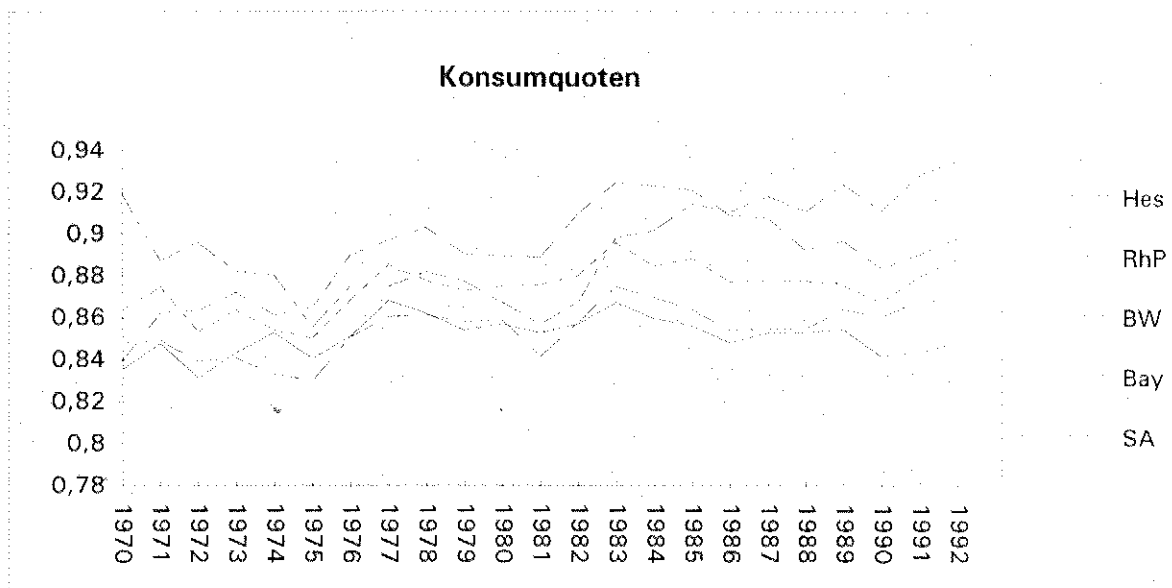
Ziel dieser Arbeit war es, Unterschiede im regionalen Konsumverhalten aufzuzeigen. Diese konnten bezüglich dreier Aspekte nachgewiesen werden. Bundesländer unterscheiden sich zuallererst im Niveau ihrer Konsumquoten. Zweitens reagieren Bundesländer verschieden stark auf Einkommensänderungen und drittens haben Arbeitsmarkt- und Inflationsvariablen unterschiedlichen Einfluß auf die Konsumquoten in den untersuchten Bundesländern.

Um diese drei Aspekte systematisch zu untersuchen, wurde im Rahmen dieser Arbeit darauf verzichtet, zu überprüfen, ob sich das Konsumverhalten in den verschiedenen Bundesländer nicht sinnvoller durch gänzlich verschiedene Spezifikationen beschreiben ließe.

Außerdem wäre zu erwarten, daß regionale Konsumverhaltensdiskrepanzen noch bedeutend besser aufgezeigt werden könnten, wenn statt der Statistiken auf Länderebene eine der Fragestellung angemessenere Datenbasis in tieferer regionaler Untergliederung zugrundegelegt (Ballungsgebiete - ländliche Regionen) werden könnte.



# Regionale Konsumquoten von 1970 bis 1992



## Testergebnisse für die Schätzungen (1) bis (30)

		ARCH	LM(1)	LM(2)	D-h	VIF	Korr	KS	R <sup>2</sup>
<b>Bayern</b>									
Brown	(1)	1,017	0,453	1,203	0,925	59,41	0,99	0,11	0,997
Due	(11)	0,021	0,665	1,015	1,101	1,02	0,15	0,16	0,619
Dav	(21)	0,067	0,599	1,024	1,581	1,756	0,66	0,16	0,606
<b>Baden-Württemberg</b>									
Brown	(2)	0,146	5,15	5,93	2,828	63,65	0,99	0,17	0,997
Due	(12)	0,313	0,827	1,5	1,491	1,06	0,24	0,17	0,495
Dav	(22)	0,161	0,684	1,71	1,393	1,07	-0,255	0,12	0,481
<b>Hansestadt Bremen</b>									
Brown	(3)	0,963	0,696	0,712	0,911	11,54	0,96	0,118	0,992
Due	(13)	1,724	2,77	2,406	2,108	1,03	-0,16	0,09	0,887
Dav	(23)	1,597	1,882	1,432	2,184	3,13	-0,82	0,09	0,897
<b>Hansestadt Hamburg</b>									
Brown	(4)	3,24	1,948	2,293	1,682	10,29	0,95	0,1	0,989
Due	(14)	3,361	3,522	2,716	2,229	1,04	0,19	0,2	0,87
Dav	(24)	1,366	3,154	3,138	2,547	2,92	0,81	0,13	0,878
<b>Hessen</b>									
Brown	(5)	0,676	3,03	4,944	2,213	31,83	0,98	0,15	0,991
Due	(15)	3,893	0,698	1,082	0,946	1,009	0,09	0,13	0,79
Dav	(25)	3,042	1,103	1,547	1,501	2,571	0,782	0,081	0,763
<b>Nordrhein-Westfalen</b>									
Brown	(6)	0,423	2,56	6,491	2,195	52	0,99	0,14	0,994
Due	(16)	0,81	1,652	3,041	1,974	1,04	0,19	0,11	0,567
Dav	(26)	0,73	1,98	5,109	2,6	1,2	-0,41	0,1	0,527
<b>Niedersachsen</b>									
Brown	(7)	4,831	4,264	7,261	2,969	72,54	0,99	0,19	0,994
Due	(17)	1,944	2,58	3	2,127	1	0	0,15	0,676
Dav	(27)	1,493	2,514	3,123	2,815	1,67	1,63	0,17	0,635
<b>Rheinland-Pfalz</b>									
Brown	(8)	1,425	2,706	8,921	2,142	73,01	0,99	0,08	0,996
Due	(18)	0,649	1,685	4,092	1,939	1,06	0,24	0,12	0,594
Dav	(28)	1,453	1,431	4,323	+	2,06	0,72	0,1	0,51
<b>Saarland</b>									
Brown	(9)	1,185	4,04	4,74	2,257	17,5	0,97	0,14	0,991
Due	(19)	1,55	0,49	0,88	0,49	1,05	-0,21	0,15	0,81
Dav	(29)	0,976	0,094	0,362	0,599	2,08	-0,72	0,09	0,843
<b>Schleswig-Holstein</b>									
Brown	(10)	3,49	3,162	10,015	2,38	59	0,99	0,13	0,994
Due	(20)	2,43	2,296	4,627	1,832	1,03	-0,16	0,1	0,745
Dav	(30)	3,695	2,395	6,158	3,644	2,63	-0,79	0,12	0,709

signifikant bei 5% Fehlerwahrscheinlichkeit  
bzw. VIF > 10 und Korrelation > 0,9

+ Wert ist nicht berechenbar

ARCH: ARCH-Test (2. Ordnung) auf Heteroskedastie

LM(1): LM-Test auf Autokorrelation 1. Ordnung

LM(2): LM-Test auf Autokorrelation 2. Ordnung

D-h: Durbin-h-Test auf Autokorrelation 1. Ordnung

VIF: Varianzinflationsfaktor zum Testen auf Multikollinearität

Korr: Betrag des Korrelationswertes zwischen den beiden Regressoren

KS: Kolmogoroff-Smirnoff Anpassungstest zur Prüfung auf Normalverteilung der Residuen

## Korrelationen

	zw. Ct und Ct-1	(C/Y)t und (C/Y)t-1
Bay	0,9957	0,5907
BW	0,9946	0,474
HB	0,9919	0,8556
HH	0,993	0,8492
Hes	0,9937	0,8564
NRW	0,9946	0,6207
NS	0,9948	0,7357
RhP	0,9939	0,6901
SA	0,9931	0,7923
SH	0,9963	0,7907

## Chow-Test Prüfgrößen

### Davis

	Hes	RLP	BW	Bay	SA	SH	HH	NS	HB
Hes									
RLP	2,31								
BW	*2,96	0,23							
Bay	1,48	*3,06	**4,73						
SA	0,48	2,61	*2,85	1,45					
SH	1,33	0,46	1,06	1,18	1,27				
HH	2,78	2,24	2,11	**4,32	1,80	1,87			
NS	0,67	1,36	2,05	0,59	0,90	0,36	2,22		
HB	0,82	2,78	*3,08	1,53	0,10	1,29	1,64	1,02	
NRW	1,87	0,29	0,80	1,97	1,66	0,04	1,16	0,74	1,72

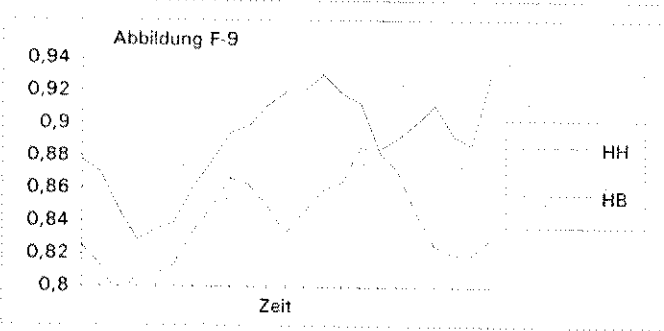
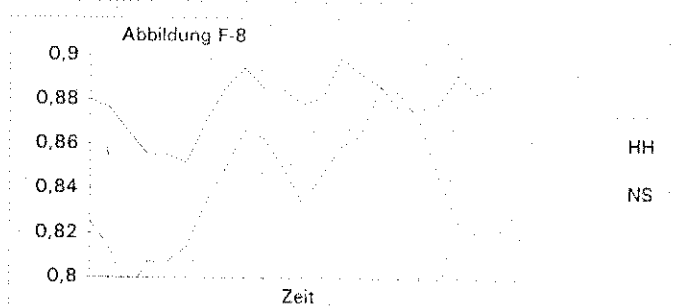
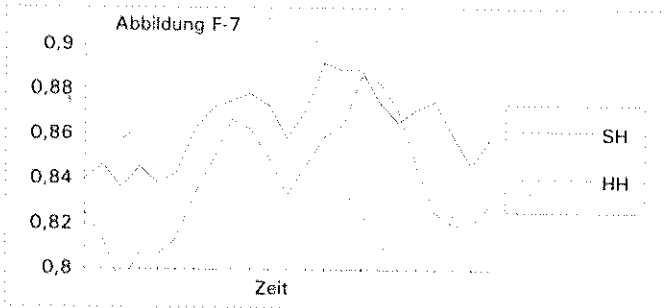
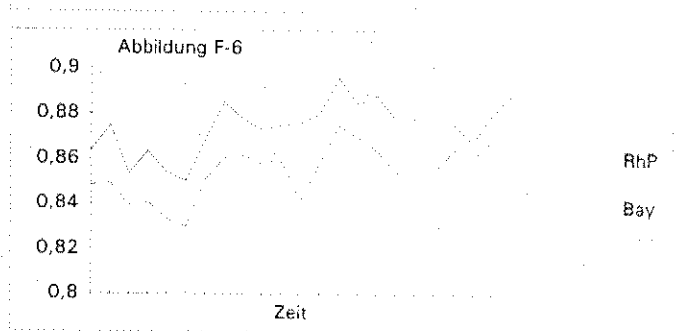
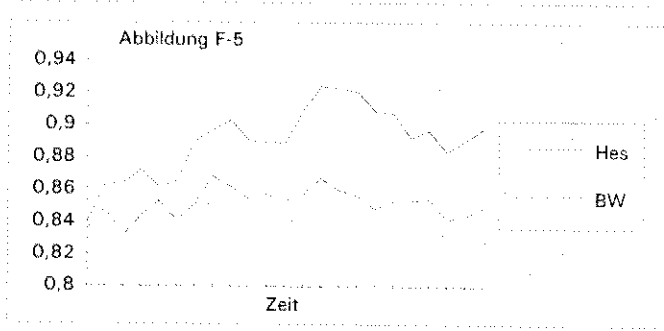
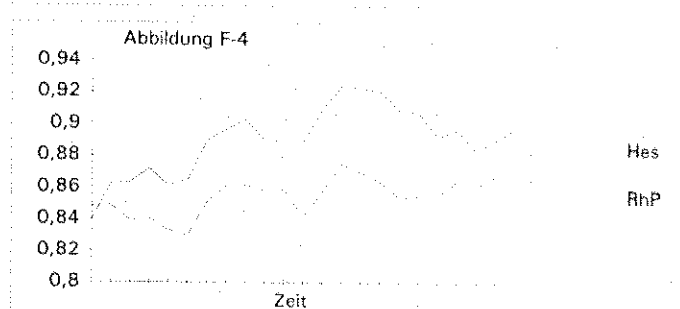
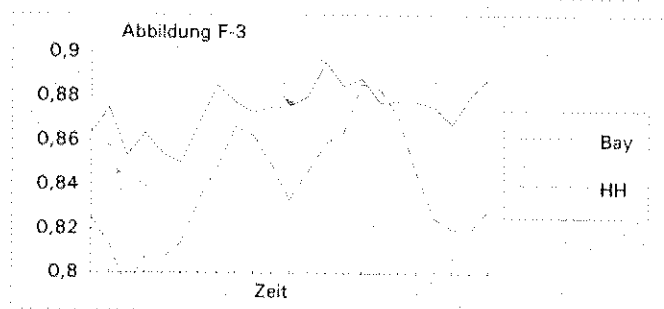
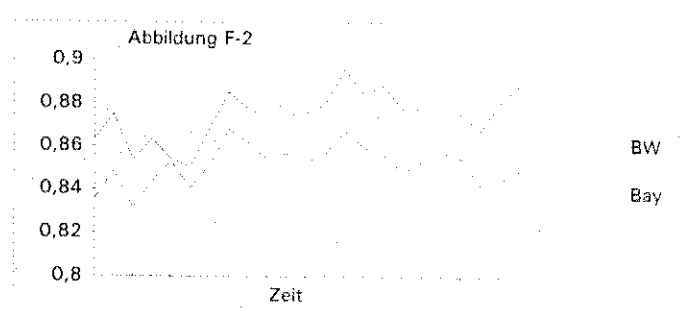
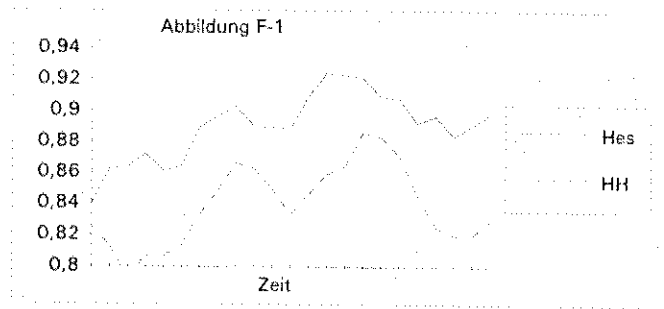
### Duesenberry

	Hes	RLP	BW	Bay	SA	SH	HH	NS	HB
Hes									
RLP	*3,04								
BW	*3,68	0,19							
Bay	1,35	*3,61	**5,22						
SA	0,31	1,56	1,91	0,48					
SH	2,07	1,59	2,34	2,23	1,01				
HH	**4,45	2,38	2,19	**5,86	2,65	*3,57			
NS	0,68	1,70	2,35	0,54	0,08	1,21	*3,36		
HB	0,64	2,38	2,56	1,25	1,00	1,39	*2,88	0,74	
NRW	2,48	0,43	0,91	2,28	0,95	0,97	1,88	1,00	1,63

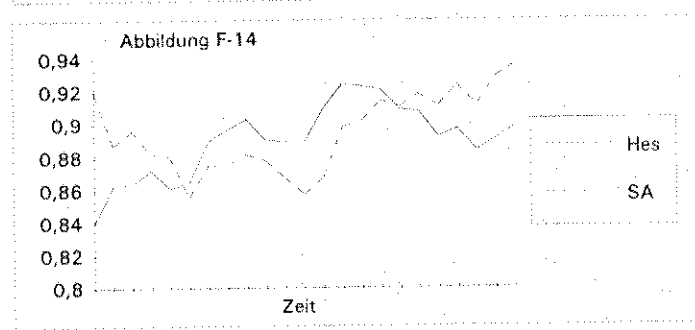
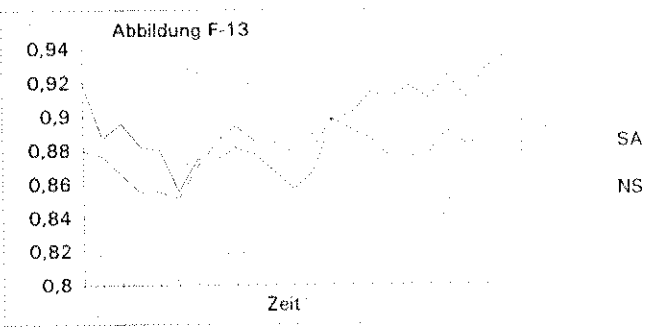
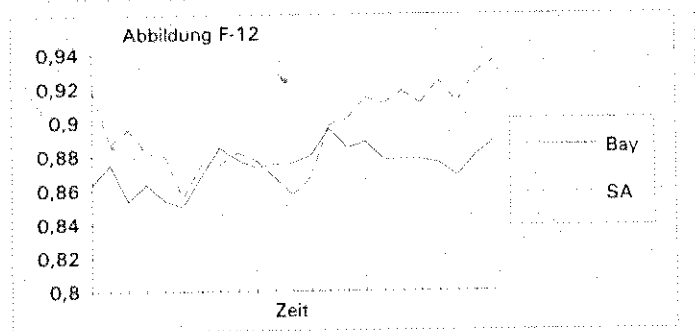
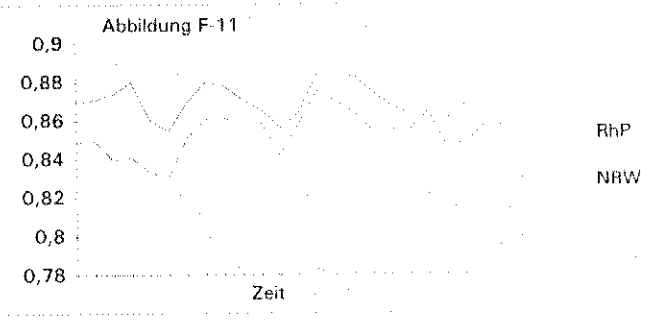
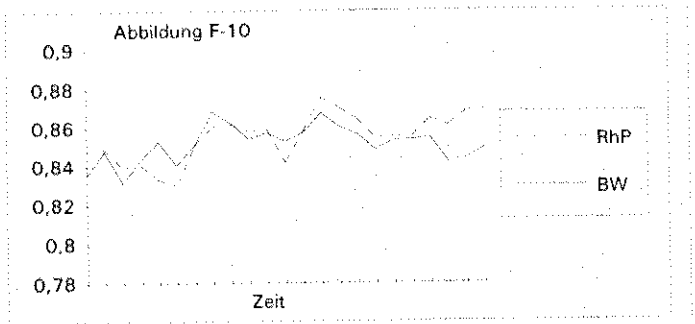
\* signifikant bei 5%iger Irrtumswahrscheinlichkeit

\*\* signifikant bei 1%iger Irrtumswahrscheinlichkeit

# Zeitlicher Konsumquotenverlauf bei Länderpaaren mit signifikantem Chow-Test



# Zeitlicher Konsumquotenverlauf bei Länderpaaren mit nicht signifikantem Chow-Test



## Herleitung der Konsumquoten<sup>1</sup>

### Duesenberry-Ansatz

$$(C/Y)_t = a + b (Y/Y^0)_t + c (C/Y)_{t-1}$$

$$\Leftrightarrow C_t = a Y_t + b (Y^2/Y^0)_t + c (C/Y)_{t-1} Y_t$$

marginale / kurzfristige Konsumquote:

$$dC_t/dY_t = a + 2b (Y/Y^0)_t + c (C/Y)_{t-1}$$

Diese variiert mit dem betrachteten Jahr. Zur Berechnung einer durchschnittlichen, kurzfristigen Konsumquote wurde der Durchschnittswert von  $(C/Y)_{t-1}$  und  $(Y/Y^0)_t$  benutzt.

langfristige / durchschnittliche Konsumquote:

Es wird angenommen, daß in einem langfristigen Gleichgewicht die folgenden Beziehungen gelten:

$$(C/Y)_t = (C/Y)_{t-1} \text{ und}$$

$$Y_t/Y_t^0 = Y_t/Y_{t-1} = (1+\lambda) Y/Y$$

mit  $\lambda$  als Wachstumsrate für  $Y$ .

Somit gilt:

$$C/Y = a + b(1+\lambda) + c(C/Y)$$

$$\Leftrightarrow (1-c)(C/Y) = a + b(1+\lambda)$$

$$\Leftrightarrow (C/Y) = (a + b(1+\lambda)) / (1-c)$$

Bei der Überprüfung der tatsächlichen Wachstumsraten für  $Y$  ergaben sich Werte für  $\lambda$  zwischen 0,02 und 0,025. Um bei der Berechnung der Konsumquoten Vergleichbarkeit zu gewährleisten, wird ein einheitliches  $\lambda$  von 0,02 zu Grunde gelegt.

<sup>1</sup> Analog zu Evans, a.a.O., S. 70 ff

## Davis-Ansatz

$$(C/Y)_t = a + b (Y/C^0)_t + c (C/Y)_{t-1}$$

$$\Leftrightarrow C_t = a Y_t + b (Y^2/C^0)_t + c (C/Y)_{t-1} Y_t$$

marginale / kurzfristige Konsumquote:

$$dC_t/dY_t = a + 2 b (Y/C^0)_t + c (C/Y)_{t-1}$$

Diese variiert mit dem betrachteten Jahr. Zur Berechnung einer durchschnittlichen, kurzfristigen Konsumquote wurde der Durchschnittswert von  $(C/Y)_{t-1}$  und  $(Y/C^0)_t$  benutzt.

langfristige / durchschnittliche Konsumquote:

Es wird angenommen, daß in einem langfristigen Gleichgewicht die folgenden Beziehungen gelten:

$$(C/Y)_t = (C/Y)_{t-1} \text{ und}$$

$$Y_t/C_t^0 = Y_t/C_{t-1} = (1+\lambda) Y/C$$

mit  $\lambda$  als Wachstumsrate für  $Y$ .

Somit gilt:

$$C/Y = a + b (1+\lambda) Y/C + c (C/Y)$$

$$\Leftrightarrow (1-c) (C/Y) = a + b (1+\lambda) (C/Y)$$

$$\Leftrightarrow (1-c) (C/Y)^2 = a (C/Y) + b (1+\lambda)$$

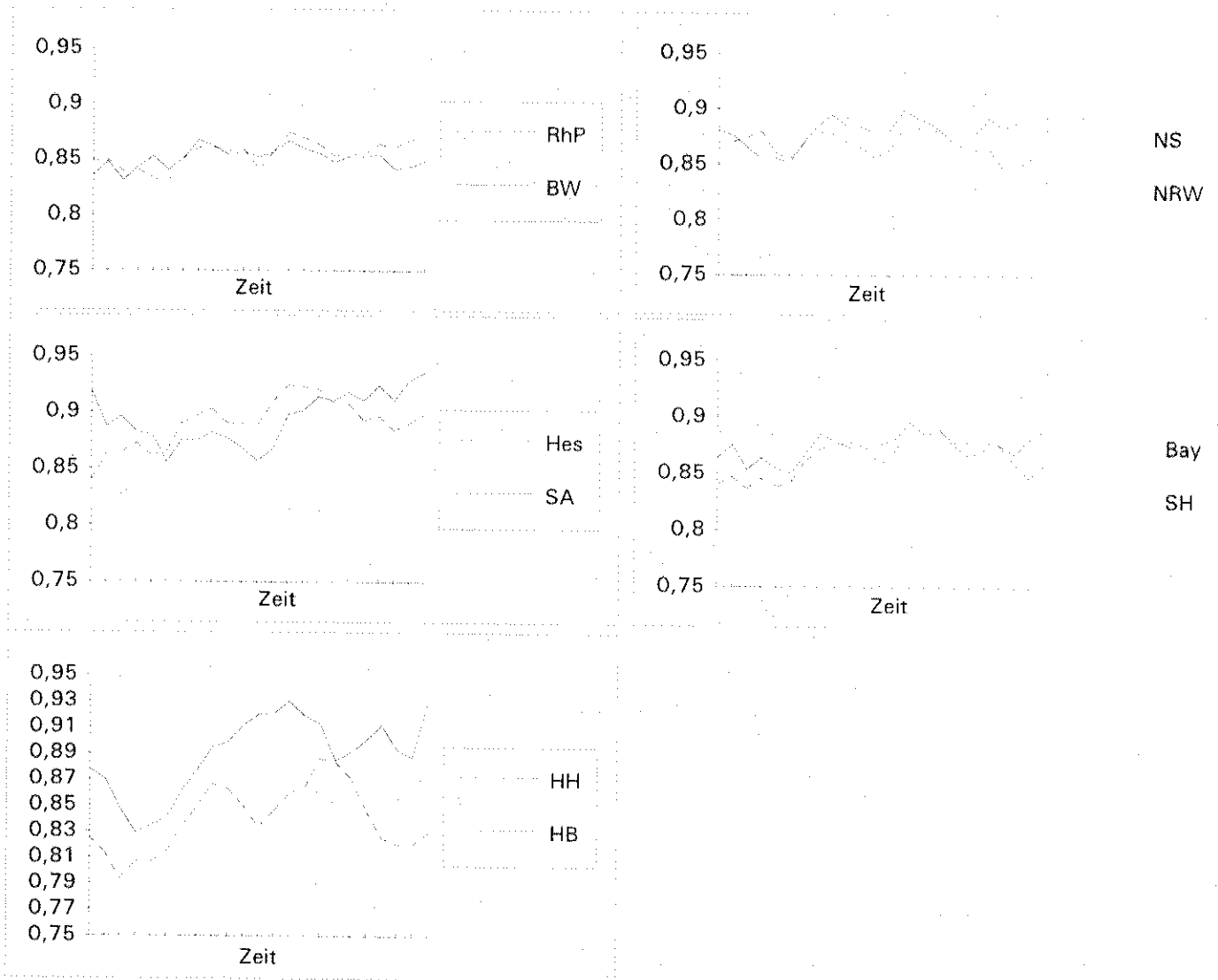
$$\Leftrightarrow (C/Y)^2 - a/(1-c) (C/Y) - b (1+\lambda)/(1-c) = 0$$

Aus dieser quadratischen Gleichung resultieren zwei Lösungen für  $(C/Y)$ . Für jedes Land ergab sich aber nur eine ökonomisch sinnvolle Lösung.

# Differenz aus berechneten lang- und kurzfristigen Konsumquote

	Duesenberry		Davis
BW	0,23	RhP	0,22
RhP	0,25	BW	0,22
NRW	0,26	NRW	0,25
NS	0,27	Hes	0,26
Hes	0,30	NS	0,27
SA	0,30	SH	0,29
SH	0,34	Bay	0,36
Bay	0,36	SA	0,43
HH	0,40	HH	0,48
HB	0,47	HB	0,49

## Zeitlicher Verlauf der Konsumquoten





## Testergebnisse für die Erweiterungsschätzungen

	ARCH	LM(1)	LM(2)	D-h	VIF	Korr	KS	R <sup>2</sup> adj.
<b>Bayern</b>	3,472	0,401	0,396	0,879	1,257	-0,319	0,148	0,678
<b>Hansestadt Bremen</b>	1,976	0,86	0,944	1,324	1,2	-0,39	0,08	0,877
<b>Hansestadt Hamburg</b>	3,411	0,28	0,103	0,831	0,407	-0,811	0,163	0,893
<b>Saarland</b>	1,966	0,097	0,87	-0,02	5,61	0,78	0,09	0,851

signifikant bei 5% Fehlerwahrscheinlichkeit  
bzw. VIF > 10 und Korrelation > 0,9

+ Wert ist nicht berechenbar

ARCH: ARCH-Test auf Heteroskedastie

LM(1): LM-Test auf Autokorrelation 1. Ordnung

LM(2): LM-Test auf Autokorrelation 2. Ordnung

D-h: Durbin-h-Test auf Autokorrelation 1. Ordnung

VIF: Varianzinflationsfaktor zum Testen auf Multikollinearität

Korr: Betrag des Korrelationswertes zwischen den beiden Regressoren

KS: Kolmogoroff-Smirnoff Anpassungstest zur Prüfung auf Normalverteilung der Residuen

## Abkürzungsverzeichnis

ALQ	Arbeitslosenquote im relevanten Bundesland
ALQ <sup>BRD</sup>	Arbeitslosenquote für die Bundesrepublik
Bay	Bayern
BW	Baden-Württemberg
BSP	Bruttosozialprodukt
C	privater Verbrauch (pro Kopf)
C <sup>0</sup>	maximaler, in der Vergangenheit realisierter privater Verbrauch
HB	Hansestadt Bremen
HH	Hansestadt Hamburg
Hes	Hessen
NRW	Nordrhein-Westfalen
NS	Niedersachsen
P	jährliche Inflationsrate, berechnet aus dem Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte
RhP	Rheinland-Pfalz
SA	Saarland
SH	Schleswig-Holstein
t	Zeitindex
VGR	Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung
Y	verfügbares Einkommen (pro Kopf)
Y <sup>0</sup>	maximales, in der Vergangenheit realisiertes Einkommen

## Literaturverzeichnis

- Chow, G.C., Tests of Equality between Sets of Coefficients in two linear Regressions, in: *Econometrica*, Vol. 28 (1960), S. 591-605.
- Davis, T.E., The Consumption Function as a Tool for Prediction, in: *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 34 (1952), S. 270-277.
- Duesenberry, J.S., Eckstein, O., Fromm, G., A Simulation of the United States Economy in Recession, in: *Econometrica*, Vol. 28 (1960), S.749-809.
- Evans, M.K., *Macroeconomic Activity. Theory, Forecasting & Control*, New York, 1969.
- Hübler, O., *Ökonometrie*, Stuttgart, 1989.
- Schmidt, J., *Regionales Konsumverhalten*, Dissertation Universität Mainz, 1987.
- Schulze, P.M., Zur Schätzung regionaler Konsumfunktionen in: *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 1982.
- Statistisches Landesamt Baden-Württemberg (Hrsg.), *Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder*, Heft 23, 1995.
- Streissler, M., *Theorie des Haushalts*, Stuttgart, 1974.
- Thomas, R.L., *Introductory Econometrics: Theory and Applications*, 2nd ed., London, 1993.

Autoren:

Ralf Becker, stud.rer.pol., Projektmitarbeiter  
Claudia Müller, stud.rer.pol., Projektmitarbeiterin

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 intertemporales 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)