

Döhrn, Roland; Mitze, Timo; Schmidt, Torsten; Tauchmann, Harald; Vosen, Simeon

Research Report

Analyse und Prognose des Spar- und Konsumverhaltens privater Haushalte: Endbericht - November 2010

RWI Projektberichte

Provided in Cooperation with:

RWI – Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung, Essen

Suggested Citation: Döhrn, Roland; Mitze, Timo; Schmidt, Torsten; Tauchmann, Harald; Vosen, Simeon (2010) : Analyse und Prognose des Spar- und Konsumverhaltens privater Haushalte: Endbericht - November 2010, RWI Projektberichte, Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (RWI), Essen

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/69982>

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.



Projektbericht

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung

Analyse und Prognose des Spar- und Konsumverhaltens privater Haushalte

Endbericht

Forschungsprojekt im Auftrag des
Bundesministeriums der Finanzen

Impressum

Vorstand

Prof. Dr. Christoph M. Schmidt (Präsident)
Prof. Dr. Thomas K. Bauer (Vizepräsident)
Prof. Dr. Wim Kösters

Verwaltungsrat

Dr. Eberhard Heinke (Vorsitzender);
Dr. Henning Osthues-Albrecht; Dr. Rolf Pohlig; Reinhold Schulte
(stellv. Vorsitzende);
Manfred Breuer; Oliver Burkhard; Dr. Hans Georg Fabritius;
Hans Jürgen Kerkhoff; Dr. Thomas Köster; Dr. Wilhelm Koll;
Prof. Dr. Walter Krämer; Dr. Thomas A. Lange; Reinhard Schulz;
Hermann Rappen; Dr.-Ing. Sandra Scheermesser

Forschungsbeirat

Prof. Michael C. Burda, Ph.D.; Prof. David Card, Ph.D.; Prof. Dr. Clemens Fuest;
Prof. Dr. Justus Haucap; Prof. Dr. Walter Krämer; Prof. Dr. Michael Lechner;
Prof. Dr. Till Requate; Prof. Nina Smith, Ph.D.

Ehrenmitglieder des RWI

Heinrich Frommknecht; Prof. Dr. Paul Klemmer †; Dr. Dietmar Kuhnt

RWI Projektberichte

Herausgeber:
Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung
Hohenzollernstraße 1/3, 45128 Essen
Tel. 0201/81 49-0, Fax 0201/81 49-200, e-mail: rwi@rwi-essen.de
Alle Rechte vorbehalten. Essen 2010
Schriftleitung: Prof. Dr. Christoph M. Schmidt

Analyse und Prognose des Spar- und Konsumverhaltens privater Haushalte

Endbericht – November 2010

Forschungsprojekt im Auftrag des Bundesministeriums der Finanzen

Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung

Analyse und Prognose des Spar- und Konsumverhaltens privater Haushalte

Endbericht – November 2010

Forschungsprojekt im Auftrag des
Bundesministeriums der Finanzen
Bearbeitungsnummer: IA3 – 11/09

Projektteam: Prof. Dr. Roland Döhrn,
Timo Mitze, Dr. Torsten Schmidt (Projektleiter),
Dr. Harald Tauchmann und Simeon Vosen
Kooperationspartner: Prof. Hans Wolfgang Brachinger,
Daniel Suter und Prof. Hal R. Varian

Das Projektteam dankt Prof. Dr. Thomas K. Bauer,
Prof. Dr. Wim Kösters, Waltraud Lutze und Daniela Schwindt
für die Unterstützung bei der Durchführung des Projekts.



Inhalt

1.	Einleitung	9
2.	Ökonomische Erklärungsansätze des Konsum- und Sparverhaltens.....	13
2.1.	Ökonomische Bestimmungsfaktoren des Konsum- und Sparverhaltens – theoretische Ansätze und empirische Ergebnisse	13
2.2.	Die Bedeutung der Erwartungsbildung in den ökonomischen Erklärungsansätzen.....	27
3.	Erklärungsansätze aus der Wirtschaftspsychologie.....	33
3.1.	Psychologische Grundlagen der Konsumententscheidung	33
3.2.	Psychologische Erklärung der Erwartungsbildung.....	37
3.3.	Konstruktion von Stimmungsindikatoren.....	39
3.4.	Informationsgehalt der Stimmungsindikatoren über die Entwicklung des privaten Konsums	42
3.5.	Der Einfluss der Medien auf das Konsumverhalten.....	46
3.6.	Empirische Studien zu der Rolle der Medien	49
3.7.	Schlussfolgerungen aus der Literatur für die empirische Untersuchung	50
4.	Empirische Untersuchung der Bestimmungsgründe der Konsumentenstimmung und des Konsumverhaltens.....	52
4.1.	Einfluss der Medienberichterstattung auf die Konsumentenstimmung und den privaten Konsum.....	52
4.2.	Zusammenhang zwischen Konsumentenstimmung und Veränderung des privaten Konsums.....	59
5.	Ein neuer Indikator zur Prognose des Privaten Konsums.....	91
5.1.	Motivation eines neuen Konsumindikators	91
5.2.	Konstruktion des Google-Indikators	94
5.3.	Aufbau des Prognosevergleichs	98
5.4.	Ergebnisse des Prognosevergleichs.....	101
5.5.	Stärken und Schwächen des Google-Indikators.....	104

RWI Projektbericht

6.	Zusammenfassung	106
7.	Literatur	110
Anhang	116	
A1	Ergebnisse der Schätzung zu ausgewählten Einzelfragen der Konsumentenstimmung	116
A3	Fragen der EU-Konsumentenumfrage, deren Saldo-Statistiken und der EU-Konsumentenstimmungsindikator	121
A3.1	Fragen der EU Konsumentenumfrage	121
A3.2	Saldo-Statistiken	124
A3.3	EU-Konsumentenstimmungsindikator	124
A4	Stochastisches Selektionsverfahren	124

Verzeichnis der Tabellen

Tabelle 1	Ergebnisse der VAR-Schätzung.....	57
Tabelle 2	Koinzidenzbeziehung des privaten Konsums mit ökonomischen Variablen	64
Tabelle 3	Koinzidenzbeziehung des Konsums mit ökonomischen Variablen mittels Bayesscher Modellmittlung	66
Tabelle 4	Frühindikatoren des Konsums sowie des EU- Konsumentenstimmungsindicators	68
Tabelle 5	Frühindikatoren des Konsums bei Bayesscher Modellmittlung.....	69
Tabelle 6	Koinzidenzbeziehung von Stimmungsinikator mit ökonomischen Variablen	71
Tabelle 7	Koinzidenzbeziehung des Stimmungsinicators mit ökonomischen Variablen mittels Bayesscher Modellmittlung.....	72
Tabelle 8	Frühindikatoren des EU- Konsumentenstimmungsindicators bei Bayesscher Modellmittlung.....	74
Tabelle 9	Koinzidenzbeziehung des Konsums mit Balance Statistiken	76
Tabelle 10	Koinzidenzbeziehung des Konsums mit Balance Statistiken mittels Bayesscher Modellmittlung	77
Tabelle 11	Koinzidenzbeziehung des Konsums mit ökonomischer Variablen und Balance Statistiken	79
Tabelle 12	Koinzidenzbeziehung des Konsums mit ökonomischen Variablen und Balance Statistiken mittels Bayesscher Modellmittlung.....	81
Tabelle 13	Koinzidenzbeziehung einzelner Balance Statistiken mit ökonomischen Variablen	83
Tabelle 14	Balance Statistiken als Frühindikatoren des Konsums.....	84
Tabelle 15	Balance Statistiken als Frühindikatoren des Konsums mittels Bayesscher Modellmittlung	85

RWI Projektbericht

Tabelle 16	Ökonomische Variablen und Balance Statistiken als Frühindikatoren des Konsums.....	87
Tabelle 17	Ökonomische Variablen und Balance Statistiken als Frühindikatoren des Konsums mittels Bayesscher Modellmittlung	89
Tabelle 18	Verwendungszwecke der privaten Konsumausgaben gemäß VGR und zugeordnete Google Kategorien	97
Tabelle 19	Prognosefehler (MSFE)	102
Tabelle 20	Signifikanz der Unterschiede in den Prognosefehlern (Basismodell).....	102
Tabelle 21	Signifikanz der Unterschiede in den Prognosefehlern (erweitertes Basismodell)	103
Tabelle A1	Ergebnisse der VAR-Schätzung (Q2: Wie erwarten Sie, wird sich die finanzielle Lage ihres Haushalts in den kommenden zwölf Monaten verändern?)	116
<i>Tabelle A2</i>	Ergebnisse der VAR-Schätzung (Q4: Wie glauben Sie, wird sich die allgemeine wirtschaftliche Lage in den kommenden zwölf Monaten verändern?)	117
Tabelle A3	Ergebnisse der VAR-Schätzung (Q7: Wie wird sich die Zahl der Arbeitslosen nach Ihrer Erwartung in den kommenden zwölf Monaten entwickeln?)	118
Tabelle A4	Ergebnisse der VAR-Schätzung (Q11: Wie wahrscheinlich ist es, dass Sie in den kommenden zwölf Monaten Geld sparen?)	119

Verzeichnis der Abbildungen

Abbildung 1	Stellung der Konsumindikatoren im Entscheidungsprozess	11
Abbildung 2	Das System der psychologischen Variablen.....	34
Abbildung 3	Erwartungsbildungsmodell.....	39
Abbildung 4	Stimmungsindikatoren und Veränderung des privaten Konsums in Deutschland (1995:1 bis 2009:9)	46
Abbildung 5	Modellkonzeption der Kommunikationsforschung von Westley und MacLean	47
Abbildung 6	Einstellungskonzept der Massenkommunikationsforschung.....	48
Abbildung 7	Konsumentenstimmung und Medienberichterstattung.....	54
Abbildung 8	Berichte über die Abwrackprämie in Internetmedien und Suchanfragen danach in Google	92
Abbildung 9	Google-Suchanfragen nach Kleinwagen und Einzelhandelsumsätze (Kfz)	93
Abbildung 10	Privater Konsum und Konsumindikatoren	103

RWI Projektbericht

1. Einleitung

Für die Analyse und Prognose der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung kommt dem Spar- und Konsumverhalten privater Haushalte eine große Bedeutung zu. Ein Grund dafür ist, dass der private Konsum in Deutschland, wie auch in anderen Ländern, eine zentrale Größe der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage darstellt. Zudem ist die Ersparnis der privaten Haushalte eine wichtige Quelle zur Finanzierung von Investitionsprojekten der Unternehmen. Zwar können die Unternehmen im Zuge der Globalisierung der Finanzmärkte in zunehmendem Maße auf ausländisches Finanzkapital zurückgreifen. Allerdings kommen viele empirische Studien zu dem Ergebnis, dass nach wie vor ein Zusammenhang zwischen der inländischen Ersparnis und den Investitionen heimischer Unternehmen besteht, auch wenn dieser in den vergangenen Jahren geringer geworden zu sein scheint (vgl. z.B. Kool, Keijzer, 2009). Dabei sind die Konsum- und Sparentscheidungen der privaten Haushalte eng miteinander verbunden. Zum einen müssen die Haushalte festlegen, welchen Teil ihres Einkommens sie sparen bzw. für Konsumgüter ausgeben. Zum anderen müssen sie sich entscheiden, ob sie für Konsumzwecke, z.B. für größere Anschaffungen, auf ihre Ersparnisse zurückgreifen.

Aufgrund der engen Verbindung von Konsum- und Sparentscheidungen und des großen Anteils des privaten Konsums an der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage stehen bei der Analyse der privaten Haushalte in der Regel die Konsumententscheidungen im Focus des Interesses. Ebenso wird einer verlässlichen Prognose der privaten Konsumausgaben ein großes Gewicht bei der Erstellung gesamtwirtschaftlicher Projektionen beigemessen. Da nur wenige zeitnah verfügbare „harte“ Indikatoren über die Entwicklung des privaten Konsums verfügbar sind, wurden in Deutschland wie in über vierzig Ländern Indikatoren zur Konsumentenstimmung konstruiert, die auf monatlichen Umfragen bei privaten Haushalten basieren.

Allerdings zeigen viele empirische Studien, dass Stimmungsindikatoren, wie die Konsumentenstimmungsindikatoren der EU-Kommission, in vielen Ländern nur einen geringen Zusammenhang mit der tatsächlichen Entwicklung des privaten Konsums aufweisen. Es ist daher nicht überraschend, dass diese Indikatoren oft auch nur eine geringe Prognosekraft für den privaten Konsum des aktuellen und des nächsten Quartals besitzen.

Um Möglichkeiten auszuloten, wie ein verbesserter Indikator für die kurzfristige Entwicklung des privaten Konsums konstruiert werden kann, wird in diesem Gutachten zunächst ein umfassender Überblick über die bestehenden Erklärungsansätze des privaten Konsums gegeben. Dazu werden in einem Literaturüberblick die Faktoren herausgearbeitet, die für die Entwicklung der Konsumausgaben privater

RWI Projektbericht

Haushalte von Bedeutung sind. Dabei kommt der Erklärung der Erwartungsbildung ein besonderes Gewicht zu, da zukunftsgerichtetes Handeln stark von Erwartungen geprägt ist.

Die Konsumententscheidungen privater Haushalte werden von verschiedenen wissenschaftlichen Disziplinen untersucht, neben der Ökonomie etwa auch von der Psychologie und der Soziologie. Da es in diesem Gutachten zum einen um die Analyse des Konsumentenstimmungsindex und die Erarbeitung eines verbesserten Prognoseinstrumentariums geht, wird in der Literaturlauswertung der Schwerpunkt auf ökonomische und psychologische Erklärungsansätze gelegt. Ökonomische Ansätze stellen Zusammenhänge in den Vordergrund, die die Konsummöglichkeiten privater Haushalte, wie verfügbares Einkommen, Vermögen und Kreditrestriktionen betonen. Insbesondere werden auch der Erklärungsgehalt und die Prognoseeigenschaften dieser Indikatoren in der Literatur eingehend untersucht. Die Berücksichtigung von psychologischen Erklärungsansätzen bietet sich an, da die Konstruktion der Indikatoren der Konsumentenstimmung explizit auf psychologische Einflussfaktoren Bezug nimmt.

Dabei weisen viele ökonomische und wirtschaftspsychologische Untersuchungen einen in der Grundstruktur gemeinsamen Erklärungsansatz auf, der allerdings in den einzelnen Disziplinen mit verschiedenen Schwerpunkten weiterentwickelt wird: Beide Wissenschaftsdisziplinen verfolgen im Wesentlichen einen behavioristischen Ansatz. Dessen Grundhypothese ist, dass jedes Verhalten von einem Reiz/Stimulus ausgelöst wird. Damit sind im ökonomischen Kontext zunächst einfache Sachverhalte gemeint wie z.B., dass eine Erhöhung des verfügbaren Einkommens zu einer Änderung des privaten Konsums oder der privaten Ersparnis führt. Wirtschaftspychologische Analysen gehen grundsätzlich von dem gleichen Erklärungsansatz aus. Auch kann es sich sogar um die gleichen Stimuli handeln wie in der rein ökonomischen Analyse. Allerdings werden bei der Erklärung der Abläufe, die zu dem beobachtbaren Handeln führen, andere Schwerpunkte gesetzt, indem z.B. Emotionen berücksichtigt werden. Zudem werden auch Stimuli in die Analyse einbezogen wie beispielsweise Hunger, die in ökonomischen Ansätzen vernachlässigt werden.

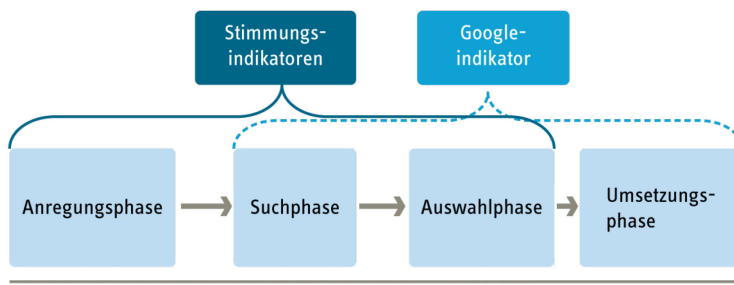
Für die Konstruktion von Konsumindikatoren ist von Bedeutung, dass der Prozess, der von einem Stimulus zu einem beobachtbaren Verhalten führt, eine zeitliche Dimension hat, die je nach Untersuchungsgegenstand wenige Sekunden (Impulskauf) oder einige Wochen oder Monate dauern kann (z.B. langlebige Konsumgüter). Dementsprechend lässt sich das behavioristische Schema auch als ein Entscheidungsprozess interpretieren (Butler, Peppard, 1998), der sich in unterschiedliche Phasen einteilen lässt (Abbildung 1).

Konsum- und Sparverhalten

Im Zusammenhang mit der Konsumententscheidung wird in der Anregungsphase ein Bedürfnis wahrgenommen und als ein Problem definiert. In der Suchphase werden dann die für die Konsumententscheidung notwendigen Informationen beschafft. Diese können bei Kaufentscheidungen Preise und Qualitäten von Produkten umfassen aber auch die Frage, wo ein Produkt zu beziehen ist. In ähnlicher Weise werden bei Sparentscheidungen Informationen z.B. über verschiedene Anlageformen gesammelt. In der Auswahlphase werden die Alternativen anhand unterschiedlicher Kriterien miteinander verglichen und eine Auswahl getroffen. In der Umsetzungsphase wird der Kauf oder die Anlage getätigt.

Abbildung 1

Stellung der Konsumindikatoren im Entscheidungsprozess



Quelle: Eigene Darstellung.

Anhand von Abbildung 1 kann auch der Informationsgehalt dargestellt werden, den die verschiedenen Indikatoren, die Auskunft über das Konsumverhalten geben sollen, aufweisen. Die Stimmungskindikatoren versuchen, über Befragungen ökonomische und psychologische Faktoren zu messen, die bereits in der Anregungsphase wirken und auch in der Such- und Auswahlphase spürbar sind, aber nicht direkt beobachtet werden können. Da diese Stimmungskindikatoren auch die Anregungsphase abdecken, ist zu erwarten, dass sie auch Stimmungen erfassen, die nicht zu Handlungen führen. Die Messung der Konsumentenstimmung hat zwar einen eigenen Wert, liefert in diesem Fall aber nicht zwangsläufig Informationen über das zukünftige Konsumverhalten.

RWI Projektbericht

Der in diesem Gutachten vorgeschlagene Konsumindikator, der auf Suchanfragen im Internet basiert, setzt erst bei der Such- und Auswahlphase an, deckt aber zumindest einen Teil der Umsetzungsphase mit ab. Der grundlegende Unterschied besteht darin, dass dieser Indikator auf beobachtbarem Handeln basiert, indem er insbesondere die Suchtätigkeit und einen Teil der Umsetzungsaktivitäten misst, wenn es sich um einen Internetkauf handelt. In diesem Sinne ist zu erwarten, dass der internetbasierte Indikator näher an der Umsetzung, also an der Handlung ansetzt als Stimmungsindikatoren.

Im empirischen Teil des Gutachtens wird der Erklärungs- und Prognosegehalt der Stimmungsindikatoren der EU-Kommission für Deutschland genauer analysiert. Mit Hilfe von Regressionsanalysen wird dabei zunächst der Erklärungsgehalt der Stimmungsindikatoren untersucht, wenn für realwirtschaftliche Größen kontrolliert wird.

Daran anschließend wird die Bedeutung der Massenmedien für die Erwartungsbildung der privaten Haushalte – gemessen an der Konsumentenstimmung – empirisch überprüft. Wie der Literaturüberblick zeigt, findet deren Bedeutung für die Erwartungsbildung in der wirtschaftspsychologischen Literatur und in jüngster Zeit auch in der ökonomischen Literatur besondere Aufmerksamkeit. In Analogie zu vorliegenden empirischen Studien für Deutschland wird der Zusammenhang zwischen Medienberichterstattung und Konsumentenstimmung mit Hilfe eines vektorautoregressiven Ansatzes analysiert. Diese deuten im Einklang mit anderen empirischen Studien auf einen signifikanten Zusammenhang zwischen den beiden Indikatoren hin.

Im fünften Abschnitt des Gutachtens wird die Konstruktion eines neuen Konsumindikators mit Hilfe von Google Trends Daten dokumentiert. Die Prognoseeigenschaften des Indikators werden mit denen des Stimmungsindikators verglichen. Das Gutachten schließt mit einer kurzen Zusammenfassung der Ergebnisse.

2. Ökonomische Erklärungsansätze des Konsum- und Sparverhaltens

Die privaten Konsumausgaben machen in Deutschland knapp 60% des Bruttoinlandsprodukts aus. Angesichts dieser starken Bedeutung für die kurz- und mittelfristige volkswirtschaftliche Entwicklung sind Erkenntnisse über die maßgeblichen Bestimmungsfaktoren des aggregierten Konsumverhaltens privater Haushalte ein „natürlicher“ Fokus der makroökonomischen Forschung. Es verwundert daher auch nicht, dass sich eine Vielzahl von ökonomischen Studien mit der Analyse und Prognose der Konsumausgaben der privaten Haushalte beschäftigt.

In diesem Abschnitt wird zunächst ein Überblick über die wichtigsten Determinanten der Konsum- und Sparscheidungen privater Haushalte gegeben. Klassische ökonomische Faktoren sind hier das verfügbare Einkommen, das Vermögen und das Zinsniveau. Ein besonderes Gewicht wird zudem auf die Bedeutung von Konsumentenvertrauen und Erwartungsbildung bei privaten Haushalten gelegt. Anknüpfend an die theoretische Betrachtung werden ausgewählte empirische Befunde zu den Konsumdeterminanten unter besonderer Berücksichtigung der Ergebnisse für Deutschland dargestellt. Dabei kann im Wesentlichen zwischen makro- und mikroökonomischen Studien unterschieden werden. Während makroökonomische Analysen typischerweise vierteljährliche Daten der aggregierten Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung verwenden, nutzen mikroökonomische Untersuchungen disaggregierte Haushaltsdaten.

Darüber hinaus wird auch die Literatur über die Sparscheidungen einbezogen, da bei intertemporalen Konsumententscheidungen die Konsum- und Sparscheidung eng miteinander verbunden sind. Der Teil des Einkommens, der nicht in der jeweiligen Periode konsumiert wird, wird gespart und erst in zukünftigen Perioden konsumiert. Es gibt aber eine Reihe von Ansätzen, die der Sparscheidung ein eigenes Gewicht gibt. Diese Arbeiten werden am Ende dieses Abschnitts dargestellt.

2.1. Ökonomische Bestimmungsfaktoren des Konsum- und Sparverhaltens – theoretische Ansätze und empirische Ergebnisse

2.1.1 Überblick über die ökonomische Konsumforschung

Im Mittelpunkt der Konsumtheorie steht der Zusammenhang zwischen der aggregierten Konsumententwicklung auf der einen sowie makroökonomischen Kernvariablen wie Einkommen, Vermögen und Zinsen auf der anderen Seite. Der klassische Ansatz der keynesianischen „absoluten“ Einkommenshypothese unterstellt einen

RWI Projektbericht

festen Zusammenhang zwischen dem Einkommen der laufenden Periode als erklärender Variablen und dem aktuellen Konsumniveau als endogener Variable.

Eine Vielzahl von empirischen Ansätzen der makroökonomischen Forschung konzentrierte sich insbesondere in den fünfziger Jahren auf die Schätzung des Einflusses des Einkommens (marginale Konsumneigung) auf die Konsumententwicklung (siehe beispielsweise die Konsumfunktion im Klein-Goldberger (1955) Modell als eines der ersten Makromodelle keynesianischen Typs). Je höher der Wert der marginalen Konsumneigung, desto stärker reagiert der Konsum auf laufende Einkommensänderungen. In linearer Form kann das einfache Modell formal als:

$$C_t = a + bY_t \quad (1)$$

Dargestellt werden, wobei C_t das Konsumniveau und Y_t das laufende verfügbare Einkommen in Periode t , a die Höhe des autonomen Konsums und b die marginale Konsumneigung bezeichnet. Dabei wird davon ausgegangen, dass der autonome Konsum größer als 0 ist, die marginale Konsumneigung b zwischen 0 und 1 liegt und die durchschnittliche Konsumquote (C/Y) mit steigendem Einkommen sinkt. Jüngere Arbeiten in dieser Tradition gehen insbesondere der Frage nach, ob die durchschnittliche Konsumquote im Zeitablauf stationär ist, was bedeuten würde, dass Konsum und Einkommen kointegriert sind. Auf diese wesentliche Annahme für die empirische Analyse verschiedener Konsummodelle wird im Abschnitt zur empirischen Modellierung der Konsumfunktion vertiefend eingegangen.

Da in empirischen Untersuchungen ein abnehmender Erklärungsgehalt der absoluten Einkommenshypothese festgestellt wurde und zunehmend eine mikroökonomische Fundierung theoretischer Standard wurde, wurden sukzessive alternative Konsumgleichungen spezifiziert, die explizit auf einem konsistenten Theoriegerüst optimaler intertemporaler Konsumententscheidungen eines repräsentativen Agenten beruhen. Prominente Beispiele für derart mikrofundierte Konsumgleichungen sind die „permanente“ bzw. „Lebenszyklus“-Einkommenshypothese von Friedman (1957) sowie Ando und Modigliani (1963).

Abgeleitet aus dem Optimierungskalkül eines repräsentativen Agenten impliziert die permanente Einkommenshypothese, dass die aktuelle Konsumententscheidung nicht vom laufenden Einkommen, sondern von dem über die Lebensspanne hinweg erwarteten Einkommen (permanentes Einkommen) bestimmt wird. Anders als die absolute Einkommenshypothese prognostiziert die permanente Einkommenshypothese somit eine deutlich geringere Sensitivität aktueller Konsumententscheidungen auf aktuelle Einkommensänderungen, da das Konsumverhalten entsprechend dem erwarteten Lebenseinkommen über die Zeit geglättet wird. Wenn das Gesamtvermögen (einschließlich Humankapital) alle Quellen des Einkommens umfasst, stellt

Konsum- und Sparverhalten

es den Gegenwartswert aller zukünftigen Ströme von Arbeits- und Unternehmer-einkommen, Kapitalerträgen etc. dar. Das permanente Einkommen erfasst alle diese erwarteten zukünftigen Einkommensströme.

In der jüngeren Literatur, insbesondere zur empirischen Modellierung der Konsumfunktion haben sich im Wesentlichen zwei unterschiedliche Ansätze herausgebildet: Bei dem ersten Ansatz wird aus einem mikroökonomischen Modell zur Erklärung der Konsum- und Sparentscheidung eines repräsentativen privaten Haushalts eine Optimalitätsbedingung für die Aufteilung des Einkommens einer Periode in heutigen und zukünftigen Konsum (Ersparnis) abgeleitet. Die Koeffizienten dieser sogenannten Konsum-Eulergleichung werden dann empirisch geschätzt.

Der zweite Ansatz ist stärker empirisch orientiert. Zwar werden hier die Determinanten des privaten Konsums ebenfalls auf Basis theoretischer Überlegungen ermittelt, allerdings wird die Spezifikation der zu schätzenden Gleichung nicht direkt aus einem einheitlichen Modellrahmen abgeleitet. Dieser zweite Ansatz ist somit deutlich eklektischer angelegt und wird von Muellbauer und Lattimore (1995) daher auch als „*solved-out consumption function*“ bezeichnet. Im folgenden Abschnitt werden beide Modellierungsansätze kurz vorgestellt und die auf ihrer Basis erzielten empirischen Ergebnisse diskutiert. Ein stärkeres Gewicht liegt dabei auf der Darstellung des eklektischen Ansatzes.¹

Ein wesentlicher Grund für diese Fokussierung ist, dass derartige strukturelle Konsummodelle gegenüber dem Euler-Gleichungsansatz einen Vorteil haben: Letzterer verlangt nämlich ein Quasi-Differenzieren der betrachteten Variablen, wobei wichtige Langfrist-Informationen in den Niveaus der Variablen verloren gehen können. Gerade in der empirischen Wirtschaftsforschung haben sich jedoch mit der Entwicklung der Kointegrationsanalyse neue Möglichkeiten bei der simultanen Betrachtung von Kurz- und Langfristbeziehungen zwischen Variablen ergeben (siehe u.a. Lütkepohl 2005). Zudem ist es mitunter schwierig, alle in der Realität relevanten Einflussfaktoren auf die Konsumententscheidung in einem einheitlichen Modell abzubilden, auch wenn dies theoretisch eleganter erscheint. Modelle auf Basis einer „*solve-out consumption function*“ sind somit für die empirische Anwendung geeigneter.

2.1.2 Mikroökonomisch fundierte Ansätze

Im Mittelpunkt der modernen ökonomischen Theorie steht die mikroökonomisch fundierte Aufteilung des Einkommens auf heutigen und zukünftigen Konsum. Konsum- und Sparentscheidungen werden in diesen Ansätzen in der Regel simultan

¹ Für eine detaillierte Diskussion der Vor- und Nachteile beider Ansätze vgl. u.a. Muellbauer und Lattimore (1995).

RWI Projektbericht

getroffen. In makroökonomischen Ansätzen wird dabei vorwiegend ein Konsumgüterbündel betrachtet, die Aufteilung des Einkommens auf einzelne Güter wird zu meist nicht untersucht.² Ausgangspunkt der Mehrzahl dieser Analysen ist die oben bereits skizzierte permanente Einkommens- bzw. Lebenszyklushypothese.³

Wesentliche Unterschiede dieser mikrofundierten Modellformulierung gegenüber stärker empirisch geleiteten Makrospezifikationen ist einerseits die stärkere Betonung von Vermögenseffekten auf die Konsumententscheidung, andererseits lassen die mikroökonomisch fundierten Modelle eine stärkere Berücksichtigung von verschiedenen Modellen der individuellen Erwartungsbildung zu, insbesondere der Theorie der rationalen Erwartungen (Muth 1960). Darüber hinaus können konsumrelevante Marktunvollkommenheiten wie Kredit- bzw. Liquiditätsrestriktionen das Verhältnis von Konsum und Freizeitsentscheidung sowie die Rolle von Gewohnheitseffekten (*habit persistence*) modellhaft abgebildet und empirisch auf ihre Relevanz getestet werden.

Grundlage der meisten mikroökonomisch fundierten Erklärungsansätze der Konsum- und Sparentscheidungen ist das Modell der Permanenten Einkommenshypothese. Ausgangspunkt ist das Entscheidungskalkül eines repräsentativen Agenten, welcher seinen gegenwärtigen und zukünftigen Konsum (C_t bzw. C_{t+j} mit $j \geq 0$) in der Form wählt, dass der Erwartungswert seiner Nutzenfunktion $E_t[U_j]$ maximiert wird, wobei

$$U_t = U(C_t, C_{t+1}, \dots, C_{t+j}) \quad (2)$$

Dies geschieht unter einer Reihe von Budgetrestriktionen (wiederum mit $j \geq 0$),

$$W_{t+j+1} = (1 + r_{t+j})W_{t+j} + Y_{t+j} - C_{t+j} \quad (3)$$

² Für eine Diskussion der Veränderung des Konsumbündels im Zeitablauf siehe u.a. Deutsche Bundesbank (2007). Immerhin wird in Makromodellen neu-keynesianischer Prägung berücksichtigt, dass es eine Vielzahl von Konsumgütern gibt, zwischen denen Substitutionsbeziehungen bestehen. Entsprechend optimieren die Haushalte auch die Aufteilung des Einkommens auf die einzelnen Güter. Dies ist aber eher eine technische Annahme. Die einzelnen Konsumgüter werden bei unserer weiteren Analyse nicht unterschieden (für Details vgl. z.B. Heijdra und Van den Ploog 2002).

³ Der wesentliche Unterschied zwischen der permanenten Einkommens- und der Lebenszyklushypothese ist, dass die permanente Einkommenshypothese – vereinfachend gesprochen – von einem unendlichen Zeithorizont ausgeht, während die Lebenszyklushypothese die endliche Lebenszeit in drei Phasen einteilt: Verschuldung, Tilgung/Sparen und Entsparen. Im Unterschied zur permanenten Einkommenshypothese sind die zentralen Einflussfaktoren im Lebenszyklusmodell zudem zeitvariabel spezifiziert. Schließlich arbeiten beide Modelle mit unterschiedlichen Vermögensdefinitionen (für einen Überblick vgl. u.a. Ullrich 2000).

Konsum- und Sparverhalten

wobei W ein Maß für die finanzielle Vermögensposition ist, r ist der reale Zinssatz nach Steuern und Y ist das Arbeitseinkommen. Die Lösung des Maximierungsproblems des repräsentativen Agenten impliziert eine Glättung des erwarteten marginalen Nutzes aus der Konsumentscheidung der Form: ⁴

$$E_t \left(\frac{\partial U_t}{\partial C_{t+j+1}} - \frac{(1-r_{t+j})}{(1-\beta)} \frac{\partial U_t}{\partial C_{t+j}} \right) = 0 \quad (4)$$

Entspricht der Zins r dem subjektiven Diskontfaktor β ist der Nutzen, der durch Konsum entsteht, in jeder Periode identisch. Dies impliziert, dass der erwartete periodenbezogene Konsum im Zeitablauf konstant bleibt und dem heutigen Konsum sowie dem permanenten Einkommen entspricht:

$$E_t(C_{t+j}) = C_t = Y_t^P \quad (5)$$

mit Y_t^P als permanentes Einkommen, definiert als periodenbezogener, abdiskontierter erwarteter Einkommensstrom. Folgt man Flavin (1981) und transformiert die obige Gleichung in erste Differenzen (Δ), so ergibt sich

$$\Delta C_t = \Delta Y_t^P = \phi_t \quad (6)$$

mit $\phi_t = (E_t Y_t^P - E_{t-1} Y_t^P)$, so dass nur unvorhergesehene Änderungen im permanenten Einkommen zwischen Periode $t-1$ und t zu einer Anpassung im Konsumverhalten führen. Aus Gleichung (6) wird ebenfalls deutlich, dass vorübergehende (transitorische) Einkommensänderungen keinen Effekt auf das Konsumverhalten haben. Dabei wird unterstellt, dass sich Konsumenten rational in dem Sinne verhalten, dass sie alle verfügbaren Informationen über ihre erwarteten zukünftigen Arbeitseinkommens- und Vermögensentwicklungen vollständig bei der Erwartungsbildung verwenden.

Empirische Tests zur Relevanz der Permanenten Einkommenshypothese bei rationalen Erwartungen waren seit der viel zitierten Arbeit von Hall (1978) eines der zentralen Forschungsparadigmen der Konsumtheorie. Die oben dargestellte Aussage, dass der erwartete zukünftige Konsum konstant ist und dem aktuellen Konsum entspricht, lässt sich auch stochastisch interpretieren. Diese von Hall (1978) gewählte Formulierung besagt, dass Änderungen im Konsum unter rationalen Erwartungen einem *Random-Walk* folgen. Dies impliziert, dass es kein besseres Prognosemodell für das Konsumniveau der nächsten Periode C_{t+1} gibt als das aktuelle Konsumniveau C_t .

⁴ Für Einzelheiten zur Ableitung der Euler-Konsumgleichung für den Zwei- und Mehr-Periodenfall vgl. u.a. Muellbauer und Lattimore (1995).

RWI Projektbericht

Bevor allerdings auf die Ergebnisse der empirischen Studien und die besondere Rolle der Erwartungsbildung im Modell eingegangen wird, sollen zunächst weitere ökonomische Faktoren in der theoretischen Betrachtung der Konsumgleichung berücksichtigt werden: Wichtig sind dabei Kredit- bzw. Liquiditätsrestriktionen als bestimmende Faktoren der dargestellten Budgetrestriktion privater Haushalte. Das Modell der Permanenten Einkommenshypothese setzt voraus, dass sich die Haushalte jederzeit in Höhe ihres zukünftigen Einkommens verschulden können. Da aber der Zinssatz für Kredite im Allgemeinen höher ist als der von Spareinlagen und zudem bestimmte Konsumentengruppen unabhängig vom Zinsniveau von der Kreditvergabe ausgeschlossen werden können, dürften Liquiditätsbeschränkungen den Konsum in einer Periode beeinflussen (Einen ausführlichen Überblick gibt z.B. Ullrich 2000).

Markunvollkommenheiten können daher zu einer Übersensibilität des Konsums gegenüber vorhersehbaren Einkommensänderungen führen, da entweder die Zinsen zu hoch sind, um für eine Glättung der Konsumententwicklung im Zeitablauf zu sorgen, oder keine Möglichkeit zur Kreditaufnahme besteht, so dass dann das aktuelle verfügbare (und damit das „transitorische“) Einkommen die Höhe des Konsums bestimmt. Eine Folge von bindenden Liquiditätsbeschränkungen ist, dass sich bei einem aktuellen Einkommensrückgang zeitgleich auch ein niedriges Konsumniveau einstellt. Wie Muellbauer und Lattimore (1995) zudem herausarbeiten, treffen Liquiditätsbeschränkungen nicht alle Agenten gleichermaßen: Insbesondere junge Haushalte mit niedrigem Einkommen sind von Kreditbeschränkungen betroffen.

Insgesamt können Kredit- und Liquiditätsbeschränkungen dazu beitragen, dass es zu einer übermäßigen Sensitivität (*excess sensitivity*) von aktuellen Konsumscheidungen auf Einkommensänderungen kommt, die nicht nur über den Transmissionskanal des „transitorischen“ sondern auch des „permanenten“ Einkommens wirken. Diese übermäßige Konsumsensitivität wird in empirischen Arbeiten häufig bestätigt (siehe u.a. Flavin, 1981, sowie für Deutschland DeJuan et al. 2006 sowie Dreger und Kosfeld 2003). Campbell und Mankiw (1991) entwickelten einen allgemeinen Modellansatz, der es ermöglicht, den Anteil der liquiditätsbeschränkten Haushalte (λ) in einem geschachtelten Modell zur absoluten und Permanenten Einkommenshypothese zu testen als

$$\Delta C_t = (1 - \lambda)\phi_t + \lambda\Delta Y_t. \quad (7)$$

Je größer der Koeffizient λ ist, desto stärker wirken sich laufende Einkommensänderungen auf das aktuelle Konsumniveau aus.

Konsum- und Sparverhalten

Van Treeck (2008) argumentiert, dass zudem eine Verallgemeinerung des Campbell-Mankiw Ansatzes dazu genutzt werden kann, über die Überprüfung von Liquiditätsbeschränkungen hinaus, auch auf die Existenz von Kurzsichtigkeit im Konsumverhalten (*myopia*), Verlustaversionen (*loss aversion*) und Vorsichtsparen (*precautary savings*) zu testen, da auch diese zu Abweichungen von der permanenten Einkommenshypothese führen können. Das Vorhandensein von Verlustaversionen kann dabei beispielsweise als eine spiegelbildliche Konsumasymmetrie zur Liquiditätsbeschränkung gesehen werden. Tversky und Kahneman (1991) modellieren so etwa Konsumentenentscheidungen auf Basis einer asymmetrischen Wertefunktion, bei der Verluste stärker bewertet werden als vergleichbare Gewinne. Als Konsequenz aus dieser Modellannahme reagieren Konsumenten daher stärker auf negative Einkommens- oder Vermögensänderungen mit einer Reduktion der Konsumausgaben als auf positive Änderungen mit einer entsprechenden Ausweitung des Konsumniveaus.

In der theoretischen Literatur werden Liquiditätsrestriktionen i.d.R. als ein Kurzfrist-Phänomen gesehen, während Verlustaversionen das Konsumverhalten in der langen Frist beeinflussen. Shea (1995), Bowman et al. (1999) u.a. haben in diesem Zusammenhang einen Testansatz entwickelt, der auf der Arbeit von Campbell und Mankiw (1991) aufbaut und eine Neuerung integriert:

$$\Delta C_t = (1 - \lambda)\phi_t + \lambda^+ \text{Pos}\Delta Y_t + \lambda^- \text{Neg}\Delta Y_t, \quad (8)$$

wobei Pos und Neg Indikatorfunktionen sind, die den Wert 1 annehmen für erwartete positive bzw. negative Einkommensänderungen, sowie den Wert 0 anderweitig. Mit Hilfe dieses verallgemeinerten Testansatzes können folgende Hypothesen auf ihre empirische Relevanz überprüft werden:

- „Reine“ Permanente Einkommenshypothese bei rationalen Erwartungen: $\lambda^+ = \lambda^- = 0$
- Kurzsichtigkeit im Konsum: $\lambda = \lambda^+ = \lambda^- > 0$
- Verlustaversion: $\lambda^+ < \lambda^-$; $\lambda^+, \lambda^- > 0$
- Liquiditätsbeschränkung: $\lambda^+ > \lambda^-$; $\lambda^+, \lambda^- > 0$.

Neben den genannten Aspekten stellen Unsicherheiten über die zukünftige Einkommensentwicklung und damit verbunden Vorsichtsparen sowie Unterschiede in der Einstellung von Konsumenten weitere Einflussfaktoren auf die laufende Konsumentscheidung dar. So argumentiert Carroll (1997) im Modell des „Puffersparens“ (*buffer-stock theory of savings*), dass Unsicherheiten die Haushalte dazu veranlassen, mehr zu sparen als nötig wäre, um für unvorhersehbare Verringerungen des permanenten Einkommens gewappnet zu sein. Haushalte häufen entsprechend

RWI Projektbericht

Kapital an, um sich vor unvorhersehbaren Fluktuationen des Einkommens zu schützen. In diesem Zusammenhang sieht Carroll (1997) insbesondere Erwartungen bezüglich der Arbeitslosigkeit als entscheidende Determinante der Konsumententwicklung an. Die Relevanz des Vorsichtsparens ist in der empirischen Literatur jedoch umstritten (für eine Diskussion siehe u.a. Ullrich 2000). Darüber hinaus versuchen einige Ansätze über die Disaggregation der laufenden Einkommensvariable in die Komponenten Nettolohneinkommen, verteilte Nettogewinne und Transfereinkommen weitergehende Einsichten in Bezug auf die Abbildung von Veränderungen der funktionalen Einkommensverteilung und von Einkommensschichten zu erhalten.

Eine weitere wesentliche Forschungsrichtung befasst sich mit der expliziten Modellierung der Rolle von Vermögen und Vermögenspreisen. Die Berücksichtigung dieser Variablen über den Term des „permanenten“ Einkommens hinaus erscheint sinnvoll, da es in der Realität häufig zu Marktunvollkommenheiten und fehlenden Möglichkeiten der Glättung bei Vermögensanpassungen kommt. In jüngeren Studien werden dabei insbesondere Immobilien- und Aktienvermögen als potentielle Determinanten für die Konsumnachfrage untersucht (siehe u.a. Boone und Girouard, 2002). Neben dem Effekt von Hauspreisen wird dabei auch auf die Entwicklung von Wohnungsmieten eingegangen (siehe u.a. Gstach 2005). Dreger und Slacalek (2007) kommen auf Basis einer empirischen Untersuchung von OECD Volkswirtschaften jedoch zu dem Ergebnis, dass Immobilienvermögen lediglich einen moderaten Einfluss auf die Konsumausgaben hat (für Details siehe Abschnitt zu den empirischen Ergebnissen). Insgesamt, so zeigt die aktuelle Literatur, ist der Einfluss sowohl von Finanz- als auch Immobilienvermögen in den angelsächsischen Ländern größer als in Kontinental-Europa (siehe u.a. IMF 2002, Catte et al. 2004).

Schließlich werden in der ökonomischen Theorie neben der Analyse des Einflusses der Geldpolitik auf die Konsumententscheidung (insbesondere über die Berücksichtigung der Zinsdifferenz als erklärende Variable) sowie der Altersverteilung und einer alternden Bevölkerung auf die Konsumhöhe auch verschiedene Modelle zur Rolle von Bestandsanpassungen diskutiert:⁵ Bestandsanpassungstheorien modellieren Haushaltsentscheidungen dahingehend, dass sie ein gewünschtes Konsumniveau anstreben, die Anpassung daran aber Zeit benötigt. Wesentlicher Bestimmungsgrund ist dabei die Herausbildung von Gewohnheiten. Sie bewirken, dass ein hoher Konsum in der Vorperiode einen hohen gegenwärtigen Konsum impliziert. Allerdings kann auch Kurzsichtigkeit oder Einkommensstabilisierung (Bufferstock-Sparen) ausschlaggebend für zeitliche Verzögerungsprozesse sein. In der empiri-

⁵ Der Einfluss der Geldpolitik kann dabei beispielsweise als Proxy für nicht beobachtbare Liquiditätsbeschränkungen gesehen werden.

Konsum- und Sparverhalten

schen Analyse sind dabei einzelne Aspekte nicht immer trennscharf voneinander zu unterscheiden.

Ullrich (2000) argumentiert, dass die Anpassung an ein gewünschtes Bestandsniveau Kosten verursacht, so dass die Konsumanpassung in einzelnen Perioden nur partiell erfolgt und somit autoregressiv über einen längeren Zeitraum hinweg stattfindet. In der Modellierung der Konsumfunktion wird die Hypothese der partiellen Bestandsanpassung durch die Hinzunahme der verzögerten endogenen Variablen in die Schätzgleichung erreicht. Malley und Molana (2006) nutzen das Vorhandensein von Bestandsanpassungen zur Ableitung einer modifizierten Version der Permanenten Einkommenshypothese unter Berücksichtigung von Gewohnheiten (*habit persistence*) als

$$\Delta C_t = a_1 \Delta C_{t-1} + a_2 \phi_t + \varepsilon_t, \quad (9)$$

wobei der Koeffizient a_1 den Grad der autoregressiven Komponente in der Konsumentwicklung erfasst.⁶ Nicht eindeutig ist jedoch die Interpretation der verzögerten endogenen Variable: Dies kann einerseits die Rolle von Gewohnheiten, gleichzeitig aber auch den Einfluss sonstiger anpassungsorientierter, d.h. adaptiver Erwartungen widerspiegeln (beispielsweise durch grundsätzlich rationales Verhalten, welches jedoch unvermeidbare Lerneffekte berücksichtigt). Die obige Gleichung kann schließlich auch um den Campbell-Mankiw Ansatz zum Test auf Liquiditätsbeschränkungen erweitert werden als:

$$\Delta C_t = a_1 \Delta C_{t-1} + a_2 (1 - \lambda) \phi_t + a_3 \lambda \Delta Y_t + \varepsilon_t, \quad (10)$$

Der Vorteil dieses Ansatzes ist darin zu sehen, dass nun explizit durch die sukzessive Hinzunahme der verzögerten Konsumvariable getestet werden kann, ob signifikante kontemporäre und verzögerte Werte der Einkommensveränderungen ursächlich dem Vorhandensein von Liquiditätsrestriktionen zugeschrieben werden können, oder diese Variablen nur den Effekt von im ursprünglichen Modell vernachlässigten autoregressiven Termen der endogenen Variablen messen (*omitted variable bias*). In der empirischen Literatur kann die Gleichung entweder in ihrer oben dargestellten Kurzfristbeziehung oder durch die Hinzunahme der Langfristbetrachtung in Form einer Kointegrationsanalyse geschätzt werden. Auf die Ergebnisse empirischer Modellierungsstrategien unter alternativer Konsumspezifikationen wird im folgenden Abschnitt eingegangen.

⁶ Für eine Darstellung der um Gewohnheiten erweiterten Euler-Konsumgleichung siehe u.a. Muellbauer und Lattimore (1995).

RWI Projektbericht

2.1.3 Empirischer Ansatz zur Schätzung der Konsumfunktion

Muellbauer und Lattimore (1995) schlagen einen general-to-specific-Ansatz zur empirischen Spezifikation von Konsumfunktionen vor. Die allgemeine Formulierung einer Konsumfunktion, die alle wesentlichen ökonomischen Erklärungsvariablen ihres Literaturüberblicks beinhaltet, wird in diesem Abschnitt schrittweise dargestellt. Auch hier ist der Ausgangspunkt die Lebenszyklus- oder permanente Einkommenshypothese. Da es bei diesem empirisch orientierten Ansatz nicht um einen Test der Permanenten Einkommenshypothese geht, wird nicht versucht, ein Maß für das permanente Einkommen zu konstruieren. Aus den theoretischen Überlegungen wird hier lediglich die Erkenntnis übernommen, das neben dem Arbeitseinkommen auch alle übrigen Einkommensbestandteile für die Entwicklung des privaten Konsums (C_t) zu berücksichtigen sind. Dies wird operationalisiert, indem zwei Einkommenskomponenten berücksichtigt werden: das aktuelle verfügbare Einkommen (Y_t) und das Vermögen der Vorperiode (A_{t-1}) (in Relation zum verfügbaren Einkommen).

$$\log(C_t) = \alpha + \log(Y_t) + \gamma \left(\frac{A_{t-1}}{Y_t} \right) + \varepsilon_t \quad (11)$$

Um eine möglichst gute empirische Anpassung der geschätzten Konsumfunktion an die Daten zu erreichen, werden – auf Basis der oben dargestellten theoretischen Diskussion – zusätzliche erklärende Variablen in die Schätzgleichung aufgenommen. So wird die Ausgangsgleichung um Zinsen (R_t), ein Maß für die Einkommensunsicherheit (θ_t) und Verzögerungen erweitert. Zusätzlich wird ein Maß für den Anstieg des zukünftig erwarteten Einkommens aufgenommen werden. Muellbauer und Lattimore schlagen das Verhältnis eines gleitenden Durchschnitts der zukünftig erwarteten Einkommen und des heutigen Einkommens vor ($E_t \ln(Y_{t+1}) - \ln(Y_t)$), wobei die zukünftigen Einkommen ein geringeres Gewicht erhalten, je weiter sie in der Zukunft liegen.

Fasst man die bisher dargestellten Bestimmungsfaktoren des privaten Konsums zusammen, ergibt sich die folgende Gleichung. Dabei wird zunächst eine Variante betrachtet, in der Kreditbeschränkungen (angedeutet durch das hochgestellte u) keine Bedeutung haben:

Konsum- und Sparverhalten

$$\begin{aligned} \ln(C_t^u) = & (1-\beta)\ln(C_{t-1}^u) + \beta \left[\beta_0 - \beta_1 R_t - \beta_2 \theta_t + \ln(Y_t^u) + \gamma \frac{A_{t-1}(1+R_{t-1})}{Y_t^u} \right. \\ & \left. + b \left(E_t \ln(YM_{t+1}^u) - \ln(Y_t^u) \right) \right] + \eta_t^u \end{aligned} \quad (12)$$

Wie oben bereits dargestellt, spielen nach Einschätzung einer Reihe von Autoren (vgl. u.a. Carroll 2001) Kreditbeschränkungen der privaten Haushalte eine nicht unerhebliche Rolle bei der Erklärung des privaten Konsums. Berücksichtigt man die kreditbeschränkten Haushalte, erhält man eine Konsumfunktion der folgenden Form:

$$\begin{aligned} \Delta \ln(C_t) = & \beta (\ln(Y_t) - \ln(C_t)) + \lambda (1-\beta) \Delta \ln(Y_t) \\ & + (1-\lambda) \beta \left[\beta_0 - \beta_1 R_t - \beta_2 \theta_t + \gamma \frac{A_{t-1}(1+R_{t-1})}{Y_t} \right] \\ & + b \left(E_t \ln(YM_{t+1}) - \ln(Y_t) \right) + \eta_t \end{aligned} \quad (13)$$

In dieser Gleichung gibt λ den Anteil der kreditbeschränkten Haushalte an, die nur aus ihrem verfügbaren Einkommen konsumieren können. Die nicht-kreditbeschränkten Haushalte können sich aufgrund ihres Vermögens oder einer erwarteten Einkommenserhöhung verschulden und den Konsum entsprechend erhöhen. Diese Gleichung lässt sich als Ausgangspunkt für die Schätzung von Konsumfunktionen verwenden, da sie die wesentlichen ökonomischen Bestimmungsfaktoren des privaten Konsums bereits beinhaltet. Dennoch wurden in vielen empirischen Arbeiten weitere erklärende Variablen berücksichtigt, die in Bezug zur theoretischen Diskussion stehen können oder ad-hoc Überlegungen entspringen. Diese spiegeln z.B. den Arbeitsmarkt oder die demographische Entwicklung wider. Die Ergebnisse für die verschiedenen Studien variieren dabei z.T. recht deutlich hinsichtlich der verwendeten Daten (Untersuchungsobjekt, Aggregationsebene) sowie der empirischen Methodik. Im Folgenden soll ein Überblick über die Bedeutung der einzelnen Variablen in den empirischen Arbeiten gegeben werden:

Verfügbares Einkommen: Die Rolle des verfügbaren Einkommens in der empirischen Konsumgleichung ist eng mit dem Test auf die Validität der Permanenten Einkommenshypothese bzw. des Anteils von liquiditätsbeschränkten Haushalten verbunden. In der Literatur werden dabei einerseits Tests auf Basis einer Kurzfristgleichung in Wachstumsraten vorgenommen, andererseits werden dynamische Fehlerkorrekturmodelle spezifiziert, um die Lang- und Kurzfristbeziehung zwischen Einkommen und Konsumausgaben zu erfassen.

RWI Projektbericht

Modelle zur Schätzung der Kausalität von ΔY_t auf ΔC_t nutzen in der Regel den oben beschriebenen Campbell-Mankiw (1991) Ansatz (Gleichung 7), der im Spezialfall sowohl die absolute Einkommenshypothese mit $\lambda=1$ als auch die reine permanente Einkommenshypothese unter rationalen Erwartungen mit $\lambda=0$ beinhaltet. In empirischen Modellen werden für λ je nach untersuchtem Land Werte zwischen 0,3 und 0,5 geschätzt. Während Dreger und Kosfeld für Westdeutschland auf Basis einer Panel-Kointegrationsanalyse einen hohen Wert von etwa 0,5 ermitteln, finden sowohl Wolters (1992) als auch Mitze (2009) für West- bzw. Gesamtdeutschland deutlich geringere λ -Werte zwischen 0,29 und 0,35. Dies deckt sich auch mit der internationalen Literatur, wie etwa Fuhrer (2000) mit einem Wert für die USA zwischen 0,26 – 0,29.

Wird zudem wie von Malley und Molana (2006) für die verzögerte endogene Variable kontrolliert, wird der Schätzkoeffizient für die Veränderungen des laufenden Einkommens auf Basis von Daten für die USA zwischen 1929 und 2001 insignifikant. Hingegen findet van Treeck (2008) in dem allgemeinen Schätzansatz zur Bestimmung von Liquiditätsbeschränkungen und Verlustaversionen für jüngere US-Daten empirische Evidenz sowohl für kurzfristige Liquiditätsrestriktionen als auch für langfristig wirkende Verlustaversionen. Insgesamt scheint der Einfluss von Liquiditätsrestriktionen je nach Land, Zeitperiode und institutionellem Umfeld zu variieren. Dieses Ergebnis entspricht auch dem allgemeinen Ergebnis der Studien von Campbell und Mankiw (1989, 1990, 1991). So rangiert Kanada mit einem λ von 0.2 am unteren Rand eines Ländervergleichs, während in Frankreich nahezu alle Konsumenten als liquiditätsbeschränkt gelten. Die Resultate von Campbell und Mankiw weisen auf den Entwicklungsstand der Kreditmärkte in den entsprechend untersuchten Ländern hin: In Frankreich ist im Untersuchungszeitraum zwischen 1972 und 1988 der Markt für Konsumentenkredite deutlich unterentwickelt. In Folge dessen haben die Haushalte Schwierigkeiten, ihren Konsum durch Kreditaufnahme zu glätten und sind folglich mit einer bindenden Liquiditätsrestriktion konfrontiert, was den Konsum aufgrund des permanenten Einkommens erheblich erschwert. Kanada hingegen weist im Untersuchungszeitraum einen stark ausgebauten Kreditmarkt auf.

Zins- und Vermögenseffekte: Jüngste Ergebnisse von Al-Eyd et al. (2006) zeigen statistisch signifikante Zins- und Vermögenseffekte auf die Konsumentscheidung für verschiedene EU-Volkswirtschaften. Hinsichtlich des realen Zinssatzes finden die Autoren für das Gros der EU-Volkswirtschaften den entsprechend der obigen theoretischen Diskussion erwarteten negativen Zusammenhang. Sie deuten Unterschiede in den Länderregressionen dahingehend, dass der Zinseffekt umso größer ausfallen dürfte, je besser der nationale Finanzmarkt entwickelt und je niedriger der Anteil liquiditätsbeschränkter Haushalte sei. Schließlich finden die Autoren eben-

Konsum- und Sparverhalten

falls, dass die Berücksichtigung des realen Zinssatzes in der Langfristgleichung der Konsumfunktion die Signifikanz des Fehlerkorrekturterms deutlich erhöht. Dies kann als ein Hinweis darauf gesehen werden, dass der im Rahmen der Euler-Konsumgleichung abgeleitete intertemporale Substitutionseffekt empirisch relevant ist.

Mit Blick auf den Einfluss von Vermögen finden die meisten empirischen Studien ebenfalls signifikante Effekte, die in Einklang mit den a-priori getroffenen theoretischen Erwartungen stehen. In einem Vergleich verschiedener OECD-Volkswirtschaften zeigen Dreger und Slacalek, dass die im Modell verwendeten Vermögensvariablen einen signifikanten, wenn auch nur moderaten Effekt auf die Konsumausgaben ausüben. Dabei lässt sich ein Effekt von Immobilienpreisen nur für diejenigen Volkswirtschaften feststellen, die auf einem kapitalmarktbasierendem Finanzsystem beruhen. Dreger und Slacalek (2007) interpretieren dies als Hinweis darauf, dass bei stark differenzierten Wertpapiermärkten Risiken in höherem Maße handelbar sind. So können die Vermögensaktiva vermehrt zur Absicherung von Verbindlichkeiten eingesetzt werden. Al-Eyd et al. (2006) finden jedoch für die meisten OECD-Volkswirtschaften einen signifikanten Immobilien- bzw. Hauspreiseffekt. Dieser wird auch für Deutschland – trotz einer relativ stabilen Preisentwicklung im Untersuchungszeitraum – als substantiell geschätzt. Die Autoren argumentieren, dass daraus geschlossen werden kann, dass Hauspreise für Deutschland in der letzten Dekade die Konsumententwicklung bremsen.

Andere Untersuchungen kommen zu dem Ergebnis, dass Schwankungen im Immobilienvermögen den privaten Konsum tendenziell stärker beeinflussen als Schwankungen der Werte von Finanzanlagen. Catte et al. (2004) schätzen beispielsweise für angelsächsische Länder einen Vermögenseffekt aus Finanzanlagen von 0,03-0,07 und von 0,05-0,08 für Immobilienwerte. Für einige kontinentaleuropäische Länder finden sie nur geringere (0,01-0,02) bzw. nicht signifikante Werte, allerdings zeigt auch hier immobilies Vermögen einen größeren Effekt auf das Konsumniveau. Zu ähnlichen Ergebnissen kommen Sierminska und Takhtamanova (2007) sowie der IMF (2002).

In diesen Studien wird ebenfalls das Ergebnis bestätigt, dass der Effekt in angelsächsischen Ländern höher ist als in Kontinentaleuropa, insbesondere bei einem hoch entwickelten Kapitalmarkt. Als Indikator für die Funktionsfähigkeit des Finanzmarktes verwendet Slacalek (2006) beispielsweise die Anzahl nötiger Schritte zur Durchsetzung von Verträgen sowie den Anteil staatseigener Banken. Folglich ist der Vermögenseffekt von Finanzvermögen auf den Konsum umso höher, je leichter es ist, Verträge durchzusetzen. Dies ist insbesondere in den USA, Großbritannien, Irland und Dänemark der Fall. Boone et al. (2001) schätzen zusätzlich den Effekt der

RWI Projektbericht

Finanzmarktderegulierungen in den 1980er und 1990er Jahren. Sie finden für die USA, Großbritannien und Kanada einen positiven Einfluss auf die Vermögenseffekte. Für Frankreich und Italien sind solche Auswirkungen hingegen schwieriger auszumachen.

Demografie: Al-Eyd et al. (2006) testen neben dem Grundmodell der Permanenten Einkommenshypothese auch eine um demographische Variablen erweiterte Version. Die Autoren kommen zu dem Ergebnis, dass die Bevölkerungszusammensetzung nach Altersgruppen einen statistisch signifikanten Effekt auf Konsumententscheidungen in Frankreich, den USA, Deutschland, Spanien und Schweden hat. Dabei zeigt sich, dass junge Alterskohorten in der Tendenz positiv zum Konsumwachstum beitragen, während ältere Kohorten das Konsumwachstum bremsen. Dies ist insbesondere für Deutschland statistisch signifikant.

Sierminska und Takhtamanova (2007) betrachten darüber hinaus die Interaktion von Alters- und Vermögenseffekten. Die Autoren finden vor allem für Immobilienvermögen einen klaren Zusammenhang zwischen dem Ausmaß des Effekts auf den Konsum und zunehmendem Alter. Diese Beobachtung ist konsistent mit der Lebenszyklustheorie, wonach ein Haushalt in jüngeren Jahren Vermögen aufbaut, um im Rentenalter zu entsparen. Demzufolge sind ältere Haushalte auch eher geneigt, Vermögensänderungen in Konsum umzusetzen. Nimmt der Anteil älterer Haushalte an der Gesamtbevölkerung zu, was in vielen Industrieländern zu beobachten ist, dürfte auch der gesamtwirtschaftliche Effekt von Vermögensänderungen auf den Konsum ansteigen.

Konsumentenvertrauen: Die empirischen Studien zum Konsumentenvertrauen belegen überwiegend den theoretisch erwarteten positiven Zusammenhang zwischen Vertrauen und tatsächlicher Konsumententscheidung. Allerdings zeigen Al-Eyd et al. (2006) für verschiedene OECD-Volkswirtschaften, dass der Effekt insgesamt eher klein ist. Zudem finden sie eine starke Korrelation mit den anderen erklärenden Einflussgrößen der Konsumententwicklung. In ihrer Analyse der Granger-Kausalität zwischen Konsumentenvertrauen und Vermögenseffekten zeigen Al-Eyd et al. (2006), dass lediglich der Vermögenseffekt das Konsumentenvertrauen bestimmt, umgekehrt jedoch keine Kausalität besteht. Auch andere Studien zur Rolle von Konsumenteneinstellungen bringen uneinheitliche Resultate. So ergeben Untersuchungen mit dem RWI-Konjunkturmodell, dass die Hinzunahme des GfK-Konsumentenstimmungsindex zu keiner deutlichen Verbesserung in den Schätzeigenschaften der Konsumfunktion führt (vgl. Heilemann und Wenke 1993). Der GfK-Konsumentenstimmungsindex wird dabei als Proxy verwendet, um das Vertrauen in die finanzielle Situation, die Bereitschaft zum Kauf dauerhafter Güter und die Erwartungen der Haushalte hinsichtlich Arbeitslosigkeit zu bewerten.

Konsum- und Sparverhalten

Weitere makroökonomische Faktoren: Al-Eyd et al. (2006) testen, ob strukturelle Veränderungen in Volkswirtschaften, gemessen an der NAIRU (non accelerating inflationary rate of unemployment) einen Einfluss auf das Konsumverhalten ausüben. Signifikante Ergebnisse finden die Autoren lediglich für Spanien im Zeitraum 1974 bis 2004, während sich die Schätzergebnisse für die anderen Volkswirtschaften als insignifikant erweisen. Strukturverschiebungen in der spanischen Volkswirtschaft werden dabei insbesondere auf den EU-Beitritt und die europäische Währungskrise in den Jahren 1992 und 1993 zurückgeführt. Die Hinzunahme von Variablen wie Staatsverbrauch, -defizit oder -verschuldungsquoten erlaubt einen Test auf die Validität des „Ricardianischen Äquivalenztheorems“, welches eng an die Modellaussagen der Permanenten Einkommenshypothese gekoppelt ist: Danach haben bei Agenten mit rationalen Erwartungen heutige schuldenfinanzierte Staatsausgaben keinen positiven Einfluss auf die private Konsumtätigkeit, weil sie erwarten, dass die heutige Verschuldung zu einer höheren zukünftigen steuerlichen Belastung führen wird (siehe ausführlich hierzu Barro, 1974 und 1976). Die empirischen Ergebnisse von Al-Eyd et al. (2006) zeigen, dass Ricardianische Effekte im betrachteten Ländersample vorliegen, wenn staatliche Ausgabenvariablen auf private Konsumausgaben regressiert werden. Auch in früheren Studien wurden bereits ähnliche Effekte beobachtet (vgl. u.a. Masson et al. 1995).

2.2. Die Bedeutung der Erwartungsbildung in den ökonomischen Erklärungsansätzen

2.2.1 Erklärungsansätze der Erwartungsbildung

Bereits im vorherigen Abschnitt wurden einige Argumente genannt, weshalb Erwartungen einen signifikanten Einfluss auf die Konsumententscheidung haben kann: Dies kam vor allem in der Verwendung des permanenten Einkommens als erklärende Variable zum Ausdruck. Wegen ihrer besonderen Bedeutung im Rahmen dieses Gutachtens werden in diesem Abschnitt die verschiedenen Ansätze zur Modellierung der Erwartungsbildung noch einmal gesondert dargestellt. In der ökonomischen Literatur sind eine Reihe verschiedener Ansätze zur Erklärung der Erwartungsbildung von privaten Haushalten und anderen ökonomischen Entscheidungsträgern entwickelt worden. Am häufigsten verwendet wird seit vielen Jahren die These rationaler Erwartungsbildung. Sie wurde aber in ihrer einfachen Form zugleich, wie in späteren Abschnitten gezeigt wird, von Vertretern anderer Fachdisziplinen am stärksten kritisiert. Aus diesen Gründen steht die Darstellung der rationalen Erwartungshypothese am Beginn dieses Abschnitts. Anschließend werden alternative Modelle zur Erwartungsbildung dargestellt.

In ökonomischen Modellen werden Erwartungen im statistischen Sinne definiert (Pesaran, Weale 2006: 720ff.). D.h. der Erwartungswert eines Haushalts i bezüglich

RWI Projektbericht

eines zukünftigen Ereignisses (der zukünftigen Realisation einer Variablen) wird basierend auf den zum Zeitpunkt t verfügbaren Informationen als die Summe der mit ihren Wahrscheinlichkeiten gewichteten möglichen Realisationen definiert.

Für die Definition von rationalen Erwartungen ist zunächst die Unterscheidung von öffentlichen und privaten Informationen von Bedeutung (Pesaran, Weale 2006): Öffentliche Informationen stehen allen Akteuren zur Verfügung, während private Informationen nur einzelnen Akteuren oder Gruppen von Akteuren zugänglich sind. Die Theorie rationaler Erwartungen in ihrer reinen Form unterstellt, dass die Konsumenten über alle für ihre Entscheidungen relevanten Informationen verfügen. Darüber hinaus wird angenommen, dass die Erwartungsbildung effizient, d.h. der Erwartungswert des Erwartungsfehlers null ist. Dies ist gleichbedeutend mit der Annahme, dass die Haushalte grundsätzlich die für ihre Entscheidung relevanten ökonomischen Zusammenhänge richtig erkennen und dementsprechend keine systematischen Fehler begehen. Es wird somit von einem sehr hohen Informationsstand der Konsumenten ausgegangen. Gleichzeitig setzt die Theorie rationaler Erwartungen in ihrer reinen Form voraus, dass es keine Liquiditätsbeschränkungen und sonstige Marktunvollkommenheiten gibt.

Aus dieser Bedingung folgt, dass z.B. die Veränderungsrate des privaten Konsums bei Vorliegen rationaler Erwartungen nicht prognostizierbar ist, da alle Informationen, die für die Prognose verwendet werden könnten, bereits in die Entscheidung über den aktuellen Konsum eingeflossen sind. Diese Bedingung ist in der Literatur einer Reihe von Tests unterzogen worden, auf die im nachfolgenden Abschnitt näher eingegangen wird. Zunächst werden einige andere Ansätze zur Modellierung von Erwartungen dargestellt.

Die Theorie rationaler Erwartungen wurde in den vergangenen Jahren in verschiedene Richtungen erweitert bzw. eingeschränkt, ohne sie vollständig aufzugeben. Die Ansätze, die im Folgenden erklärt werden, berücksichtigen, dass der Informationsstand der Haushalte nicht so hoch sein dürfte, wie in der rationalen Erwartungstheorie ursprünglich unterstellt. Damit greifen diese im ökonomischen Kontext entwickelten alternativen Erklärungsansätze Aspekte auf, die in der wirtschaftspsychologischen Literatur als wesentlich herausgearbeitet wurden (siehe hierzu Abschnitt 3.2).

Ein erster Ansatz, der die Hypothese der rationalen Erwartungen erweitert, geht davon aus, dass die Beschaffung bzw. die Verarbeitung neuer Informationen mit Kosten verbunden ist (Mankiw, Reis 2002; Mankiw, Reis, Wolfens 2003). Dies bedeutet, dass die Erwartungsbildung zwar rational ist, dass der verfügbare Informationsstand seitens der Konsumenten und damit die Erwartungshaltung wegen der Kosten aber nur in unregelmäßigen Abständen angepasst werden. Übertragen auf

Konsum- und Sparverhalten

die privaten Haushalte bedeutet dies, dass einige Zeit vergehen kann, bis ein Haushalt eine neue Information wahrnimmt und seine Erwartungen und Handlungspläne für die Zukunft anpasst (Reis 2003). Dem entsprechend können sich in einzelnen Perioden die Erwartungen der Haushalte unterscheiden, da noch nicht alle Haushalte die vorhandenen Informationen verarbeitet haben.

Eine interessante Implikation dieses Ansatzes ist, dass Konsum- und Sparscheidungen nicht mehr spiegelbildlich sind. In den Phasen in denen die Haushalte ihre Konsum- und Sparpläne nicht revidieren, müssen sie sich entscheiden, ob sie sich bei auftretenden Schocks an ihren Konsum- oder ihren Sparplan halten. Je nachdem, wie sie sich entscheiden, werden die Schocks dann von der jeweils anderen Größe aufgefangen (Reis 2003).

Einen ähnlichen Ansatz, beschränkt rationale Akteure zu modellieren, verfolgt Sims (2003, 2005). Er motiviert seinen Ansatz allerdings mit der beschränkten Informationsverarbeitungskapazität der Individuen. Da den Individuen bei vielen ökonomischen Entscheidungen mehr Informationen zur Verfügung stehen, als sie verarbeiten können, müssen sie einige Informationen zunächst ignorieren. Die Auswahl, welche Informationen verarbeitet werden und welche nicht, erfolgt in diesem Modellierungsansatz zufällig. Trotz des unterschiedlichen Modellierungsansatzes sind die gesamtwirtschaftlichen Implikationen vergleichbar mit denen von Reis (2003).

Diese Idee begrenzt rationaler Haushalte wurde ebenfalls von Carroll (2003) aufgegriffen. Um die Informationskosten zu reduzieren, verwenden die Haushalte für die Bildung ihrer Erwartungen Prognosen, die von professionellen Prognostikern veröffentlicht wurden. In diesem Zusammenhang wird explizit unterstellt, dass die Informationen über die Prognosen durch die Medien zu sehr niedrigen „Suchkosten“ verbreitet und so von den Haushalten aufgenommen werden. Dieser Kanal der Informationsübermittlung und -verbreitung wird in den folgenden Abschnitten noch eingehender dargestellt und empirisch untersucht.

Ein weiterer Ansatz, die rationale Erwartungshypothese einzuschränken, basiert auf der Annahme, dass die Akteure das wahre ökonomische Modell, welches für ihre Erwartungsbildung relevant ist, nicht kennen, aber dennoch Erfahrungen sammeln, mit deren Hilfe sie die wahren Zusammenhänge erlernen (Evens, Honkapohja 2008). Der Lernprozess wurde unterschiedlich modelliert, wobei der einfachste Ansatz als adaptives Lernen bezeichnet wird. In diesem Ansatz wird unterstellt, dass die Akteure die kausale Struktur der ökonomischen Zusammenhänge zwar kennen, aber nicht die Stärke der einzelnen Beziehungen. Im Modellzusammenhang bedeutet dies, dass die Akteure das wahre Modell kennen, nicht aber die Werte der einzelnen Parameter des Modells. Diese Parameter werden zum

RWI Projektbericht

Zeitpunkt der Erwartungsbildung aus den zurückliegenden Beobachtungen geschätzt. Bekommen die Akteure neue Informationen, werden die Parameter neu geschätzt. Da die Akteure nicht das vollständige Modell kennen, handeln sie begrenzt rational. Im Rahmen dieses Gutachtens ist an diesem Ansatz interessant, dass hier neu auftretende Informationen mit Vergangenheitserfahrungen kombiniert werden.

Das Modell rationaler Erwartungen mit Lernen greift Elemente des adaptiven Erwartungsmodells auf, das zu einer Klasse gehört, die mit dem Oberbegriff extrapolative Erwartungsmodelle bezeichnet wird (Pesaran und Weale 2006). Bei diesen Ansätzen werden die Erwartungen über zukünftige Ereignisse aus vergangenen Erfahrungen abgeleitet. In der formalen Umsetzung werden diese Erwartungen als gewichtete Durchschnitte der früheren Realisierungen berechnet.

Daraus folgt, dass der unbedingte Erwartungswert dieses Prozesses und die Beobachtungen den gleichen Mittelwert haben. Diese Annahme kann empirisch überprüft werden. Für die Fragestellung dieses Gutachtens ist von Bedeutung, dass in den ökonomischen Anwendungen angenommen wird, dass sich die Erwartungen, die gesamtwirtschaftlich relevant sind, als arithmetisches Mittel aus den Einzelerwartungen ergeben und somit einen „repräsentativen“ Agenten widerspiegeln. Das bedeutet aber nicht, dass letztlich alle Haushalte die gleichen Erwartungen oder zufällig leicht voneinander abweichende Erwartungen haben, deren Unterschiede sich bei der Aggregation nivellieren.

Im Folgenden werden einige Beispiele aus der Klasse der extrapolativen Erwartungsmodelle kurz dargestellt. Der einfachste Fall ist das statische Modell der Erwartungsbildung, in dem erwartet wird, dass der zukünftige Wert einer Variablen der gleiche ist wie der heutige. Diese Annahme ist sinnvoll, wenn die betreffende Variable einem Random-Walk folgt. Dies wird oft z.B. für die Entwicklung von Wechselkursen angenommen. Eine Variante dieses Modells unterstellt, dass die Veränderungsrate einer Variablen einem Random-Walk folgt. In diesem Fall ergibt sich die Erwartung über den zukünftigen Wert einer Variablen aus der Summe des aktuellen Wertes und der zuletzt zu beobachtenden Veränderung dieser Variablen.

Eine Erweiterung dieses einfachen Modells ergibt sich aus den Fehlerkorrekturmodellen, die in empirischen Anwendungen oft benutzt werden. Diese Modelle unterstellen, dass eine Variable zu ihrem Gleichgewichtswert zurückkehrt, nachdem sie sich durch einen exogenen Schock davon entfernt hat. Pesaran, Weale (2006) nennen dieses Erwartungsmodell „Rückkehr zur Normalität“. Aus der üblichen Schreibweise einer Fehlerkorrekturgleichung, die besonders klar darstellt, dass sich eine Variable mit der geschätzten Anpassungsgeschwindigkeit wieder ihrem gleichgewichtigen Wert annähert, lässt sich eine Gleichung für den Erwartungswert ablei-

Konsum- und Sparverhalten

ten. Der Erwartungswert einer Variablen ist demnach der mit der Anpassungsgeschwindigkeit gewichtete Durchschnitt aus dem aktuellen und dem gleichgewichtigen Wert.

Das am häufigsten verwendete extrapolative Erwartungsmodell ist das adaptive Erwartungsmodell. Dabei wird unterstellt, dass die Individuen versuchen, aus ihren Fehlern bei der Erwartungsbildung zu lernen. Die Individuen passen ihre Erwartungen in Bezug auf den Wert einer Variablen an, indem sie den Erwartungsfehler der aktuellen Perioden je nach Schnelligkeit der Anpassung mit einem Faktor gewichten, der zwischen null und eins liegt. Ursprünglich war das Modell als eine Art „Daumenregel“ für die Anpassungen von Erwartungen konzipiert (Pesaran, Weale 2006: 726). Das Modell adaptiver Erwartungen, das – wie hier dargestellt – für die Erwartungen über die nächste Periode konzipiert ist, kann für die Erwartungsbildung über mehrere Perioden erweitert werden („Error-learning models”).

2.2.2 Empirische Überprüfung der Erwartungsbildungshypothesen

Wie in den obigen Ausführungen bereits verdeutlicht, ist die theoriegeleitete Spezifikation einer empirischen Konsumfunktion an die Berücksichtigung der Erwartungshaltung von Agenten gebunden. Die Hall'sche (1978) Version der Permanenten Einkommenshypothese geht so beispielsweise von strikt rationalen Erwartungen und nutzenmaximierenden Individuen bei der Aufteilung ihres über die Lebenszeit zur Verfügung stehenden Einkommens für Konsumententscheidungen aus. Die Hinzunahme von bereits bekannten Veränderungen in der Einkommensvariablen sowie von zusätzlichen verzögerten Werten der endogenen Konsumvariablen bieten Möglichkeiten, auf Abweichungen von der strikten Form der rationalen Erwartungshaltung zu testen. Allerdings ist die ökonomische Interpretation dieser Variablen nicht immer einfach: So können signifikante Werte der verzögerten Konsumvariablen einerseits als Optimierungsverhalten der Konsumenten entlang der Permanenten Einkommenshypothese unter *habit persistence* interpretiert werden (vgl. u.a. Malley und Molana 2006), andererseits kann dies auch ein Hinweis auf adaptive Erwartungen in der Anpassung der aktuellen Konsumhöhe an historische Werte darstellen. Ein direkter Test auf die Rolle von Erwartungen ist somit auf Basis von makroökonomischen Daten schwierig.

In der empirischen Literatur wird daher zusätzlich versucht, die Bedeutung von Erwartungen mikroökonomisch einerseits indirekt durch Untersuchungen auf Basis von Haushaltsbefragungen zu identifizieren, andererseits kann der oben beschriebene Ansatz der Konsumfunktion direkt durch die Hinzunahme einer erklärenden Variablen zur Erwartungshaltung hinsichtlich zukünftiger Konsumveränderungen erweitert werden (vgl. u.a. Pesaran und Weale 2006). Der erste Ansatz mikroökonomischer Studien zur Rolle der Erwartungshaltung sowie der über den Lebenszyk-

RWI Projektbericht

lus vorgenommenen Optimierung der Konsumententscheidungen versucht dabei ebenso wie Studien auf Basis von Makrodaten der Frage nachzugehen, inwieweit Konsumenten in ihrer aktuellen Entscheidung auf Änderungen im laufenden Einkommen reagieren, bei denen bekannt ist, dass sie nicht das permanente Einkommen der Haushalte beeinflussen. Ein prominentes Beispiel in diesem Zusammenhang ist die staatliche Vergabe von sogenannten „Konsumgutscheinen“, die insbesondere bei der Bekämpfung von Rezessionen in der wirtschaftspolitischen Debatte ins Feld geführt werden (für einen Literaturüberblick vgl. hierzu u.a. Seidman 2003). Hier kommen Autoren auf Basis von Befragungen für die USA zu dem Ergebnis, dass die Haushalte einen signifikanten Teil des zusätzlichen Einkommens für Konsumausgaben verwenden, obwohl zu erwarten ist, dass die zusätzlichen Staatsausgaben *ceteris paribus* zu einem späteren Zeitpunkt zu höheren Steuersätzen führen dürften (vgl. u.a. Souleles 1999). Das mit der rationalen Form der Permanenten Einkommenshypothese verbundene Ricardianische Äquivalenzprinzip wird somit abgelehnt. Zu gegensätzlichen Ergebnissen auf Basis von spanischen Mikrodaten gelangen allerdings Browning und Collado (2001).

Ein weiterer Ansatz zum Testen des Effekts von Konsumentenerwartungen auf die aktuelle Konsumententscheidung ist schließlich die direkte Hinzunahme einer weiteren erklärenden Variablen in den oben spezifizierten empirischen Konsumfunktionsansatz. Diese Variable misst dann den Einfluss der erwarteten Änderung von strukturellen Konsumdeterminanten wie Einkommen, Vermögen, Zinsen etc. auf das zukünftige Konsumniveau. Wie Pesaran und Weale (2006) darstellen, kann dies für Mikrodaten schätztechnisch beispielsweise anhand einer um Konsumentenerwartungen erweiterten Euler-Konsumgleichung umgesetzt werden:

$$\Delta \ln(C_{i,t+1}) = \alpha + \dots + \beta_n \hat{q}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

wobei \hat{q}_{it} die geschätzten Werte der Erwartungsvariablen für Haushalt i in Periode t darstellen. In der empirischen Umsetzung des mikroökonomischen Ansatzes nutzen Das und Donkers (1999) Haushaltsdaten für die Niederlande und Informationen, die die von den Haushalten erwartete Einkommensänderung entlang der Kategorien „starker Zuwachs“, „Zuwachs“, „keine Veränderung“, „Rückgang“ sowie „starker Rückgang“ messen. Auf Basis ihrer Ergebnisse kommen Das und Donkers (1999) zu dem Schluss, dass die Annahme „reiner“ rationaler Erwartungen hinsichtlich zukünftiger Einkommensänderungen abgelehnt werden kann. In einer ähnlichen Analyse untersucht Souleles (2004) auf Basis des Michigan Haushaltspanels, ob Erwartungsvariablen auf Basis von Befragungen einen zusätzlichen Erklärungsgehalt bei der Erklärung des Konsumniveaus haben. Souleles Studie kommt zu dem Ergebnis, dass die beobachtete Konsumententscheidung tatsächlich signifikant von verschiedenen Erwartungsvariablen beeinflusst wird – dazu zählen u.a. Erwar-

Konsum- und Sparverhalten

tungen über die Einkommensentwicklung, die Inflationsrate, das Geschäftsklima und die erwartete finanzielle Situation.

3. Erklärungsansätze aus der Wirtschaftspsychologie

In nicht-ökonomischen Erklärungsansätzen des Konsumverhaltens privater Haushalte wird anerkannt, dass ökonomischen Bestimmungsfaktoren, wie z.B. dem Einkommen, eine große Bedeutung zukommt. Dennoch wird betont, dass insbesondere für den Zeitpunkt eines Kaufes weitere Faktoren von Bedeutung sind, die in ökonomischen Analysen in der Regel vernachlässigt werden. Auf dieser These beruht die Konstruktion von umfragebasierten Indikatoren der Konsumentenstimmung. Die Fragen zur Konsumentenstimmung sollen nicht nur ökonomische Bedingungen (Fähigkeit zu Konsumieren), sondern auch emotionale Bedingungen (Bereitschaft zu Konsumieren) erfassen. Ökonomische und wirtschaftspsychologische Ansätze stellen daher keine Gegensätze, sondern Komplemente dar, die gemeinsam zu einem besseren Verständnis des Konsumverhaltens privater Haushalte beitragen können.

In diesem Abschnitt werden zunächst im Rahmen dieses Gutachtens besonders relevante Erklärungsansätze der Wirtschaftspsychologie dargestellt, die z.T. auch in der Konsumforschung verwendet werden. Dabei stehen Ansätze im Focus, die Erklärungsbeiträge für die Bildung von Konsumentenstimmungen und Erkenntnisse für den Konsum auf der gesamtwirtschaftlichen Ebene liefern. Ansätze, die sich mit Fragen der Werbung o.ä. befassen, werden nicht berücksichtigt. Im Anschluss an diese Grundlagen wird gesondert auf die Rolle der Medien für die Bildung von Konsumentenstimmungen und der Entwicklung des privaten Konsums eingegangen.

3.1. Psychologische Grundlagen der Konsumententscheidung

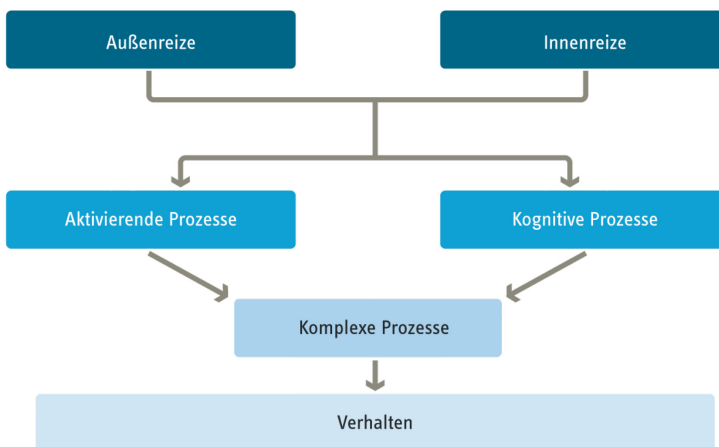
Wie in anderen wissenschaftlichen Disziplinen gibt es auch in der Psychologie eine Fülle methodischer Ansätze, so dass auch hier die Konsumententscheidungen privater Haushalte aus unterschiedlichen Blickwinkeln betrachtet werden können. Da an dieser Stelle kein Überblick über die vorhandenen Ansätze gegeben werden kann, sondern nur eine Darstellung der Zusammenhänge, die eine Analyse der Indikatoren der Konsumentenstimmung erlauben, wird die Analyse entsprechend eingegrenzt. Besonders vielversprechend für die hier vorzunehmende Untersuchung erscheinen die Ansätze der Aktivations- und Emotionstheorien zu sein (Wiswede 2007, 62). Dabei handelt es sich im Wesentlichen um eine Analyse auf der Ebene der Individuen.

RWI Projektbericht

Diesem Erklärungsansatz zu Folge werden die psychologischen Vorgänge, die schließlich zu einer Konsum- oder Sparentscheidung führen, durch Reize ausgelöst (Abbildung 2). Diese Reize können von außen, also aus der Umwelt des einzelnen Konsumenten, stammen. Hier ist z.B. an Informationen über neue Produkte, steigende Zinsen zu denken. Es können aber auch Reize durch innere Vorgänge beim Konsumenten auftreten, wie z.B. das Entstehen eines Hungergefühls.

Abbildung 2

Das System der psychologischen Variablen



Quelle: Kroeber-Riel et al. (2009): 52.

Die psychologischen Ansätze zur Erklärung des Konsumverhaltens betonen die Bedeutung der aktivierenden Prozesse, die mit den kognitiven Prozessen interagieren. In der Konsumforschung, die sich stärker auf die Erklärung des Kaufverhaltens mit Blick auf bestimmte Produkte konzentriert, werden Emotionen, Motivationen und Einstellungen unterschieden. Nach Kroeber-Riel et al. (2009: 56) werden unter Emotionen innere Erregungsvorgänge verstanden, die als angenehm oder unangenehm empfunden werden. Motivationen sind Emotionen, die mit einer Zielorientierung in Bezug auf das Verhalten verbunden sind. Unter einer Einstellung schließlich wird eine Motivation verstanden, die mit einem Objekt verbunden ist. Kroeber-Riel et al. nehmen diese Definitionen zur Analyse des Kaufverhaltens einzelner Güter vor.

Konsum- und Sparverhalten

Diese Definitionen lassen sich aber auch auf die Analyse im gesamtwirtschaftlichen Kontext anwenden. Zunächst werden z.B. Berichte über einen zunehmenden Arbeitsplatzverlust aus dem persönlichen Umfeld oder aus den Medien mit negativen Emotionen verbunden sein. Eine Motivation, die daraus entsteht, könnte sein, für einen möglichen Verlust des eigenen Arbeitsplatzes vorbereitet zu sein. Eine Einstellung ist demnach mit einer Beurteilung des Risikos eines Arbeitsplatzverlustes verbunden. Für die makroökonomische Analyse werden diese drei Konzepte zusammengefasst und als Stimmungen bezeichnet. Die verschiedenen Fragen bei den Erhebungen für die Stimmungsindikatoren dienen dazu, Motivationen und Einstellungen in Bezug auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung zu erfassen.

Modellierung und Analyse der kognitiven Prozesse greifen auf Konzepte zurück, die denen in ökonomischen Arbeiten verwendeten sehr ähnlich sind. Allerdings wird die Annahme der Rationalität menschlicher Entscheidungen abgelehnt oder zumindest deutlich eingeschränkt (Wiswede 2007: 26ff.). Dagegen wird anerkannt, dass im Unternehmensbereich ein gewisser Rationalitätsdruck herrsche, der aber für die Konsumenten nicht im gleichen Maße bestehe.

Wiswede (2007: 35) gliedert die in der Literatur herausgearbeiteten Argumente gegen die Hypothese rationalen Handelns in sieben Bereiche, von denen die folgenden sechs für die Fragestellung dieses Gutachtens relevant erscheinen:

1. Fehlende Motivation zu rationalem Handeln: Hierunter wird verstanden, dass die Kosten der Rationalität also der zeitliche Aufwand zur Informationssuche und Alternativenabwägung als hoch eingeschätzt wird.
2. Mangel an Fähigkeit zu rationalem Handeln: Damit ist gemeint, dass die Informationen nicht leicht beschafft werden können oder dass das Entscheidungsproblem aber so komplex ist, dass nicht alle Informationen verarbeitet werden können.
3. Quasi-automatisches Handeln: Dies bedeutet, dass Haushalte nach Gewohnheiten handeln oder auf bestimmte Verhaltensweisen konditioniert sind.
4. Diffusion und Verlagerung von Handlungszielen: Wenn sich Ziele im Zeitablauf ändern oder Zielkonflikte auftreten, kann das Verhalten aus Sicht eines einzelnen Zieles als nicht optimal erscheinen.
5. Affektiv-emotionale Zustände: Emotionen und Stimmungen können die Verhaltensweisen so beeinflussen, dass sie als nicht rational erscheinen.

RWI Projektbericht

6. Normen und Regeln des Handelns: Normen der Gerechtigkeit, Fairness, Solidarität u.ä. können die Rationalität einer Handlung einschränken.

Aus der Kritik am Rationalitätsprinzip wird die These abgeleitet, dass sich die Konsumenten bei ihren Entscheidungen an Heuristiken orientieren, d.h. an Daumenregeln, die sich aus eigener Erfahrung, aus der Erfahrung anderer oder aus vereinfachten Überlegungen ergeben. Zwei Beispiele sollen dies erläutern (Tversky und Kahneman, 1973):

1. Verfügbarkeits-Heuristik: Diese Heuristik besagt, dass bei Entscheidungen Erinnerungen einfließen, die besonders lebendig oder erst kürzlich entstanden und somit leicht zugänglich ist.
2. Repräsentativitäts-Heuristik: Diese Heuristik besagt, dass die Beurteilung eines Ereignisses nach groben Ähnlichkeitsgesichtspunkten erfolgt. Danach wird z.B. bei einem Münzwurf das Ereignis ZKKZK für wahrscheinlicher gehalten als das Ereignis ZZZKKK.

Ob eine Entscheidung stärker rational ist oder mit Hilfe von Heuristiken getroffen wird, hängt nicht zuletzt von der Art des Reizes ab. Das Gewicht der kognitiven Komponente, das eher zu rationalen Entscheidungen führt, richtet sich z.B. nach dem Aktivierungsgrad (Involvement) des Konsumenten. Je stärker der Konsument durch einen Reiz aktiviert wird, umso stärker wird er sich mit einer Kauf- oder Sparentscheidung auseinandersetzen. Demnach weisen Güter des täglichen Bedarfs i.d.R. einen niedrigen Aktivierungsgrad des Konsumenten auf. Hier wird sich bei den Konsumenten daher eine gewisse Routine einstellen. Langlebige Gebrauchsgüter, die seltener gekauft werden, weisen dagegen ein höheres Involvement auf. Kognitive Prozesse werden hier ein höheres Gewicht haben.

Demnach werden Reize, die nur ein geringes Involvement auslösen, zu einem Verhalten führen, das stark von Erfahrungen bzw. Gewohnheiten bestimmt wird. Da das ökonomische Verhalten in weiten Teilen nicht angeboren ist (Wiswede 2007: 68), wird es erst im Laufe der Jahre erlernt. Entsprechend werden sich die Konsumenten in ähnlicher Weise verhalten, solange sie nicht den Eindruck haben, dass sich eine Situation deutlich von bereits erlebten unterscheidet. Zu den Entscheidungen mit einem geringen Involvement werden aber auch Impulskäufe gezählt.

Bemerkenswert ist, dass in der Wirtschaftspsychologie die Konsum- und Sparentscheidungen separat untersucht werden, da sie von unterschiedlichen Motivationen begleitet werden (Wiswede 2007: 173).

Konsum- und Sparverhalten

3.2. Psychologische Erklärung der Erwartungsbildung

Wirtschaftspsychologische Ansätze betonen, dass auch die Erwartungsbildung der privaten Haushalte im Sinne der ökonomischen Theorie nicht rational sei. Vielmehr würden Erwartungen in einem Prozess gebildet, der auf bruchstückhafter und verzerrter Wahrnehmung und Informationsverarbeitung beruhe. Danach sind Erwartungen „Hypothesen über zukünftige Sachverhalte und Zustände“ (Wiswede 2007: 134). Bei der Bildung dieser Hypothesen dürften sehr unterschiedliche Faktoren eine Rolle spielen. Wiswede (2007: 135) betont die folgenden sieben Punkte:

1. Eigene Erfahrungen
2. Berichte über fremde Erfahrungen
3. Erwartungen anderer
4. Berichterstattung der Medien
5. Situatives Umfeld
6. Vertrauen in strategische Personen
7. Vertrauen in Strukturen

Die oben genannten Einflussfaktoren sind in verschiedenen Theorieansätzen der Psychologie mit unterschiedlichen Gewichten berücksichtigt worden. Einen Ansatz zur psychologischen Erklärung von Erwartungen, der insbesondere die Punkte 1. bis 5. aufgreift, hat Wärneryd (1997) erarbeitet. Dieser Ansatz scheint im Rahmen dieses Gutachtens besonders interessant zu sein, da er explizit eine Verbindung zwischen psychologischen und ökonomischen Ansätzen zur Erklärung der Erwartungsbildung herzustellen versucht. In diesem nicht formalisierten Modell wird die Hypothese vertreten, dass für die Erwartungsbildungen nicht nur neue Informationen über die Zukunft (wie im rationalen Erwartungsmodell) verarbeitet werden. Nach diesem Ansatz werden diese neuen Informationen mit Erfahrungen aus der Vergangenheit kombiniert (Abbildung 4).

Der Erwartungswert einer Variablen (x_{t+1}) ergibt sich aus Einschätzungen eines Individuums, die verschiedene Elemente beinhalten. Allerdings werden in diesem Erklärungsansatz die Informationen nicht rational verarbeitet. Zum einen wird unterstellt, dass die Individuen auch Erfahrungen und Informationen nutzen, die nicht öffentlich sind. Zum anderen werden die Informationen fehlerhaft und unter Einfluss von Emotionen verarbeitet. Wärneryd fasst diese Überlegungen in drei Einflussfaktoren zusammen.

$$E_{it}(x_{t+1}) = w_1 B_{pt} + w_2 B_{At} + w_3 B_{it} \quad (15)$$

RWI Projektbericht

B_{pt} beinhaltet die Einschätzungen, die aus vergangenen Erfahrungen extrapoliert werden. B_{At} sind Einschätzungen, die auf einem Lernprozess aus vergangenen falschen Erwartungen beruhen. Beide Komponenten haben einen expliziten Bezug zu den ökonomischen Ansätzen der extrapolativen bzw. adaptiven Erwartungsbildung. B_{It} sind schließlich Einschätzungen, die aus neu aufgetretenen Informationen abgeleitet werden. Dies ist notwendig, wenn Informationen auftreten, die bisher nicht in der Erwartungsbildung berücksichtigen werden, für die also keine Erfahrungen vorliegen.

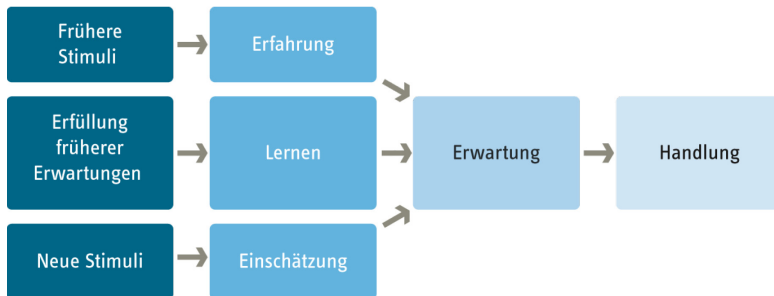
In diesem Zusammenhang ist die sich im Jahr 2008 verschärfende Wirtschafts- und Finanzkrise ein besonders interessanter Fall, da die meisten Haushalte in Deutschland mit einer Krise dieses Ausmaßes noch nicht konfrontiert waren. Die unterschiedlichen Einschätzungen fließen mit verschiedenen Gewichten (w_i) in die Erwartungsbildung ein. Die Gewichte dürfen dabei nicht als starr verstanden werden. Sie können sich je nach Gegenstand und situativem Umfeld unterscheiden. In Phasen mit nicht stabilen ökonomischen Entwicklungen, in denen also keine neuen Informationen auftreten, werden die Erwartungen aus vergangenen Erwartungen extrapoliert, sind also nur B_{pt} und B_{At} relevant mit $B_{It} = 0$.

Die bisherigen Überlegungen lassen sich in das bereits zuvor verwendete Schema überführen (Abbildung 3). Ausgangspunkt ist wiederum, dass es Auslöser bedarf, die zu einer Änderung der Erwartungsbildung führen. Dabei werden drei Stimuli unterschieden. Frühere Stimulierungen, die zu bereits gemachten Erfahrungen geführt haben. Zusätzlich können Stimuli auftreten, die aus Fehlern früherer Erwartungen resultieren, also einen Lernprozess darstellen. Schließlich können Stimulierungen durch neu auftretende Informationen erzeugt werden. Diese drei Stimuli beeinflussen jeweils eine der Komponenten, die zu den jeweiligen Einschätzungen führen, die schließlich zu einer Erwartung führen, die wiederum eine Reaktion hervorruft.

Konsum- und Sparverhalten

Abbildung 3

Erwartungsbildungsmodell



Quelle: Wärneryd (1997): 223.

Die drei Ebenen der Erwartungsbildungen stehen in Verbindung mit den üblichen Erwartungstheorien in der ökonomischen Literatur. Der Einfluss der früheren Erfahrungen wird in Form von extrapolativen Erwartungen modelliert. Lernen aus der Abweichung der früheren Erwartungen von der tatsächlichen Realisation wird in der ökonomischen Theorie durch adaptive Erwartungen oder der relativ neuen Theorie der rationalen Erwartungsbildung mit Lernen abgebildet. Zusätzlich werden neue Informationen verarbeitet.

Zudem ist aus Sicht dieses Erklärungsansatzes zu beachten, dass Erwartungen von Einstellungen beeinflusst werden, also einer stärker emotionalen Komponente. Dies ist eines der Kernelemente der Erwartungs-Wert-Theorie (Wiswede 2007).

Wärneryd betont in seinem Ansatz die Bedeutung neu auftretender Informationen zur Erklärung von Erwartungsänderungen. Wie wir bereits dargestellt haben, wird dieser Ansatz in jüngster Zeit auch in der ökonomischen Literatur verstärkt aufgegriffen. In dem nachfolgenden Abschnitt 3.4 werden Ansätze und empirische Ergebnisse ausführlicher dargestellt.

3.3. Konstruktion von Stimmungsindikatoren

Die Bedeutung von Erwartungen für die Entscheidungen privater Haushalte und Unternehmen wird von Vertretern vieler Wissenschaftsdisziplinen betont. Nicht zuletzt deshalb werden in über 45 Ländern Indikatoren aus Umfragen bei Haushalten konstruiert, die die Lagebeurteilung und Zukunftseinschätzungen erfassen und Informationen über zukünftige Änderungen des privaten Konsums und der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung liefern sollen. Dabei ist zu berücksichtigen, dass An-

RWI Projektbericht

schaffungen erfasst werden sollen, bei denen die Haushalte einen Entscheidungsspielraum haben, wie langlebige Konsumgüter. In diesem Zusammenhang wird oft von der Kaufbereitschaft („willingness to buy“) gesprochen. Die Deckung des täglichen Bedarfs dürfte von Konsumentenstimmungen unbeeinflusst sein. Allerdings dürften auch gerade größere Anschaffungen für die kurzfristige Dynamik des privaten Konsums verantwortlich sein (Curtin, 2007).

Die Betonung der Kaufbereitschaft findet ihre Entsprechung in der ökonomischen Theorie bei dem Vorsichtssparen (Curtin 2000). Darin wird betont, dass die Höhe der Ersparnis und folglich auch die des Konsums nicht nur von der Höhe des erwarteten Einkommens, sondern auch von dessen Volatilität abhängt. Der Grad der Unsicherheit über die zukünftige Einkommensentwicklung beeinflusst also neben dem Niveau die Kaufbereitschaft. Neben diesem Bezug zur ökonomischen Theorie basiert die Konstruktion der Stimmungsindikatoren auf der Annahme, dass die Haushalte bei der Erwartungsbildung neben relevanten Informationen auch Erfahrungen einbeziehen. Da die Erwartungen der Haushalte subjektive Elemente beinhalten ist es naheliegend, sie durch Befragungen zu ermitteln.

Im Folgenden werden beispielhaft die von der EU-Kommission harmonisierten Indikatoren zur Konsumentenstimmung dargestellt (EU-Kommission 2006, 2007).

Der monatliche Fragebogen besteht aus den folgenden zwölf Fragen:⁷

- Q1 Wie hat sich die finanzielle Lage ihres Haushalts in den vergangenen zwölf Monaten verändert?
- Q2 Wie erwarten Sie, wird sich die finanzielle Lage ihres Haushalts in den kommenden zwölf Monaten verändern?
- Q3 Wie glauben Sie, hat sich die allgemeine wirtschaftliche Lage in Ihrem Land in den vergangenen zwölf Monaten verändert?
- Q4 Wie glauben Sie wird sich die allgemeine wirtschaftliche Lage in den kommenden zwölf Monaten verändern?
- Q5 Wie glauben Sie haben sich die Verbraucherpreise in den vergangenen zwölf Monaten verändert?
- Q6 Wie werden sich die Verbraucherpreise im Vergleich dazu in den kommenden zwölf Monaten verändern?
- Q7 Wie wird sich die Zahl der Arbeitslosen nach Ihrer Erwartung in den kommenden zwölf Monaten entwickeln?

⁷ Die Details des Fragebogens finden sich im Anhang A3.

Konsum- und Sparverhalten

- Q8 Mit Blick auf die allgemeine wirtschaftliche Lage: glauben Sie, dass es jetzt der richtige Zeitpunkt ist, um größere Anschaffungen zu tätigen?
- Q9 Verglichen mit den vergangenen zwölf Monaten planen Sie mehr oder weniger größere Anschaffungen zu tätigen?
- Q10 Mit Blick auf die allgemeine wirtschaftliche Lage, glauben Sie dass es jetzt eine sehr gute, ziemlich gute, keine gute oder eine schlechte Zeit zum Sparen ist?
- Q11 Wie wahrscheinlich ist es, dass Sie in den kommenden zwölf Monaten Geld sparen?
- Q12 Welche dieser Aussagen beschreibt die gegenwärtige finanzielle Lage Ihres Haushalts am besten?

Die Fragenkataloge, die zur Erhebung der Konsumentenstimmung von anderen Institutionen benutzt werden, sind mit diesen Fragen vergleichbar. Die oft zitierten amerikanischen Indikatoren zur Konsumentenstimmung von der Universität von Michigan und vom Conference Board umfassen allerdings deutlich weniger Fragen (Dominitz, Manski 2004).

Auch das weitere Vorgehen bei der Konstruktion der Indikatoren unterscheidet sich kaum. Die oben genannten Fragen werden 2000 deutschen Haushalten monatlich gestellt. Die Haushalte können bei jeder der obigen Fragen aus fünf Antworten auswählen, wobei eine Antwort neutral und jeweils zwei eine positive und negative Beurteilung mit unterschiedlicher Intensität beinhalten. Aus den Antworten wird zunächst für jede Frage ein Saldo als Differenz aus den prozentualen Anteilen der positiven, negativen und neutralen Antworten berechnet. Der Gesamtindex der Konsumentenstimmung wird dann als arithmetisches Mittel aus den saisonbereinigten Salden von lediglich vier Fragen ermittelt (EU Commission 2007: 3 ff.). Zwei Fragen beziehen sich auf die erwartete Situation des jeweiligen Haushalts (Frage 2: Veränderung der finanziellen Lage und Frage 11: erwartete Ersparnis). Die beiden anderen Fragen erfassen die allgemeine wirtschaftliche Situation (Frage 4: Veränderung der allgemeinen wirtschaftlichen Lage und Frage 7: die Veränderung der Arbeitslosigkeit).

Die auf diese Weise oder ähnliche Weise konstruierten Stimmungsindikatoren sind in einer Vielzahl von Studien auf ihren Informationsgehalt für die Entwicklung des privaten Konsums überprüft worden (vgl. Abschnitt 3.4). Dabei kommt eine Reihe von Studien zu dem Schluss, dass ein nur geringer Zusammenhang zwischen den Konsumentenstimmungsindikatoren und den Konsumausgaben der privaten Haushalte besteht. Dem entsprechend wurden mögliche Schwächen dieser Indikatoren in

RWI Projektbericht

der Literatur diskutiert und darauf aufbauend einige Verbesserungsvorschläge für die Konstruktion solcher Indikatoren erarbeitet (Curtin 2007). Mit Blick auf den Indikator der Universität von Michigan betonen Dominitz und Manski (2004) drei Vorschläge, die auch für die harmonisierten Indikatoren der EU-Kommission die Prognosekraft verbessern könnten:

1. Die Fragen sollten möglichst konkret die Lebenssituation der befragten Haushalte betreffen. Einschätzungen zur allgemeinen wirtschaftlichen Lage oder zur allgemeinen Preisentwicklung können die Haushalte nicht aus eigener Erfahrung gewinnen, sondern werden z.B. auf die Medienberichterstattung gestützt. Entsprechend gering dürfte der zusätzliche Informationsgewinn einer solchen Frage sein.
 2. Die qualitativen Antworten in den Fragebögen sollten durch Wahrscheinlichkeitsaussagen zu genau definierten Ereignissen ersetzt werden. Nach Einschätzung von Dominitz und Manski (2004) erhöhen die quantitativen Antworten zu diesen Fragen deren Informationsgehalt.
 3. Zusätzlich zu den aggregierten Indizes sollten nach Meinung der Autoren auch einige Unterindizes veröffentlicht werden, da durch die Aggregation wichtige Informationen verloren gehen. Die Unterindikatoren könnten für die Einzelfragen aber auch nach sozioökonomischen Gruppen gebildet werden.
- 3.4. Informationsgehalt der Stimmungsindikatoren über die Entwicklung des privaten Konsums

Der Informationsgewinn durch die Befragung von Haushalten zu ihrer Einschätzung der aktuellen ökonomischen Lage sowie ihrer Zukunftserwartungen ist seit dem Beginn dieser Erhebungen in den 50er Jahren in den USA vielfach untersucht worden. Die empirischen Studien konzentrieren sich dabei im Wesentlichen auf zwei Fragen: Zum einen wird analysiert, ob die Stimmungsindikatoren einen Beitrag zur Erklärung des Konsumverhaltens leisten, der über die üblichen ökonomischen Determinanten hinausgeht. Zum anderen wird überprüft, ob die Stimmungsindikatoren die Treffsicherheit von Prognosegleichungen für die Veränderung des privaten Konsums erhöhen.

Aus historischer Perspektive stand zunächst die Frage im Vordergrund, ob sich Veränderungen der Konsumentenstimmungen durch ökonomische Variablen erklären lassen oder ob die Stimmungsindikatoren darüber hinausgehende Informationen beinhalten. Einen guten Überblick über die ältere Literatur für die USA gibt eine Arbeit von Garner (1981). Darin aktualisiert er die Ansätze von Hymans (1970), Lovell (1975) und Mishkin (1978) und fügt sie zu einem neuen Ansatz der folgenden Form zusammen:

Konsum- und Sparverhalten

$$ICS_t = \alpha_1 + \alpha_2 \Delta_4 CPI_t + \alpha_3 \Delta_4 IRT_t + \alpha_4 \Delta_4 SP_t + \alpha_5 ICS_{t-1} + \varepsilon_t \quad (16)$$

Der Index der Konsumentenstimmung (ICS) wird durch die Inflationsrate (CPI) (berechnet als Vorjahresrate: Δ_4), einem gleitenden Durchschnitt der Vorjahresveränderungsrate des verfügbaren pro-Kopf-Einkommens (IRT) sowie der Vorjahresveränderung des Aktienkursindex ($\Delta_4 SP_t$) erklärt. Damit verwendet er die gleichen Variablen wie Hymans, allerdings anders transformiert. Lovell verwendete statt des verfügbaren Einkommens die Arbeitslosenquote und Miskin ersetzte die Aktienkurse durch die pro-Kopf-Finanzvermögen und Verschuldung der privaten Haushalte.

Schätzt man Gleichung (16) mit Quartalsdaten für den Zeitraum 1962:1 bis 1978:1 ergibt sich ein R^2 von 0,91. Der Autor schlussfolgert daraus, dass der Großteil der Variation des Konsumindikators durch wenige ökonomische Variablen erklärt werden kann, womit der Indikator nur geringe zusätzliche Information enthalten würde. Bei der Interpretation der Ergebnisse ist allerdings zu bedenken, dass die Reihen nicht auf Stationarität getestet wurden. Auch kann in Zeitreihen, deren Werte als Salden berechnet werden, die Persistenz so hoch sein, dass eine Einheitswurzel nicht abgelehnt werden kann. Dies ist bei den neueren Untersuchungen zu den Prognoseeigenschaften des Stimmungsindikators berücksichtigt worden.

Ähnliche Ergebnisse wie für die USA lassen sich auch für andere Länder finden. Dabei variieren allerdings die erklärenden Variablen. Für Deutschland finden Praet, Vuchelen (1988) beispielsweise, dass die Veränderung der Konsumentenstimmung für den Zeitraum 1973:2 bis 1985:4 stark mit Änderungen des Ölpreises, des Wechselkurses, der Kurzfristzinsen und der Aktienkurse verbunden sind. Für Großbritannien finden sie signifikante Zusammenhänge zwischen der Konsumentenstimmung auf der einen und den Ölpreisen und den Langfristzinsen auf der anderen. Das Ergebnis, dass Stimmungsindikatoren stark mit ökonomischen Variablen korreliert sind, wurde auch in einer Studie von Acemoglu und Scott (1994) für Großbritannien bestätigt. Die Autoren finden für den Zeitraum 1974:2 bis 1990:4 einen negativen Zusammenhang mit der Inflationsrate und den Realzinsen sowie einen positiven Zusammenhang mit der Veränderung des Immobilienvermögens.

Wärneryd (1997) illustriert sein Erwartungsbildungsmodell⁸ anhand von Daten für die Niederlande. Das Modell wird für den Querschnitt der Haushalte des SOEP spezifiziert, indem die Einkommenserwartung der kommenden zwölf Monate erklärt wird durch die Einkommenserwartung der Vorperiode (frühere Stimuli) und der Differenz aus der Einkommenserwartung und der Einschätzung der Einkommensveränderung der Vorperiode (Erfüllung früherer Erwartungen). Daher kann die Regression für jede Veröffentlichung des SOEP vorgenommen werden. Aus den

⁸ Vgl. Abschnitt 3.2.

RWI Projektbericht

variierenden Erklärungsbeiträgen der beiden Variablen schließt Wärneryd auf den dritten Einflussfaktor seines Modells, die neuen Informationen. Wenn der Erklärungsgehalt der Gleichung gering ist, ist demnach die Bedeutung neuer Informationen groß. Die Ergebnisse seiner Untersuchung stützen die Einschätzung, dass die Bedeutung der einzelnen Faktoren der Erwartungsbildung situationsabhängig ist.

In einer vielbeachteten Arbeit untersuchen Matsusaka und Sbordone (1995) den Zusammenhang zwischen dem Bruttonationaleinkommen, der Konsumentenstimmung und weiterer ökonomischer Variablen, die in dem Index der vorlaufenden Indikatoren zusammengefasst sind. Die Ergebnisse der VAR-Schätzungen zeigen einen positiven und statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen dem Konsumentenstimmungsindikator und dem Bruttonationaleinkommen auch wenn man den Index der vorlaufenden Indikatoren berücksichtigt. Durch die Schätzung eines VAR-Modells ist es möglich die Größenordnung des Zusammenhangs mit Hilfe einer Varianzzerlegung zu ermitteln. Dabei zeigt sich, dass zwischen 13 und 26% der Schocks des Bruttonationaleinkommens auf Änderungen der Konsumentenstimmung zurückgeführt werden können. Im Vergleich zu vielen der oben zitierten Studien deuten diese Ergebnisse eine relativ große Bedeutung der Konsumentenstimmung für die gesamtwirtschaftliche Entwicklung an. Allerdings untersuchen die meisten anderen Studien den Zusammenhang zwischen der Konsumentenstimmung und dem privaten Konsum, so dass ein direkter Vergleich nicht möglich ist.

Neuere Studien gehen verstärkt dem zweiten oben angesprochenen Aspekt nach, nämlich der Frage, ob die Stimmungsindikatoren zu einer verbesserten Prognose des privaten Konsums beitragen können. Die empirischen Ergebnisse fallen dabei sehr unterschiedlich aus. Eppright et al. (1998), Fuhrer (1993), Carroll et al. (1994) Kwan, Cotsomitis (2004) und Ludvigson (2004) kommen mit Einzelgleichungsansätzen für die USA zu dem Ergebnis, dass Stimmungsindikatoren einen – wenn auch nur geringen – Erklärungsbeitrag leisten, sofern man für eine Reihe von makroökonomischen Variablen kontrolliert. Dabei nimmt die Prognosekraft der Stimmungsindikatoren deutlich ab, wenn man nicht den privaten Konsum insgesamt, sondern Unterkategorien des Konsums prognostiziert (Kumar et al. 1995). Dagegen findet Croushore (2005), dass die Stimmungsindikatoren zwar im Stützzeitraum einen signifikanten Erklärungsbeitrag für den privaten Konsum leisten, die Prognosefehler der Gleichungen aber nicht signifikant reduziert werden.

In der bereits zitierten Studie von Acemoglu und Scott (1994) für Großbritannien wird ebenfalls der Zusammenhang zwischen Konsumentenstimmung und privaten Konsum untersucht, wobei entsprechend der Permanenten Einkommenshypothese die Veränderung des privaten Konsums proportional zu Veränderungen der Einkommenserwartungen ist. Für den Zeitraum 1975:1 bis 1990:4 finden die Autoren

Konsum- und Sparverhalten

einen signifikanten Zusammenhang zwischen dem verfügbaren Einkommen und der Konsumentenstimmung auch wenn man für weitere ökonomische Variablen kontrolliert. Gleichzeitig finden die Autoren einen signifikanten Zusammenhang des verfügbaren Einkommens mit Veränderungen der Arbeitslosigkeit und des Immobilienvermögens. Zusätzlich berücksichtigt wurden Änderungen des Finanzvermögens, der Realzins und die Inflationsrate, die aber statistisch insignifikant waren.

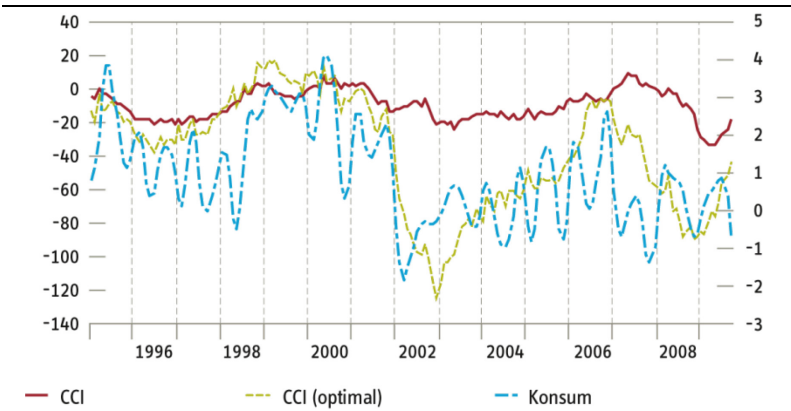
Außerhalb der USA und Großbritanniens sind die Prognoseeigenschaften der Konsumentenstimmungsindikatoren aber deutlich schlechter. Zu diesem Ergebnis kommen z.B. Cotsomitis, Kwan (2006), die den Ansatz von Carroll et al. (1994) für neun europäische Länder⁹ verwenden. In Prognosegleichungen, in denen nur der verzögerte private Konsum und Verzögerungen des Stimmungsindicators verwendet werden, liefern die Stimmungsindikatoren außer für Großbritannien nur für Frankreich und Spanien einen signifikanten Erklärungsbeitrag. Durch das Hinzufügen zusätzlicher erklärender Variablen ändert sich das Bild nicht grundsätzlich. In den erweiterten Ansätzen liefern die Stimmungsindikatoren in den Gleichungen für Großbritannien, die Niederlande, Portugal und Spanien einen signifikanten Beitrag.

Zu ähnlichen Ergebnissen gelangen Jonsson, Linden (2009) bei ihrer Untersuchung des Zusammenhangs zwischen Konsumentenstimmung und Konsumnachfrage für 25 europäische Länder. Darin zeigt sich, dass in einigen Ländern die Korrelation zwischen der Konsumentenstimmung und der Veränderung des privaten Konsums sogar negativ ist. Die höchste positive Korrelation zeigt sich in einigen osteuropäischen Ländern mit Werten um 0,8. Für Deutschland wird eine Korrelation von 0,2 ausgewiesen. Ausgehend davon wurde gefragt, ob sich durch Änderung der Gewichtung der Umfrageergebnisse des von der EU-Kommission veröffentlichten Indicators die Prognoseeigenschaften der Stimmungsindikatoren verbessern lässt. Dabei kommen Jonsson/Linder (2009), ähnlich wie schon vor ihnen Dominitz/Manski (2004) zu dem Ergebnis, dass insbesondere die Fragen, die die persönliche Situation der Haushalte widerspiegeln, mehr Prognosekraft besitzen als die Fragen zur allgemeinen wirtschaftlichen Lage. Dies bedeutet, dass sich durch eine höhere Gewichtung dieser Teilindikatoren die Prognosegüte verbessern lässt. Für Deutschland liefert ein entsprechend modifizierter Stimmungsindikator, der sich aus den Fragen zur vergangenen und zukünftigen Inflationsentwicklung, zu geplanten größeren Anschaffungen und zu den Sparplänen zusammensetzt, eine Korrelation von fast 0,7 mit der Veränderung des privaten Konsums (Abbildung 4). Dieser Indikator weist zudem eine deutlich höhere Prognosekraft auf als der derzeitige Gesamtindex.

⁹ Belgien, Dänemark, Deutschland, Frankreich, Großbritannien, Italien, Niederlande, Portugal und Spanien.

RWI Projektbericht

Abbildung 4
Stimmungsindikatoren und Veränderung des privaten Konsums in Deutschland
(1995:1 bis 2009:9)



Quelle: Destatis, EU-Kommission. Eigene Berechnungen.

Insgesamt zeigen die empirischen Befunde ein sehr gemischtes Bild, was den Informationsgehalt von Stimmungsindikatoren für den privaten Konsum angeht. So scheinen zu einem erheblichen Teil zwischen den jeweils betrachteten Ländern, aber auch zwischen den Untersuchungszeiträumen Unterschiede zu bestehen. Da die Stimmungsindikatoren in vielen Ländern in sehr ähnlicher Weise konstruiert werden und auch das methodische Vorgehen bei der Überprüfung der Prognoseeigenschaften in vielen Studien vergleichbar ist, dürften die großen Unterschiede bei den Ergebnissen hierdurch kaum zu erklären sein.

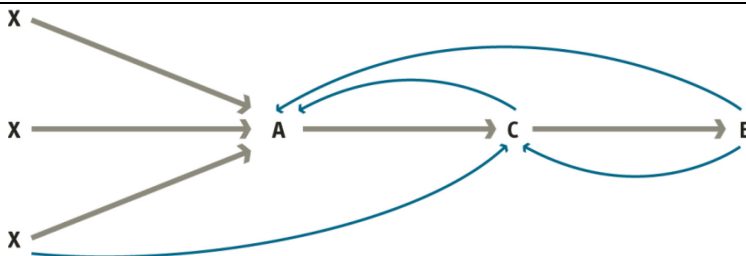
3.5. Der Einfluss der Medien auf das Konsumverhalten

Die Rolle der Medien für die Konsumententscheidungen der privaten Haushalte wird in der Konsumforschung schon seit langem betont (Für eine Übersicht vgl. Kroeber-Riel et al. 2009). In jüngster Zeit wird der Einfluss der Medien in der makroökonomischen Modellierung aufgegriffen (vgl. Abschnitt 2.2.1).

Bevor wir auf die Wirkung der Massenmedien genauer eingehen, werden zunächst kurz die Besonderheiten der Massenkommunikation anhand eines einfachen Modells verdeutlicht.

Konsum- und Sparverhalten

Abbildung 5
Modellkonzeption der Kommunikationsforschung von Westley und MacLean



Quelle: Schenk (1987): 5.

In dem Modell der Massenkommunikation, das in Abbildung 5 schematisch dargestellt ist, werden eine Fülle von Informationen (X) übermittelt (angedeutet durch die grauen Pfeile). Ein Teil dieser Informationen werden dabei von einem Vermittler ausgewählt und als Nachricht an die einzelnen Empfänger (B) weitergegeben. Zur Weitergabe von Informationen bedient sich der Vermittler verschiedener Kanäle (C), die in erster Linie als Medien (Zeitungen, Fernsehsendungen usw.) interpretiert werden können. Aber natürlich erhalten die Empfänger auch Informationen durch andere Kanäle, wie persönliche Übermittlung (angedeutet durch den Pfeil von X zu C). Da das Medium die Nachrichtenübermittlung beeinflusst, kommt ihm eine eigene Bedeutung zu. Eine Besonderheit der Massenkommunikation ist nun, dass sowohl der Vermittler von Informationen (z.B. Nachrichtenredaktionen) als auch die Medien selbst eine Auswahl der Informationen, die beim Empfänger ankommen, bewirken. Eine weitere Besonderheit der Massenkommunikation ist, dass es im Gegensatz zu anderen Kommunikationsprozessen kaum Rückkopplungen gibt (blaue Pfeile von B zu C, B zu A und C zu A).

In der Medienwirkungsforschung gilt das im Folgenden dargestellte Stimulus-Response-Modell als eines der Grundmodelle (Schenk 1987). Dieses Modell ist eine auf die Massenmedien zielende Variante der Modelle, die bereits in den vorhergehenden Abschnitten verwendet wurden. Im Unterschied zu den bisher verwendeten Modellen wird hier aber nur ein Stimulus betrachtet, nämlich eine Nachricht, die über ein Massenmedium verbreitet wird (Abbildung 6). In frühen Arbeiten zur Medienwirkungsforschung wurde den Massenmedien eine überragende Rolle für die Beeinflussung der Bevölkerung zugeschrieben, da sie in der Lage seien, deren Einstellungen zu verändern. Letztere wurden dabei als ein System von drei Kompo-

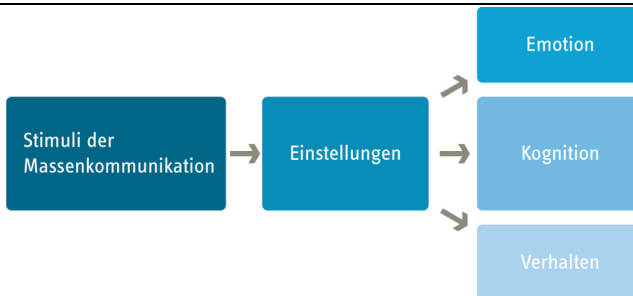
RWI Projektbericht

nennten (Emotion, Kognition und Verhalten) aufgefasst, die miteinander interagieren.

Die Annahme der Dominanz des Einflusses der Massenmedien wurde in den vergangenen Jahren relativiert. Insbesondere hat das Konzept der Einstellung an Bedeutung verloren. In neueren Arbeiten wird vielmehr davon ausgegangen, dass die Massenmedien auch eine der drei Komponenten von Einstellungen beeinflussen können, ohne dass es zu einer Interaktion kommt. Inzwischen kann man als Konsens ansehen, dass die Massenmedien eine Art Agenda-Setting Funktion haben. D.h. die Medien beeinflussen nicht so sehr, was die Bevölkerung denkt, sondern vielmehr, worüber sie nachdenkt (Rössler 1997: 17). Das bedeutet, dass die Medien nur in geringem Umfang Meinungen und Stimmungen an die Bevölkerung weitergeben, sondern kognitive Prozesse bei den Haushalten auslösen. So kann eine neue Information auch eine kognitive Wirkung haben, ohne dass es zu einem veränderten Verhalten kommt.

Abbildung 6

Einstellungskonzept der Massenkommunikationsforschung



Quelle: Schenk 1987

Zwar zeigt die empirische Auseinandersetzung mit Medienwirkungen, dass Massenmedien – und hier besonders das Fernsehen – durchaus emotionale Reaktionen auslösen können. Diese müssen aber eben nicht direkt von den Medien übernommen werden, sondern können auch Ergebnis eines kognitiven Prozesses sein. Bezogen auf das Thema dieses Gutachtens können Berichte über eine einsetzende Rezession oder einen Anstieg der Inflationsrate Furcht oder ähnliche Gefühle auslösen. Es könnte also durchaus sein, dass die Medienberichterstattung einen deutlichen Einfluss auf die Konsumentenstimmung hat.

Im Zusammenhang mit den weiteren empirischen Untersuchungen ist aber der kognitive Aspekt der Informationsübermittlung von besonderem Interesse. Etwas

Konsum- und Sparverhalten

abstrakt formuliert, erzeugen die Massenkommunikationsmedien eine „zweite Wirklichkeit der Konsumenten“ (Kroeber-Riel et al. 2009: 598). Da die Einzelnen die Wirklichkeit nicht überblicken können, entsteht durch die Medien ein Bild davon.

Übertragen auf die Erwartungsbildung mit Bezug auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung, wie Konjunktur und Inflation, bedeutet dies, dass beide Phänomene von der Bevölkerung nicht direkt beobachtet werden können (Hagen 2005). Zwar haben die Konsumenten einen Eindruck von den Entwicklungen, die sie persönlich betreffen, was z.B. die Arbeitsplatzsicherheit, die Einkommensaussichten und die Preisentwicklung angeht. Sie können aber nicht direkt beurteilen, ob es sich dabei um ein partielles Phänomen oder ein gesamtwirtschaftliches Ereignis handelt. Aus diesem Grund dürften die Massenmedien für die Konsumentenstimmung eine große Bedeutung haben, indem sie die persönlichen Eindrücke verstärken oder auf ein gestiegenes Risiko erst aufmerksam machen.

3.6. Empirische Studien zu der Rolle der Medien

In jüngster Zeit ist der Einfluss der Medien auf die Konsumentenstimmung und die Erwartungsbildung der privaten Haushalte wiederholt empirisch untersucht worden. Dies dürfte zum einen daran liegen, dass die Kritik an der Annahme rationaler Erwartungen in der ökonomischen Wissenschaft aufgenommen und Modelle beschränkter Rationalität entwickelt wurden, deren Implikationen empirisch überprüft werden können. Zum anderen können durch die computergestützte Auswertung von Medienbeiträgen neue Datensätze generiert werden, die eine detaillierte Untersuchung des Medieneinflusses erlauben.

In einer viel beachteten Untersuchung für die USA haben Doms und Morin (2004) die theoretischen Modelle zur beschränkten Rationalität aufgegriffen, die nahelegen, dass sich die privaten Haushalte durch die Medien über den aktuellen Zustand der Volkswirtschaft informieren (Carroll 2003). Um den Einfluss der Medien auf die Konsumentenstimmung untersuchen zu können, haben sie in Analogie zum Rezessions-Index des *Economist* Indikatoren zu den Stichworten Rezession, Entlassungen, Schlechte Nachrichten, Konjunkturelle Erholung konstruiert. Dazu haben sie 30 Tageszeitungen aus den USA ausgewertet.

Ihr Rezessionsindex zeigt einen signifikanten Einfluss auf die Konsumentenstimmung, der auch erhalten bleibt, wenn man für ökonomische Indikatoren kontrolliert. Der Entlassungsindex ist dagegen lediglich mit einigen Unterindikatoren der Konsumentenstimmung korreliert. Ein weiteres Ergebnis der Studie ist, dass in Phasen einer intensiven Medienberichterstattung über Konjunkturthemen die Haushalte ihre Erwartungen deutlich häufiger anpassen als in Zeiten, in denen nur wenige Artikel über die Konjunktur erscheinen.

RWI Projektbericht

Eine vergleichbare Studie für Deutschland von Hagen (2005), in der die Konjunkturberichterstattung verschiedener Medien, wie Tagesschau, FAZ und Bildzeitung, ausgewertet wurde, findet ebenfalls einen signifikanten Einfluss der Medienberichterstattung auf die Konsumentenstimmung. Interessant ist dabei, dass sich im Unterschied zu Doms und Morin insbesondere die Berichterstattung über die Entwicklung der Arbeitslosigkeit auf die Konsumentenstimmung auswirkt. Dagegen wird die Stimmung der Unternehmer – gemessen am ifo-Index – stärker von der Berichterstattung über die Produktionsentwicklung beeinflusst.

Abschließend sei auf eine Studie von Wörsdorfer (2005) eingegangen, die deshalb von besonderem Interesse ist, weil ihr die gleichen Daten zugrunde liegen, die auch in diesem Gutachten verwendet werden und auf die unten noch näher eingegangen wird. Untersucht wird in dieser Studie anhand von Granger-Kausalitätstests der Einfluss der Medienberichterstattung auf den Konsumentenstimmungsindex der EU-Kommission. Die Ergebnisse weisen ebenfalls auf einen Einfluss (im Sinne der Granger-Kausalität) von den Medienindikatoren auf die Konsumentenstimmung hin, zeigen aber keine umgekehrte Wirkungsrichtung.

3.7. Schlussfolgerungen aus der Literatur für die empirische Untersuchung

Der Überblick über die theoretischen Erklärungsansätze und die empirischen Studien hat verdeutlicht, dass es bisher keinen einheitlichen Ansatz gibt, der die Entstehung von Erwartungen, speziell die der privaten Haushalte erklären kann. Vielmehr zeigt sich, dass es eine Vielzahl von Variablen für die Erklärung der Entwicklung des privaten Konsums gibt, deren Einfluss sich im Zeitablauf unterscheiden kann. Dies deutet darauf hin, dass die privaten Haushalte bei der Bildung ihrer Erwartungen eine Vielzahl von Zusammenhängen berücksichtigen. Die Entstehung und die Veränderungen von Erwartungen dürften daher, wie die wirtschaftspsychologischen Ansätze betonen, ein komplexer Prozess sein, der zudem situationsabhängig ist.

Der in der ökonomischen Literatur bisher dominierende Ansatz der rationalen Erwartungen beinhaltet zwar auch einen komplexen Prozess der Erwartungsbildung, da die Haushalte alle relevanten Informationen verarbeiten. Aber gerade diese Annahme der vollständigen Verarbeitung aller relevanten Informationen wird von vielen Autoren als unrealistisch kritisiert und von einer Reihe empirischer Arbeiten auch nicht bestätigt. Besonders vielversprechend erscheinen daher neuere Ansätze, die begrenzte Informationsverarbeitungskapazitäten oder Kosten der Informationsbeschaffung speziell von privaten Haushalten explizit berücksichtigen. Wenn die Haushalte aber nicht alle relevanten Informationen verarbeiten können, stellt sich die Frage, auf welche Nachrichten die privaten Haushalte besonders reagieren und ihre Konsum- und Sparpläne anpassen.

Konsum- und Sparverhalten

Mit der Einschränkung der Rationalitätsannahme nähern sich diese ökonomischen Ansätze denen der Wirtschaftspsychologie an, die seit langem die rationale Erwartungshypothese kritisieren und den Einfluss von kognitiven Beschränkungen, aber auch von Emotionen betonen, die die Rationalität einer Entscheidung einschränken können. Um diese emotionale Komponente bei den Entscheidungen der Haushalte zu erfassen, werden Stimmungsindikatoren erhoben, die auf einer direkten Befragung der Haushalte basieren. Es bleibt aber zunächst offen, inwieweit diese Stimmungen tatsächlich entscheidungsrelevant sind. Allerdings deuten die Ergebnisse einer Reihe von empirischen Studien darauf hin, dass der Informationsgehalt von Stimmungsindikatoren gering ist, wenn man für makroökonomische Größen insbesondere die Arbeitslosenentwicklung kontrolliert. Dies deutet darauf hin, dass gerade die Fragen zur allgemeinen Wirtschaftslage in erster Linie Informationen über die gesamtwirtschaftliche Lage aus den Medien widerspiegeln. Diese Informationen stehen nicht zwangsläufig in einem engen Zusammenhang mit der persönlichen Situation des befragten Haushalts, die für die tatsächlichen Konsumentscheidungen von zentraler Bedeutung ist. Es ist also möglich, dass der Stimmungsindikator, bei dessen Konstruktion die Einschätzung der gesamtwirtschaftlichen Lage ein hohes Gewicht erhält, insbesondere für Deutschland nicht die Antworten mit dem höchsten Informationsgehalt bezüglich der künftigen Konsumententwicklung verwendet und dass ein Indikator, der auf anderen Fragen basiert, bessere Ergebnisse liefern könnte.

Die für eine Einschätzung der gesamtwirtschaftlichen Lage erforderlichen Informationen lassen sich wiederum durch die privaten Haushalte nur schwer beschaffen. Daher verlassen sie sich zumeist auf jene Informationen, die die Medien über die gesamtwirtschaftliche Entwicklung vermitteln, die die Haushalte sonst nicht berücksichtigen würden. Diese Informationen scheinen für die Konsumentenstimmung von Bedeutung zu sein.

Die in der empirischen Literatur gefundenen Ergebnisse werden im nächsten Kapitel für Deutschland überprüft und teilweise vertieft. Zunächst wird der Einfluss der Medienberichterstattung auf die Konsumentenstimmung und die Entwicklung des privaten Konsums für Deutschland überprüft. Im Zentrum der Untersuchung steht aber die Frage, welche realwirtschaftlichen Größen bei ihrer Erwartungsbildung berücksichtigen. Dabei wird insbesondere der Frage nachgegangen, mit welchen realwirtschaftlichen Variablen die EU-Indikatoren zur Konsumentenstimmung in Deutschland korreliert sind.

4. Empirische Untersuchung der Bestimmungsgründe der Konsumentenstimmung und des Konsumverhaltens

4.1. Einfluss der Medienberichterstattung auf die Konsumentenstimmung und den privaten Konsum

In diesem Abschnitt wird untersucht, ob sich die Konsumneigung der privaten Haushalte, die Medienberichterstattung zur wirtschaftlichen Lage und die tatsächlichen Konsumausgaben gegenseitig bedingen. Die Untersuchung knüpft an Arbeiten wie die von Blood und Garber (1995), Doms und Morin (2004), Hagen (2005) und Wörsdorfer (2005) an. Insbesondere zur letztgenannten Arbeit besteht ein enger Bezug, da hier im Wesentlichen die gleichen Datenquellen und ein sehr ähnliches Analyseverfahren verwendet werden. Allerdings wird gegenüber Wörsdorfer (2005) der Betrachtungszeitraum bis in die jüngste Vergangenheit, d.h. November 2009 erweitert, also auch die aktuelle wirtschaftliche Krisensituation berücksichtigt, die sich durch eine in den davorliegenden Jahren nicht gekannte Intensität der Medienberichterstattung auszeichnet. Zudem werden neben Konsumneigung und Medienberichterstattung hier verschiedene Indikatoren für das tatsächliche Konsumverhalten berücksichtigt.

Im vorhergehenden Abschnitt wurde herausgearbeitet, dass den Medien vor allem drei Funktionen bei den Konsumententscheidungen zukommen: Zunächst stellen die Medien objektive Informationen bereit. In der Regel dürfte es einem einzelnen Haushalt – zumindest kurz und mittelfristig – unmöglich sein, aus dem unmittelbaren Lebensumfeld Rückschlüsse auf die makroökonomischen Rahmenbedingungen zu ziehen. Ohne Medien ist eine Berücksichtigung makroökonomischer Rahmenbedingungen bei individuellen Konsumententscheidungen somit nicht möglich. Zum anderen liefern die Medien jedoch nicht nur objektive Rohinformationen, sondern nehmen erheblichen Einfluss darauf, ob Themen – wie etwa die wirtschaftliche Lage – überhaupt als aktuell relevant wahrgenommen werden (agenda setting). Darüber hinaus erscheint es naheliegend, dass Medien Informationen nicht neutral übermitteln, sondern auch deren Interpretation übernehmen. Gerade bei wirtschaftspolitischen Themen dürfte die positive oder negative Konnotation einer Meldung in ihrer Wirkung auf die Konsumneigung der Mediennutzer wichtiger sein als deren objektiver Informationsgehalt.

Diesen Überlegungen folgen die vom auf Meinungsanalysen spezialisierten Institut „Media Tenor“ auf monatlicher Basis erhobenen und in der vorliegenden Untersuchung, wie auch von Wörsdorfer (2005), verwendeten Mediendaten. Vom Datengeber werden die wichtigsten deutschen TV-Nachrichtensendungen systematisch

Konsum- und Sparverhalten

ausgewertet und insbesondere gezählt, wie häufig dort im weiteren Sinne auf die „wirtschaftliche Lage“ in Deutschland eingegangen wird. Dies kann als Indikator dafür gelten, wie stark die Wirtschaftslage durch das „agenda setting“ der Medien zum gesellschaftlichen Thema gemacht wird. Darüber hinaus wird jeder einzelne Beitrag von Media Tenor als „positiv“, „neutral“ oder „negativ“ bewertet. Damit wird versucht, die unterschwellige Interpretation zu erfassen, die dem Mediennutzer vermittelt wird. In der Analyse wird mit der Differenz der Anzahl¹⁰ von positiven und negativen Meldungen ein Maß für die Medienberichterstattung verwendet, das beide Aspekte, d.h. Intensität und Richtung der Berichterstattung aufgreift.¹¹ Im Einzelnen werden von Media Tenor seit Januar 1995 die Nachrichtensendungen „ZDF Heute Journal“, „ARD Tagesthemen“, „RTL Aktuell“, „SAT.1 Abendnachrichten“ und „PRO 7 Abendnachrichten“, seit Mai 1996 außerdem „ZDF Heute“ und „ARD Tagesschau“ erfasst. Die Daten werden auf monatlicher Basis zu Verfügung gestellt. In der vorliegenden Analyse werden die Zahlen von Mai 1996 bis November 2009 berücksichtigt, um eine über die Monate vergleichbare Datengrundlage zu verwenden (vgl. Abbildung 7).

Als Maß der Konsumentenstimmung dient der ebenfalls auf monatlicher Basis verfügbare Consumer Confidence Indicator (CCI) der im Auftrag der Europäischen Kommission seit 1985 auch für Deutschland erhoben wird (vgl. Abschnitt 3.3). Neben dem CCI selbst wird auch geprüft, ob und in welcher Form ein Zusammenhang zwischen der Medienberichterstattung und den Saldo-Statistiken der Einzelfragen besteht. Im Einzelnen sind dies die Fragen nach den Erwartungen eines Haushalts bzgl. seiner allgemeinen finanziellen Situation, der allgemeinen ökonomischen Entwicklung, der Arbeitsplatzsicherheit und seiner Ersparnisse in den kommenden 12 Monaten.

Auch wenn hier der Zusammenhang zwischen Medienberichterstattung und *Konsumentenstimmung* im Zentrum des Interesses steht, wird zusätzlich eine Variable in die Analyse aufgenommen, die den tatsächlichen Konsum – d.h. nicht lediglich die Konsumentenstimmung – misst. Dies erlaubt es zu prüfen, inwieweit ein Zusammenhang von Medienberichterstattung und Konsum besteht, der im Konsumentenstimmungsindex nicht erfasst wird. Dazu werden verschiedene Spezifikationen getestet, die jeweils unterschiedliche Variablen zur Messung des tatsächlichen Konsums verwenden. Zum einen werden reale, kalender- und saisonbereinigte Einzelhandelsumsätze herangezogen, die von der Bundesbank zu Verfügung gestellt werden. Als Alternative dient eine entsprechende Reihe des Statistischen Bundesamtes, die im Gegensatz zur erstgenannten auch Kfz-Käufe berücksichtigt. Als dritte

¹⁰ Gemessen in 100 Meldungen.

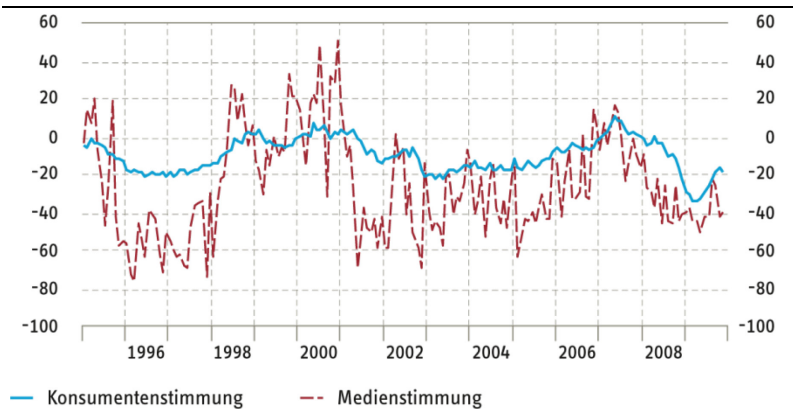
¹¹ Wörsdorfer (2005) verwendet dieses Maß als eines neben anderen.

RWI Projektbericht

Variante wird der saisonbereinigte reale Konsum im Sinne der VGR verwendet. Dieser liegt im Gegensatz zu allen anderen betrachteten Größen allerdings nicht auf monatlicher, sondern lediglich auf Quartalsbasis vor. Die Daten werden daher mittels der Boot-Feibes-Lismann (1967) Methode mit ersten Differenzen zu Monatsdaten disaggregiert.¹² Diese Methode minimiert die Summe der quadrierten ersten oder zweiten Differenzen zwischen aufeinanderfolgenden disaggregierten Monatswerten unter der Restriktion, dass deren Summe dem ursprünglichen Quartalswert entspricht.¹³ Im Weiteren wird dem disaggregierten Quartalkonsum besondere Beachtung geschenkt, da diese Variable deutlich enger am makroökonomischen Konzept von Konsum anknüpft als dies für Einzelhandelsumsätze der Fall ist. Die Reihen liegen von Januar 1995 bis einschließlich September 2009 vor.

Abbildung 7

Konsumentenstimmung und Medienberichterstattung



Quelle: EU-Kommission, MediaTenor.

Abbildung 7 zeigt die gemeinsame Entwicklung der Indikatoren für Medienberichterstattung und Konsumentenstimmung. Die beiden Reihen weisen einen gleichartigen Verlauf auf und scheinen dem Konjunkturverlauf zu folgen. Besonders

¹² Anstelle dieser rein mathematischen Interpolationsmethode hätte sich ein statistisches Verfahren mit monatlicher Referenzreihe (vgl. Abschnitt 5.2) angeboten, wenn eine geeignete monatliche Indikatorreihe vorliegen würde. Eine solche ist für den saisonbereinigten Konsum in Deutschland allerdings bisher nicht bekannt. Selbst die Einzelhandelsumsätze inkl. Kfz-Käufe weisen nur eine äußerst geringe Korrelation mit dem Konsum auf.

¹³ Feijoó et al. (2003) zeigen, dass diese Methode für den Fall eines Varianzkoeffizienten kleiner 10% anspruchsvolleren SARIMA-basierten Modellen (etwa Wei und Stram 1990) überlegen ist. Für den Zeitraum ab 1991, der hier für die Interpolation zugrunde gelegt wird, liegt der Varianzkoeffizient des Konsums bei 7%.

Konsum- und Sparverhalten

deutlich ist der New-Economy-Boom des Jahres 2000 mit der anschließenden Rezession im Jahre 2001 zu erkennen. Aber auch die jüngste konjunkturelle Hochphase der Jahre 2006/2007 mit der dann einsetzenden Finanzkrise spiegelt sich deutlich in beiden Reihen wider. Dies lässt es als plausibel erscheinen, dass zwischen den Variablen ursächliche Zusammenhänge bestehen könnten. Ob dies tatsächlich der Fall ist, lässt sich durch optische Inspektion allein allerdings nicht entscheiden.

Die Frage, inwieweit sich Medienberichterstattung, Konsumentenstimmung und tatsächlicher privater Konsum gegenseitig bedingen, soll vielmehr mittels eines Vektor-Autoregressiven (VAR) Modells überprüft werden, das die aktuellen Werte der drei Variablen als Funktion der eigenen Vergangenheitswerte sowie der Vergangenheitswerte der beiden anderen Reihen beschreibt. Aufbauend auf der Schätzung eines solchen Modells kann über sog. Granger-Kausalitäts-Test geprüft werden, in welcher Form Abhängigkeiten zwischen den Variablen bestehen.

Im ersten Schritt der Analyse gilt es, die Zeitreiheneigenschaften der betrachteten Variablen zu ermitteln, die das weitere Vorgehen für eine adäquate Modellierung bestimmen. Von besonderer Bedeutung ist dabei, ob es sich um stationäre Reihen handelt. Liegt Nicht-Stationarität beispielsweise in Form eines „Random-Walks“ vor, kann ein in Niveaugrößen formuliertes Modell zu irreführenden Ergebnissen führen. Zunächst wird für alle Reihen separat geprüft, ob ein linearer Trend ausgeschlossen werden kann. Dies ist nur für eine Minderheit der Reihen der Fall. Anschließend werden Phillips/Perron (1988) Tests auf Einheitswurzeln, d.h. Nicht-Stationarität durchgeführt, wobei als Alternative zum Random-Walk eine Struktur mit linearem Zeittrend angenommen wird, sofern ein linearer Trend zuvor nicht ausgeschlossen werden konnte. Die Tests weisen für die Medienberichterstattung als auch die Einzelhandelsumsätze das Vorliegen eines nicht-stationären Prozesses klar zurück. Dies gilt jedoch nicht für den Konsumentenstimmungsindex, den Salden-Statistiken der Einzelfragen und die Niveaureihe des monatlich disaggregierten Quartalskonsums. Hier kann ein Random-Walk nicht mit fünf prozentiger Irrtumswahrscheinlichkeit ausgeschlossen werden. Da in diesem Abschnitt der Zusammenhang zwischen dem privaten Konsum und dem Medienindikator untersucht wird, wird als präferierte Modellvariante eine defensive Strategie gewählt und ein Modell in ersten Differenzen, also Veränderungen von Monat-zu-Monat formuliert und nicht in Niveaus.¹⁴ Im Unterschied dazu wird der Literatur folgend in den übrigen Abschnitten, in denen die Vorlauf- und Prognoseeigenschaften der

¹⁴ Als Alternative wurden auch Varianten geschätzt, die den realen Konsum – wie bei Modellen, die diese Größe betrachten, häufig der Fall – als Jahresrate und Konsumentenstimmung und Medienberichterstattung als Niveaus ins Modell aufnehmen. Mit Blick auf den in erster Linie interessierenden Zusammenhang von Konsumentenstimmung und Medienberichterstattung entsprechen die Ergebnisse qualitativ weitgehend denen der hier gewählten Modellvarianten.

RWI Projektbericht

Indikatoren im Vordergrund stehen, die Vorjahresraten des privaten Konsums verwendet.

Eine weitere, für die Modellierung wichtige Frage ist, wie viele Lags in der Schätzung des vektorautoregressiven Prozesses berücksichtigt werden sollen. Das gängigste Kriterium (Schwarz's Bayesian Information Criterion, BCI) favorisiert eine Variante mit jeweils einem Lag für den Medienindikator, den CCI und den Konsum.

Die Ergebnisse der entsprechenden VAR-Schätzung ergeben hinsichtlich der wechselseitigen Abhängigkeit der drei betrachteten Reihen folgendes Bild (Tabelle 1): Die Konsumentenstimmung scheint tatsächlich von der Medienberichterstattung beeinflusst zu sein. Der Koeffizient des um einen Monat verzögerten Medienindikators ist statistisch hoch signifikant. Für die hier gewählte, sehr einfache Variante eines VAR-Modells ist der Test auf Signifikanz des Koeffizienten identisch mit einem Granger-Kausalitätstest. Es wird folglich die Null-Hypothese, dass der Konsumentenstimmungsindex nicht durch Vergangenheitswerte des Medienindikators vorhergesagt werden kann, selbst bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von einem Prozent klar zurückgewiesen.¹⁵ Der geschätzte Koeffizient zeigt zudem das erwartete positive Vorzeichen. Eine breitere und positivere Medienberichterstattung zur wirtschaftlichen Lage schlägt sich demnach tatsächlich in einer verbesserten Konsumentenstimmung im Folgemonat nieder. In der Gegenrichtung wird ein kausaler Zusammenhang hingegen nicht bestätigt. Die Kenntnis der Vergangenheitswerte der Konsumentenstimmung ermöglicht also keine verbesserte Prognose der Medienberichterstattung.

Diese Ergebnisse implizieren, dass die Medienberichterstattung nicht der bereits vorhandenen Grundstimmung der Konsumenten folgt, sondern unabhängig von dieser ein „Agenda Setting“ betreibt. Schließlich lassen die Schätzergebnisse den Schluss zu, dass sich der tatsächliche private Konsum unabhängig von Konsumentenstimmung und Medienberichterstattung entwickelt. Weder trägt die Kenntnis der Vergangenheitswerte des Konsumentenstimmungsindex und der Medienberichterstattung zu einer verbesserten Prognose des monatlichen Konsums der Folgeperiode bei noch gilt dies in umgekehrter Richtung. Dies bestätigt zum einen das in mehreren empirischen Studien gefundene Ergebnis, dass die Relevanz des CCI als Vorlaufindikator des tatsächlichen Konsums in Deutschland gering ist. Zum anderen lässt sich das Ergebnis so interpretieren, dass die Medienberichterstattung zwar einen signifikanten Einfluss auf die – explizit geäußerte – Stimmung der Konsumenten hat, ihr tatsächliches Verhalten aber nicht signifikant zu beeinflussen vermag. Dies mag darin begründet liegen, dass sich subjektive Einschätzungen bezüglich der

¹⁵ Die in Tabelle 2 ausgewiesenen *p*-Werte beziehen sich auf die Null-Hypothese des jeweiligen Granger-Kausalitätstest.

Konsum- und Sparverhalten

individuellen wirtschaftlichen Situation und ihrer Einwicklung in der Zukunft, auf denen der CCI basiert, schnell und mühelos korrigieren lassen, wenn neue Informationen zur Verfügung stehen. Das tatsächliche Konsumverhalten zu ändern, dürfte ungleich mehr Mühe und u.U. Selbstdisziplin erfordern. Es verwundert daher nicht, dass sich eine kurzfristig negativere Darstellung der Wirtschaftslage in den Medien nicht unmittelbar in geringeren Konsumausgaben niederschlägt.

Tabelle 1

Ergebnisse der VAR-Schätzung

	ΔCCI_t		Δ Medienberichterstattung _t		Δ disaggregierter Quartalskonsum	
	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert
ΔCCI_{t-1}	0.091	0.023	-0.015	0.378	0.002	0.791
Δ Medienberichterstattung _{t-1}	1.130***	0.001	-0.349***	0.000	-0.046	0.236
Δ disaggregierter Quartalskonsum _{t-1}	0.155	0.780	0.092	0.457	0.590***	0.000
Konstante	-0.018	0.926	-0.017	0.684	0.025	0.270
χ^2 -Statistik	14.013		23.932		84.669	
R ²	0.080		0.129		0.345	
Log-Likelihood	-517.87					
ACI	6.582					
BCI	6.812					

, **, und * zeigen die Signifikanz auf dem 10, 5, und 1%-Niveau. p-Werte sind als Ergebnisse von Granger-Kausalitätstests zu interpretieren.*

Werden statt des Konsumentenstimmungsindex seine Komponenten zur Messung der Konsumentenstimmung verwendet, ändert sich das Gesamtbild kaum. Auch für jede einzelne Komponente zeigt sich ein hochsignifikanter Einfluss der Medienberichterstattung. Die Vorzeichen der geschätzten Koeffizienten entsprechen dabei den Erwartungen, d.h. eine breitere positivere Berichterstattung zur wirtschaftlichen Lage mündet in optimistischere Erwartungen der Haushalte bezüglich ihrer finanziellen Situation, der allgemeinen wirtschaftlichen Lage und ihrer Ersparnisse in den nächsten 12 Monaten. Auch wird das Arbeitsplatzrisiko geringer eingeschätzt. Wie auch für den CCI selbst lässt sich für keine seiner Komponenten

RWI Projektbericht

ein statistisch signifikanter Zusammenhang mit dem privaten Konsum herstellen. Auch eine umgekehrte Kausalrichtung, d.h. ein Einfluss auf die Medienberichterstattung, ist - mit Ausnahme der Frage zu den Erwartungen hinsichtlich der finanziellen Situation - in den Daten nicht zu erkennen.

Modellvarianten, in denen der Zusammenhang zwischen der Konsumentenstimmung mit alternativen Maßen des privaten Konsums untersucht wird, stützen die Ergebnisse der präferierten Spezifikation. Wird die Reihe der Einzelhandelsumsätze ohne Kfz-Käufe betrachtet, ist ebenfalls ein statistisch signifikanter Einfluss nur für die Medienberichterstattung auf die Konsumentenstimmung zu erkennen. Ansonsten bestehen im Sinne einer Granger-Kausalität keine Beziehungen zwischen den Reihen. Die Größe des signifikanten Koeffizienten weicht mit einem Wert von 1,15 zudem nur geringfügig von der entsprechenden Größe in der Referenzspezifikation ab. Dies gilt entsprechend, wenn die Reihe der Einzelhandelsumsätze einschließlich Kfz-Käufe betrachtet wird. Der Einfluss der Medien auf das Konsumentenklima bleibt hochgradig signifikant. Es lässt sich hier allerdings auch ein - wenn auch nur sehr schwacher (p -Wert: 0,089) - Hinweis für einen Einfluss des CCI auf den tatsächlichen Konsum erkennen. Wird zum Abschluss noch eine Spezifikation betrachtet, die CCI und Medienindikator in Niveaus und den tatsächlichen Konsum (disaggregierter Quartalskonsum) in Jahresraten verwendet, erhält man zwar ein Modell, das eine deutlich komplexere dynamische Struktur aufweist, da das Schwarz-Kriterium hier ein Modell mit jeweils drei verzögerten Werten favorisiert. Inhaltlich liefert jedoch auch diese Variante das gleiche Bild wie die zuvor dargestellten Modelle. Die Granger-Kausalitätstests zeigen einen hochsignifikanten (p -Wert: 0,000) Einfluss der Medien auf die Konsumentenstimmung, während die entsprechenden Tests für alle anderen Zusammenhänge zwischen den betrachteten Variablen p -Werte von über 0,05 aufweisen.

Insgesamt liefern die betrachteten Modellvarianten somit ein konsistentes Bild: die Medienberichterstattung prägt die Konsumentenstimmung deutlich, folgt der in der vorhandenen Stimmung der Konsumenten selbst aber nicht. Der tatsächliche Konsum scheint sich weitgehend unberührt von Medienberichterstattung und Konsumentenstimmung zu entwickeln. Dies gilt für unterschiedliche Konzepte, die zur Messung des Konsums verwendet werden, auch für solche, die neben alltäglichen Einzelhandelstransaktionen auch größere Anschaffungen, z.B. Kfz-Käufe berücksichtigen.

Diese Ergebnisse belegen aber lediglich, dass die Massenmedien einen bedeutenden Kanal darstellen, über den für die Konsumenten wichtige Informationen vermittelt werden. Da in dem verwendeten Medienindikator alle konjunkturrelevanten Themen gebündelt werden, sind keine Aussagen darüber möglich, welche wirt-

Konsum- und Sparverhalten

schaftlichen Entwicklungen die Konsumentenstimmung beeinflussen. Diese Zusammenhänge werden im folgenden Abschnitt untersucht.

4.2. Zusammenhang zwischen Konsumentenstimmung und Veränderung des privaten Konsums

Um die Bedeutung von Konsumentenstimmungen für die Entwicklung des privaten Konsums besser zu verstehen, werden in diesem Abschnitt die folgenden Zusammenhänge genauer analysiert: Zunächst wird untersucht, ob der EU-Konsumentenstimmungsindikator, den die GfK im Auftrag der EU-Kommission für Deutschland ermittelt, einen signifikanten Zusammenhang mit der Entwicklung des privaten Konsums aufweist. Zusätzlich wird analysiert, ob verzögerte Werte dieses Indikators in einem signifikanten Zusammenhang mit dem Konsumverhalten stehen, d.h. inwiefern verzögerte Werte des EU-Konsumentenstimmungsindikators als Prognosevariable für den privaten Konsum dienen können.

Anschließend wird nach ökonomischen Variablen gesucht, welche simultan den Verlauf des Konsums und des Konsumentenstimmungsindikators bestimmen, da der Stimmungsindikator den Verlauf des privaten Konsums möglicherweise nur deshalb erklärt, weil er die Entwicklung anderer ökonomischer Indikatoren abbildet, von denen der Konsum abhängt. Dazu wird der Zusammenhang zwischen dem privaten Konsum und wichtigen ökonomischen Erklärungsvariablen untersucht. Außerdem wird analysiert, in welchem Zusammenhang diese Variablen mit dem Indikator der Konsumentenstimmung stehen. Darüber hinaus wird der Frage nachgegangen, inwieweit der EU-Konsumentenstimmungsindikator für den privaten Konsum einen Erklärungs- und Prognosebeitrag leistet, wenn der Einfluss der üblichen ökonomischen Bestimmungsgründe des privaten Konsums berücksichtigt wird.

4.2.1 Methodisches Vorgehen

Für die folgenden Analysen wurden insgesamt 23 Variablen herangezogen. Diese Variablen umfassen alle wesentlichen ökonomischen Größen, die in makroökonomischen Untersuchungen zum Konsumverhalten üblicherweise betrachtet werden (vgl. Abschnitt 2.1), sowie den EU-Konsumentenstimmungsindikator und die Saldo-Statistiken der zwölf Einzelfragen. Diese werden durch den Index zur Erfassung der Inflationswahrnehmung („IWI“) ergänzt, der von Brachinger (2008) entwickelt wurde.¹⁶ Der betrachtete Zeithorizont reicht vom ersten Quartal 1994 bis zum zweiten Quartal 2009. Bei monatlichen Erhebungen wurde nur der letzte Monatswert des Quartals betrachtet, weil dies zu besseren Modellanpassungen führte. Bis auf den EU-Konsumentenstimmungsindikator und die Saldo-Statistiken der zwölf Einzelfragen der Konsumentenumfrage - diese Fragen beziehen sich ja auf Verände-

¹⁶ Eine Übersicht der verwendeten Variablen findet sich in Anhang 1.

RWI Projektbericht

rungen für die nächsten oder vorherigen 12 Monate - wurden bei allen Variablen jährliche Veränderungsdaten betrachtet. Unit-Root-Tests zeigten, dass alle Zeitreihen mit Ausnahme der Vorjahresraten der Quartalswerte des privaten Konsums sowie der Saldo-Statistiken der Fragen 10 bis 12 stationär sind. Der Konsum erwies sich ebenso als trendstationär wie die drei genannten Balance Statistiken.

Die Modellauswahl erfolgte einerseits mittels Vorwärts-Selektion und andererseits mittels Rückwärts-Elimination von potentiellen Einflussgrößen. Bei der Vorwärts-Selektion werden ausgehend von einer Variablen schrittweise weitere Variablen in das Modell aufgenommen. Dagegen wird bei der Rückwärts-Elimination zunächst ein Modell mit allen verfügbaren Variablen geschätzt und schrittweise „überflüssige“ Erklärungsgrößen entfernt. Die Auswahl der Variablen erfolgt sowohl mit Hilfe des Akaike- als auch des Bayesschen Informationskriteriums. Diese Ansätze erwiesen sich im Rahmen der in dieser Studie durchgeführten Analysen im Allgemeinen aber als unbefriedigend, da sie keine stabilen Ergebnisse lieferten. Je nach Vorgehensweise und Wahl des Informationskriteriums ergaben sich teilweise sehr unterschiedliche Resultate.

Deshalb wurde im Rahmen dieser Studie ein stochastisches Modellselektionsverfahren entwickelt. Die Grundidee dieses Verfahrens besteht darin, bei einer vorgegebenen (endlichen) Menge von K exogenen Variablen $V = \{v_1, \dots, v_K\}$ das Modell, das im Sinne eines Anpassungskriteriums den Daten „am besten“ angepasst ist, auf der Grundlage einer Stichprobe von Modellen zu schätzen, die aus der Gesamtheit aller denkbaren Modelle zufällig gezogen wurde.

Diese Idee eines „Schätzverfahrens“ wurde in einer zweistufigen Form umgesetzt. Auf der ersten Stufe wurde zunächst zufällig eine Anzahl $k \in \{1, \dots, K\}$ exogener Variablen bestimmt und anschließend wurde nach dem Modell ohne Zurücklegen aus V eine Zufallsstichprobe V_i exogener Variablen vom Umfang k gezogen. Dann wurde ein Stichprobenumfang von $n=200$ festgelegt und derartige Stichproben solange gezogen bis ein n -Vektor $V = (V_1, \dots, V_n)$ verschiedener Stichproben vorlag. Dann wurde jedes der n Modelle $y_i = V_i \beta + e$ mit Hilfe der gewöhnlichen Methode der kleinsten Quadrate geschätzt und für jedes dieser Modelle das Akaike-Informationskriterium (AIC_i) berechnet. Schließlich wurde derjenige Vektor $V^* \in V$ exogener Variablen bzw. dasjenige Modell $y_i^* = V_i^* \beta + e$ ermittelt, das den kleinsten Wert AIC^* des Akaike-Informationskriteriums aufwies. Dieses Modell stellt die Erststufen-Schätzung des „besten“ Modells dar.

Auf der zweiten Stufe dieses Verfahrens wurde eine Anzahl von $p=300$ Repetitionen vorgegeben und die fünf Schritte der ersten Stufe des Verfahrens solange wiederholt, bis ein p -Vektor $V^* = (V_1^*, \dots, V_p^*)$ verschiedener Modelle vorlag. Durch diese zweite Stufe wird insbesondere auch eine Variation der Anzahl der exogenen

Konsum- und Sparverhalten

Variablen (k) erreicht. Abschließend wurde derjenige Vektor $V^{**} \in V^*$ exogener Variablen bzw. dasjenige Modell $y_i^{**} = V_i^{**} \beta + e$ bestimmt, das durch den kleinsten Wert AIC^{**} des Akaike-Informationskriteriums ausgezeichnet war. Dieses Modell stellt die Zweitstufen-Schätzung des „besten“ Modells dar.¹⁷

Kennzeichnend für all diese Modelselektionsverfahren ist, dass sie stets in einem einzigen „besten“ Modell resultieren. Dieses „beste“ Modell hängt aber vom gewählten Vorgehen ab. Dieser Unsicherheit bezüglich der Modellwahl trägt das Verfahren der Bayesianischen Modellmittlung („Bayesian Model Averaging“ BMA) dadurch Rechnung, dass zur Modellierung einer endogenen Variablen verschiedene Modelle angeboten werden. Dieses Verfahren geht von einer vorgegebenen Menge von potentiellen exogenen Variablen und der Menge aller $2^K - 1$ Modelle aus, die bei K exogenen Variablen gebildet werden können. Weil diese Menge mit wachsendem K schnell sehr umfangreich wird, werden für jede Anzahl k exogener Variablen ($1 \leq k < K$) nur die Modelle mit den höchsten Werten des Bestimmtheitsmaßes betrachtet. Aus dieser reduzierten Menge von Modellen werden in einem weiteren Reduktionsschritt all diejenigen Modelle eliminiert, deren a-posteriori-Wahrscheinlichkeit wesentlich kleiner ist als die des besten Modells oder die eine a-posteriori-Wahrscheinlichkeit besitzen, die kleiner ist als die eines Modells, das in diesen Modellen „genestet“ ist. Die verbleibenden Modelle bilden das Fenster von Modellen, die genauer analysiert werden („Occam’s window“). Sie werden nach fallender a-posteriori-Wahrscheinlichkeit geordnet.

Als mögliche Ansätze zur Modellierung der endogenen Variablen werden solche Modelle vorgeschlagen, bei denen für jede exogene Variable die a-posteriori-Wahrscheinlichkeit, dass der zugehörige Parameter ungleich Null ist, und bei denen das gewöhnliche Bestimmtheitsmaß einen großen und das Bayessche Informationskriterium einen niedrigen Wert annimmt. Zusätzlich liefert das Verfahren der Bayesianischen Modellmittlung für jede zugelassene Exogene den Parameterwert und die zugehörige Standardabweichung, die sich ergeben, wenn man über die geschätzten Parameterwerte bzw. die geschätzten Standardabweichungen aller möglichen Modelle das mit den a-posteriori-Wahrscheinlichkeiten gewichtete Mittel bildet.¹⁸

¹⁷ Eine algorithmische Darstellung dieses Schätzverfahrens findet sich im Anhang A3.

¹⁸ Die im Rahmen dieser Analysen durchgeführten Schätzungen wurden mit der Statistik-Software R mit Hilfe der Funktion `bicreg` des Paketes BMA durchgeführt. Im ersten Selektionsschritt wurden für jede Anzahl k exogener Variablen die zehn Modelle mit den höchsten R^2 -Werten und im zweiten die mit einer a priori-Wahrscheinlichkeit von mindestens einem Zwanzigstel der höchsten a priori-Wahrscheinlichkeit ausgewählt. Die bei den Schätzungen angegebene Zahl der in der Analyse betrachteten Modelle gibt die Anzahl der verbliebenen Modelle an.

RWI Projektbericht

4.2.2 Zusammenhang zwischen Stimmung Indikator und privatem Konsum

Zunächst wird untersucht, inwiefern der EU-Konsumentenstimmungsindikator in einem statistisch signifikanten Zusammenhang mit dem Verlauf des privaten Konsums in der Bundesrepublik Deutschland steht. Zuerst wird die Koinzidenzbeziehung zwischen diesen beiden Variablen betrachtet, d.h. es wird untersucht, ob der EU-Konsumentenstimmungsindikator in derselben Berichtsperiode im Zusammenhang mit dem privaten Konsum steht. Dafür wurde ein Einfachregressionsansatz, bei dem der Konsum durch den EU-Konsumentenstimmungsindikator erklärt wird, betrachtet. Wegen der Trendstationarität des Konsums wurde dieser Ansatz um eine Trendvariable (Trend) ergänzt. Eine gewöhnliche OLS-Schätzung liefert das geschätzte Modell

$$\Delta_4 C_t = 0,02449 + 0,00044 \cdot CI_t - 0,00033 \cdot Trend_t. \quad (17)$$

(0,00387) (0,0002) (0,00007)

In Klammern sind die Standardfehler angegeben¹⁹. Aus Gleichung (17) erkennt man, dass der EU-Konsumentenstimmungsindikator signifikant ist, d.h. mit dem EU-Konsumentenstimmungsindikator kann die Entwicklung des privaten Konsums erklärt werden, bei einem Bestimmtheitsmaß von 0,35 allerdings nur zu einem vergleichsweise kleinen Teil.

Zudem ist die Frage interessant, ob der EU-Konsumentenstimmungsindikator als Frühindikator einen signifikanten Prognosebeitrag für den Verlauf des Konsums leistet. Um dies zu klären, wurde Gleichung (17) so modifiziert, dass der Konsum durch verzögerte Werte des EU-Konsumentenstimmungsindikators erklärt wird. Eine gewöhnliche Schätzung liefert das geschätzte Modell

$$\Delta_4 C_t = 0,02413 + 0,00042 \cdot CI_{t-1} - 0,00033 \cdot Trend_t. \quad (18)$$

(0,00374) (0,00018) (0,00007)

Aus Gleichung (18) erkennt man, dass auch der verzögerte EU-Konsumentenstimmungsindikator signifikant ist, d.h. der Stimmung Indikator ist für die Prognose des Konsums geeignet. Bei einem Bestimmtheitsmaß von 0,33 wird allerdings nur ein kleiner Teil des privaten Konsums erklärt.

Bei diesen Ergebnissen ist zu beachten, dass die signifikante Beziehung zwischen EU-Konsumentenstimmungsindikator und privatem Konsum möglicherweise daraus resultiert, dass die beiden Variablen von denselben makroökonomischen Variablen abhängen, d.h. dass der EU-Konsumentenstimmungsindikator als Proxy für eine Kombination von makroökonomischen Indikatoren steht, die den Verlauf des priva-

¹⁹ Bei dieser wie bei allen folgenden Modellgleichungen sind jeweils die heteroskedastizitäts- und autokorrelationsrobusten Standardfehler nach Andrews (1991) angegeben. Diese Standardfehler werden verwendet, weil sich die Residuen als autokorreliert erwiesen haben.

Konsum- und Sparverhalten

ten Konsums ebenfalls erklären. Aus diesem Grund muss untersucht werden, ob der EU-Konsumentenstimmungsindikator noch einen signifikanten Beitrag zur Erklärung des Konsums leistet, wenn für diese makroökonomischen Variablen kontrolliert wird.²⁰

4.2.3 Determinanten des privaten Konsums

Um die Frage zu beantworten, in welchem Umfang der Zusammenhang zwischen privatem Konsum und Konsumentenstimmung auf ökonomische Variablen zurückgeführt werden kann, muss zuerst geklärt werden, welche makroökonomischen Variablen einen signifikanten Einfluss auf die Entwicklung des privaten Konsums ausüben.²¹ Dabei wird davon ausgegangen, dass der Konsum durch eine Linearkombinationen von makroökonomischen Variablen erklärt werden kann, die in Abschnitt 2.1 vorgestellt wurden. Zur Bestimmung der Variablen bzw. Kombinationen von Variablen, welche für den Konsum oder später auch den Stimmungsindikator einen signifikanten Erklärungsbeitrag leisten, wurden drei Verfahren herangezogen (vgl. Abschnitt 4.2.1).

Bei den Analysen zu den Einflussgrößen des privaten Konsums führten die Verfahren der Vorwärts-Selektion und der Rückwärts-Elimination sowohl mittels Akaike als auch mittels Bayesschem Informationskriterium sowie auch das Verfahren der stochastischen Modellselektion zu dem gleichen Modell, was nicht zwangsläufig ist. Dieses Modell ist in der ersten Spalte von Tabelle 2 angegeben („Modell 1“). In dieser Spalte sind für jede signifikante Variable ihr KQ-Schätzwert und ihre geschätzte Standardabweichung angegeben. Nach diesem Modell ist der private Konsum positiv mit dem Einkommen und dem DAX korreliert sowie negativ mit den Variablen Arbeitslosigkeit, Preisentwicklung und Produktion. Mit diesem Modell kann über 80% der Variabilität des Konsums erklärt werden, der Wert des korrigierten Bestimmtheitsmaßes liegt bei 0,82 (vgl. Tabelle 2, Modell 1, letzte Zeile).

²⁰ Zusätzlich zu den hier dargestellten Ergebnissen wurde der Zusammenhang zwischen dem privaten Konsum und dem Stimmungsindikator in einem einfachen VAR-Modell mit diesen beiden Variablen getestet. Bereits durch die Berücksichtigung der verzögerten Veränderungsrate des privaten Konsums wird die Hypothese, dass der Stimmungsindikator Granger-kausal für den privaten Konsum ist, auf den üblichen Signifikanzniveaus abgelehnt.

²¹ Um diese Frage zu klären, ist es nicht notwendig, eine gut spezifizierte Konsumfunktion zu schätzen. Daher wird dieser Ansatz im Rahmen dieses Gutachtens nicht angewendet.

RWI Projektbericht

Tabelle 2

Koinzidenzbeziehung des privaten Konsums mit ökonomischen Variablen

Abhängige Variable	(Modell 1)	(Modell 2)
Unabhängige Variable		
Konstante	0.0096 (0.0037)*	0.0019 (0.0041)
Verfügbares Einkommen (t)	0.9164 (0.0927)***	0.6957 (0.1089)**
Löhne (t)	-	-
Arbeitslosenquote (t)	-	0.0450 (0.1147)
Inflationsrate (t)	-0.0226 (0.0124).	-0.0227 (0.0206)
Wahrgenommene Inflation (t)	-0.8331 (0.1256)***	-
Aktienkurse (t)	0.0082 (0.0041).	-
Produktion (t)	-0.0428 (0.0102)***	-
Realzins (t)	-	-0.0069 (0.0058)
Trend	-0.0002 (0.00005)***	-0.0003 (0.0001)*
AIC	-644.67	-594.23
BIC	-629.78	-581.47
Korrigiertes R ²	0.8188	0.5855

*, **, und *** zeigen die Signifikanz auf dem 10,5, und 1%-Niveau.

Die Einkommensvariable weist den zu erwartenden positiven Einfluss auf den Konsum aus. Die DAX-Variable kann für verschiedene ökonomische Aspekte stehen, da die Aktienentwicklung einerseits mit den Finanzvermögen der privaten Haushalte zusammenhängt, aber auch Erwartungen über die künftige gesamtwirtschaftliche

Konsum- und Sparverhalten

Entwicklung und damit von Kursänderungen auf dem Aktienmarkt abbildet. Der DAX kann in diesem Sinne auch als Stimmungsindikator der Börse aufgefasst werden. Daher ist es nicht verwunderlich, dass bei steigendem DAX, d.h. bei steigenden Aktienkursen auch der Konsum zunimmt. Allerdings hat der DAX nur einen schwach signifikanten Einfluss.

Die Veränderung der Arbeitslosenquote gibt die aktuelle Entwicklung auf dem Arbeitsmarkt wider bzw. die Wahrscheinlichkeit, dass ein Arbeitnehmer seinen Arbeitsplatz verliert. Da dies mit Lohneinbußen verbunden ist, sinkt der Konsum bei steigender Arbeitslosigkeit, zum einen, weil die verfügbaren Einkommen belastet werden und zum anderen, weil die Sparquote aufgrund des Vorsichtssparens steigt. Der Einfluss dieser Variablen ist wie beim DAX nur schwach signifikant.

Auch die Preisentwicklung hat einen negativen Einfluss auf den privaten Konsum. Steigende Preise verringern das reale verfügbare Einkommen und damit den privaten Konsum. Daneben hat die Produktion einen signifikant negativen Einfluss auf den Konsum. Dies ist verwunderlich, da eigentlich davon ausgegangen werden kann, dass bei steigender Produktion die Arbeitslosigkeit abnimmt sowie das Einkommen steigt und den Konsum positiv beeinflusst.

Als interessantes Ergebnis dieser Analysen des Gleichlaufs von Konsum und anderen Variablen kann schließlich festgehalten werden, dass der EU-Konsumentenstimmungsindikator offenbar keinen signifikanten Einfluss auf den Konsum ausübt, wenn für die üblichen ökonomischen Variablen kontrolliert wird. Keines der Selektionsverfahren wählt ein Modell aus, in dem der Konsumentenstimmungsindikator als erklärende Variable enthalten ist.

Um den Zusammenhang zwischen privatem Konsum und den Konsumentenstimmungsindikatoren besser zu verstehen, wurde Modell 2 geschätzt, das den Konsum in Abhängigkeit von denjenigen ökonomischen Variablen betrachtet, welche die Konsumentenstimmung erklären (vgl. Abschnitt 4.2.4). Dieses Modell besitzt mit knapp 59% ein korrigiertes Bestimmtheitsmaß, das beträchtlich unter dem Wert von Modell 1 liegt. Nur die Einkommensvariable weist einen signifikanten Koeffizienten auf (vgl. Tabelle 2, Modell 2).

In Tabelle 3 sind die Resultate angegeben, die sich bei der Bayesschen Modellmittlung ergeben haben. Es zeigt sich, dass die fünf in Modell 1 signifikanten Variablen eine hohe, teilweise sogar hundertprozentige a-posteriori-Wahrscheinlichkeit aufweisen, dass ihre geschätzten Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschiedenen sind. Zusätzlich weist das Modell 1 mit 0,35 die höchste a-posteriori-Wahrscheinlichkeit der 14 Modelle aus, die aus der BMA-Analyse hervorgehen (vgl.

RWI Projektbericht

Tabelle 3, Spalte 3, letzte Zeile). Zum Vergleich sind die vier Modelle mit den nächst kleineren a-posteriori-Wahrscheinlichkeiten angegeben.

Tabelle 3

Koinzidenzbeziehung des Konsums mit ökonomischen Variablen mittels Bayesscher Modellmittlung

Abhängige Variable	$P(\beta \neq 0 D)$	βD ($s(\beta) D$)	(Modell 1)	(Modell 2)	(Modell 3)	(Modell 4)	(Modell 5)
Unabhängige Variable							
Konstante	100.0	0.0092 (0.0033)	0.0096	0.0077	0.0103	0.0061	0.0102
Verfügbares Einkommen (t)	100.0	0.9240 (0.0859)	0.9164	0.9541	0.9458	0.9805	0.8904
Bruttoanlageinvestitionen (t)	16.2	0.0041 (0.0127)	-	-	-	-	0.0179
Löhne (t)	11.7	-0.0078 (0.0297)	-	-	-0.0694	-	-
Arbeitslosenquote (t)	83.3	-0.0219 (0.0148)	-0.0226	-0.0364	-0.0327	-	-0.0215
Inflationsrate (t)	100.0	-0.8280 (0.1130)	-0.8331	-0.8363	-0.8673	-0.8160	-0.8233
Wahrgenommene Inflation (t)	5.7	-0.0014 (0.0107)	-	-	-	-	-
Aktienkurse (t)	92.9	0.0076 (0.0035)	0.0082	0.0086	0.0087	0.0090	0.0067
Produktion (t)	100.0	-0.0422 (0.0127)	-0.0428	-0.0393	-0.0409	-0.0403	-0.0459
Realzins (t)	7.6	0.0002 (0.0012)	-	-	-	-	-
Konsumentenstimmung (t)	16.6	-0.00002 (0.00008)	-	-0.0002	-	-	-
Trend	100.0	-0.0002 (0.00005)	-0.0002	-0.0002	-0.0002	-0.0001	-0.0002
R2			0.837	0.841	0.84	0.817	0.839
BIC			-0.8758	-0.8504	-0.8501	-0.8475	-0.8437
P(MIX)			0.353	0.099	0.097	0.085	0.071

Konsum- und Sparverhalten

Wie bei der Koinzidenzbeziehung muss auch zur Überprüfung der Vorlaufeigenschaft untersucht werden, ob der verzögerte EU-Konsumentenstimmungsindikator noch einen signifikanten Beitrag zur Erklärung des Konsums leistet, wenn für verzögerte makroökonomische Variablen kontrolliert wird. Bei diesen Untersuchungen werden die gleichen makroökonomischen Variablen herangezogen und die gleichen Verfahren verwendet wie bei der Analyse der Koinzidenzbeziehung.

Die Verfahren der Vorwärts-Selektion und der Rückwärts-Elimination mittels Akaike-Informationskriterium führten ebenso zum gleichen Modell wie das Verfahren der stochastischen Modellselektion. Dieses Modell ist in der ersten Spalte von Tabelle 4 dargestellt („Modell 1“). Bei diesem Verfahren resultiert neben den beiden verzögerten Variablen Arbeitslosigkeit und Inflationswahrnehmung auch die Variable Investitionen als exogene Größe. Im Gegensatz zu den beiden ersten Variablen ist diese allerdings nicht signifikant (vgl. Tabelle 4, Spalte 1, Zeile 3). Beim Verfahren der Vorwärts-Selektion und der Rückwärts-Elimination mittels Bayesschem Informationskriterium wird diese Variable denn auch nicht als relevante Einflussgröße berücksichtigt.

Insgesamt kann als Ergebnis dieser Analysen festgehalten werden, dass die beiden verzögerten Variablen Arbeitslosigkeit und Inflationswahrnehmung als Frühindikatoren den Verlauf des Konsums prognostizieren. Der verzögerte EU-Konsumentenstimmungsindikator leistet zur Erklärung des Konsums keinen signifikanten Beitrag mehr, wenn für verzögerte makroökonomische Variablen kontrolliert wird.

Mit diesem Modell können etwa 40% der Variabilität des Konsums erklärt werden (vgl. Tabelle 4, Spalten 1 und 2, letzte Zeile). Wie bei der Koinzidenzbeziehung sinkt der Konsum, wenn die Arbeitslosigkeit steigt. Dies ist einerseits durch die mit steigender Arbeitslosigkeit verbundenen Einbußen beim verfügbaren Einkommen erklärbar sowie andererseits mit der steigenden Arbeitsplatzunsicherheit und der damit verbundenen zurückhaltenden Konsumneigung.

Der interessantere Frühindikator ist die Inflationswahrnehmung. Sie erfasst anders als der Konsumentenpreisindex die subjektive Einschätzung der Inflation, wie sie sich dem durchschnittlichen Käufer bei seinen täglichen Einkäufen präsentiert. Die Inflationswahrnehmung stellt wie der EU-Konsumentenstimmungsindikator einen Stimmungsindikator dar, der sich auf einen speziellen Aspekt der Wirtschaftslage, nämlich die Preisveränderungen bezieht. Die Tatsache, dass der Index im Gegensatz zum Verbraucherpreisindex signifikant ist, bedeutet, dass die subjektive Inflationswahrnehmung der Konsumenten den Konsum negativ beeinflusst und nicht die tatsächliche Preissteigerung.

RWI Projektbericht

Tabelle 4

Frühindikatoren des Konsums sowie des EU-Konsumentenstimmungsindikators

Abhängige Variable	(Modell 1/ AIC)	(Modell 2/ BIC)	(Modell 3)	(Modell 4)
Unabhängige Variable				
Konstante	0.0230 (0.0025)***	0.0241 (0.0027)***	0.0250 (0.0034)***	-6.9323 (2.7303)*
Verfügbares Einkommen (t-1)	-	-	-	-
Bruttoanlageinvestitionen (t-1)	0.0471 (0.0321)	-	-	55.5266 (22.0760)*
Löhne (t-1)	-	-	-	153.6240 (66.3657)*
Arbeitslosenquote (t-1)	-0.0608 (0.0198)**	-0.0681 (0.0223)**	-	-27.9433 (16.0381).
Inflationsrate (t-1)	-	-	-	-
Wahrgenommene Inflation (t-1)	-0.1145 (0.0429)**	-0.1119 (0.0481)*	-0.0908 (0.0522).	-
Aktienkurse (t-1)	-	-	-	-
Produktion (t-1)	-	-	-	-
Realzins (t-1)	-	-	-	7.3636 (2.5053)**
Konsumentenstimmung (t-1)	-	-	5.246e-04 (1.8972e-04)**	-
Trend	-0.00038 (0.00008)***	-0.00041 (0.00008)***	-0.00027 (0.00008)***	-0.1566 (0.0584)**
AIC	-563.48	-562.19	-557.35	209.35
BIC	-552.84	-553.68	-548.84	222.11
Korrigiertes R2	0.411	0.389	0.339	0.665

*, **, und *** zeigen die Signifikanz auf dem 10, 5, und 1%-Niveau.

Bei der Untersuchung des Gleichlaufs wurde gezeigt, dass die Arbeitslosigkeit eine der wichtigsten Einflussgrößen des EU-Konsumentenstimmungsindikators ist. Aus diesem Grund könnte man anstelle der Arbeitslosigkeit auch den EU-Konsumentenstimmungsindikator als Frühindikator zur Prognose des Konsums verwenden. Eine Schätzung dieses Modells ist in der dritten Spalte von Tabelle 4 dargestellt („Modell 3“). Mit diesem Modell können allerdings nur etwa 34% der Variabilität des Konsums erklärt werden (vgl. Tabelle 4, Spalte 3, letzte Zeile); der Erklärungsgehalt dieses Modells ist also deutlich geringer als der des Modells 1 mit der Arbeitslosigkeit als exogener Größe.

Konsum- und Sparverhalten

Tabelle 5
Frühindikatoren des Konsums bei Bayesscher Modellmittlung

Abhängige Variable	$P(\beta \neq 0 D)$	βD ($s(\beta) D$)	(Modell 1)	(Modell 2)	(Modell 3)	(Modell 4)	(Modell 5)
Unabhängige Variable							
Konstante	100.0	0.0231 (0.0036)	0.0242	0.0230	0.0237	0.0237	0.0234
Verfügbares Einkommen (t-1)	4.7	0.0029 (0.0324)	-	-	-	-	-
Bruttoanlageinvestitionen (t-1)	34.3	0.0163 (0.0279)	-	0.0471	-	-	-
Löhne (t-1)	16.7	0.0269 (0.0750)	-	-	-	-	-
Arbeitslosenquote (t-1)	86.9	-0.0523 (0.0273)	-0.0681	-0.0608	-0.0526	-0.0653	-0.0666
Inflationsrate (t-1)	8.7	-0.0080 (0.0943)	-	-	-	-	-
Wahrgenommene Inflation (t-1)	71.6	-0.0795 (0.0645)	-0.1119	-0.1145	-	-0.1040	-0.1115
Aktienkurse (t-1)	6.6	0.00018 (0.00151)	-	-	-	-	0.0038
Produktion (t-1)	7.6	0.0014 (0.0086)	-	-	-	0.0202	-
Realzins (t-1)	5.6	0.00006 (0.00144)	-	-	-	-	-
Konsumentenstimmung (t-1)	7.8	0.00002 (0.00011)	-	-	-	-	-
Trend	100.0	-0.00040 (0.00009)	-0.00041	-0.00038	-0.00046	-0.00041	-0.00039
R2			0.420	0.450	0.358	0.428	0.427
BIC			-20.89	-20.07	-18.83	-17.63	-17.56
P(MIX)			0.193	0.128	0.069	0.038	0.036

In Tabelle 5 sind die Resultate zusammengefasst, die mit Hilfe der Bayesschen Modellmittlung erzielt wurden. Bei diesem Verfahren ergibt sich, dass (neben Konstante und Trend) gerade die beiden Variablen Arbeitslosigkeit und Inflationswahrnehmung die höchste a-posteriori-Wahrscheinlichkeit aufweisen, dass ihre geschätzten Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden sind. Das Modell 1 besitzt den niedrigsten BIC-Wert aller 30 in der Analyse verwendeten Modelle. Zusätzlich weist dieses Modell die höchste a-posteriori-Wahrscheinlichkeit dieser Modelle auf (vgl. Tabelle 5, Spalte 3, letzte und vorletzte Zeile). Diese Analysen bestätigen also, dass der verzögerte EU-Konsumentenstimmungsindikator keinen signifikanten Beitrag zur Erklärung des Konsums mehr leistet, wenn für verzögerte makroökonomische Variablen kontrolliert wird.

RWI Projektbericht

4.2.4 Ökonomische Einflussfaktoren der Konsumentenstimmung

Wie für den privaten Konsum wird im Folgenden auch für den EU-Konsumentenstimmungsindikator der Zusammenhang mit ökonomischen Variablen untersucht. Dadurch soll zum einen geklärt werden, ob alle für die Konsumentscheidungen relevanten ökonomischen Informationen von dem Konsumentenstimmungsindikator erfasst werden. Zum anderen ist von Interesse, ob der Stimmungsindikator entscheidungsrelevante Informationen enthält, die nicht im Zusammenhang mit den üblichen gesamtwirtschaftlichen Variablen stehen.

Die Verfahren der Vorwärts-Selektion und der Rückwärts-Elimination führten sowohl mittels Akaike- als auch mittels Bayesschem Informationskriterium ebenso zum gleichen Modell wie das Verfahren der stochastischen Modellselektion. Dieses Modell ist in der ersten Spalte von Tabelle 6 angegeben („Modell 1“). In dieser Spalte sind für jede signifikante Variable ihr KQ-Schätzwert und ihre geschätzte Standardabweichung ausgewiesen. Nach diesem Modell kann der EU-Konsumentenstimmungsindikator durch die Variablen Einkommen, Löhne und Realzins sowie die Arbeitslosenquote erklärt werden. Einkommen, Löhne und Realzins üben einen positiven Einfluss aus, Arbeitslosigkeit einen negativen. Die Einkommensvariable ist bei Verwendung heteroskedastizitäts- und autokorrelationsrobuster Standardfehler allerdings nicht signifikant. Mit diesem Modell kann fast 80% der Variabilität des EU-Konsumentenstimmungsindikators erklärt werden, der Wert des korrigierten Bestimmtheitsmaßes liegt knapp über 0,79 (vgl. Tabelle 6, Modell 1, letzte Zeile).

Es war zu erwarten, dass sich die Stimmung der Konsumenten bei steigenden Löhnen verbessert, da das aktuelle Konsumniveau gesichert oder sogar erhöht werden kann. Weshalb Änderungen des Realzinses einen positiven Einfluss auf die Stimmung der Konsumenten besitzen, kann nicht eindeutig geklärt werden. Sicher ist, dass der Realzins von der allgemeinen wirtschaftlichen Entwicklung – über die Preise und die Geldpolitik der Notenbank – abhängt und so die Konsumentenstimmung beeinflussen kann. Es ist plausibel, dass sich die Arbeitslosigkeit auf die Stimmung der Konsumenten negativ auswirkt. Verschlechtert sich die Situation auf dem Arbeitsmarkt, so sinkt die Stimmung der Konsumenten.

Wie bei der Analyse des privaten Konsums wurde auch der Stimmungsindikator mittels derjenigen ökonomischen Variablen erklärt, welche den Konsum beeinflussen. In diesem Fall verändert sich die Anpassungsgüte nur geringfügig (vgl. Tabelle 6, Modell 2). Einkommen, Arbeitslosigkeit und Produktion leisten einen signifikanten Beitrag zur Erklärung des EU-Konsumentenstimmungsindikators. Gerade weil diese Variablen sowohl den Konsum als auch den Stimmungsindikator beschreiben, ist es nicht verwunderlich, dass in Gleichung (17) ein signifikanter Zusammenhang zwischen Konsum und EU-Konsumentenstimmungsindikator festge-

Konsum- und Sparverhalten

stellt wurde. Darüber hinaus ist der Anteil der Variabilität des Stimmungsindicators, der durch die Variablen erklärt wird, die den Konsum erfassen, sehr hoch. Deshalb übt der EU-Konsumentenstimmungsindikator auf den Konsum keinen signifikanten Einfluss mehr aus, wenn für genau diese ökonomischen Variablen kontrolliert wird.

Tabelle 6

Koinzidenzbeziehung von Stimmungsindikator mit ökonomischen Variablen

	(Modell 1)	(Modell 2)
<i>Konstante</i>	-9.3690 (2.8576)**	-10.7890 (3.4330)**
<i>Verfügbares Einkommen (t)</i>	125.9490 (80.1240)	209.6683 (100.5137)*
<i>Bruttoanlageinvestitionen (t)</i>	-	-
<i>Löhne (t)</i>	116.6454 (59.026349)	-
<i>Arbeitslosenquote (t)</i>	-49.7069 (15.1030)**	-77.2081 (10.9600)***
<i>Inflationsrate (t)</i>	-	-18.1046 (78.3248)
<i>Aktienkurse (t)</i>	-	2.1397 (3.5421)
<i>Produktion (t)</i>	-	19.5622 (7.3660)*
<i>Realzins (t)</i>	7.0005 (2.4727)**	-
<i>Trend</i>	-0.1358 (0.0452)**	-0.1273 (0.0530)*
AIC	182.82	196.46
BIC	195.58	211.35
Korrigiertes R ²	0.7934	0.7462

*, **, und *** zeigen die Signifikanz auf dem 10, 5, und 1%-Niveau.

RWI Projektbericht

Tabelle 7

Koinzidenzbeziehung des Stimmungsindikators mit ökonomischen Variablen mittels Bayesscher Modellmittlung

Abhängige Variable	P($\beta \neq 0$ D)	β D (s(β) D)	(Modell 1)	(Modell 2)	(Modell 3)	(Modell 4)	(Modell 5)
Unabhängige Variable							
Konstante	100.0	-7.8271 (2.5317)	-9.3690	-5.9613	-8.5331	-5.5782	-9.0357
Verfügbares Einkommen (t)	57.5	74.5059 (79.4793)	125.9490	-	160.1727	-	118.7760
Bruttoanlageinvestitionen (t)	7.8	0.4966 (4.1995)	-	-	-	-	-
Löhne (t)	91.5	115.5186 (56.6162)	116.6454	137.1349	-	141.3899	119.3587
Arbeitslosenquote (t)	100.0	-51.0712 (11.4513)	-49.7069	-49.7814	-66.4605	-47.6306	-48.9294
Inflationsrate (t)	7.2	0.6258 (25.1075)	-	-	-	-	-
Wahrgenommene Inflation (t)	7.0	0.2054 (5.5354)	-	-	-	-	-
Aktienkurse (t)	9.1	-0.1447 (0.8624)	-	-	-	-2.2408	-0.8143
Produktion (t)		0.1363 (2.9662)	-	-	-	-	-
Realzins (t)		7.4867 (2.2288)	7.0005	8.0489	7.3422	9.1180	7.4487
Trend	100.0	-0.1483 (0.0384)	-0.1358	-0.1621	-0.1443	-0.1701	-0.1402
P(MIX)			0.306	0.230	0.068	0.050	0.041
BIC			-82.44	-81.87	-79.44	-78.80	-78.44
R2			0.810	0.795	0.787	0.799	0.811

In Tabelle 7 sind die Resultate angegeben, die sich bei der Bayesschen Modellmittlung ergeben haben. Dieses Verfahren bestätigt die bisherigen Resultate. Es

Konsum- und Sparverhalten

zeigt sich, dass die vier in Modell 1 signifikanten Variablen eine hohe, teilweise sogar hundertprozentige a-posteriori-Wahrscheinlichkeit aufweisen, dass ihre geschätzten Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden sind. Zusätzlich weist das Modell 1 mit 0,31 die höchste a-posteriori-Wahrscheinlichkeit der 14 Modelle aus, die aus der BMA-Analyse hervorgehen (vgl. Tabelle 7, Spalte 3, letzte Zeile). Auch das reduzierte Modell 4, das sich ergibt, wenn man die nicht signifikante Einkommens-Variable aus dem Modell 1 entfernt, besitzt mit 0,23 eine hohe a-posteriori-Wahrscheinlichkeit (vgl. Tabelle 7, Modell 2, letzte Zeile).

Wie für den Konsum, so wurde auch für den EU-Konsumentenstimmungsindikator untersucht, durch welche Frühindikatoren er prognostiziert werden kann. Auch bei diesen Analysen führten die Verfahren der Vorwärts-Selektion und der Rückwärts-Elimination sowohl mittels Akaike- als auch mittels Bayesschem Informationskriterium ebenso zum gleichen Modell wie das Verfahren der stochastischen Modellselektion. Dieses Modell ist in der vierten Spalte von Tabelle 4 angegeben („Modell 4“). Nach diesem Modell können für den EU-Konsumentenstimmungsindikator als Frühindikatoren die gleichen Variablen verwendet werden wie bei der Koinzidenzbeziehung, nämlich die Variablen Löhne, Arbeitslosigkeit und Realzins. Der Einfluss der Arbeitslosigkeit ist dabei negativ. Zusätzlich hat hier die verzögerte Variable Investitionen einen positiven Einfluss. Wird mehr investiert, so wird einerseits die Arbeitslosenquote sinken und andererseits kann davon ausgegangen werden, dass Einkommen und Löhne steigen, was wiederum die Stimmung der Konsumenten positiv beeinflusst.

Auch die Ergebnisse der Bayesschen Modellmittlung in Tabelle 8 zeigen, dass gerade die vier genannten Variablen eine sehr hohe, teilweise sogar hundertprozentige a-posteriori-Wahrscheinlichkeit aufweisen, und dass ihre geschätzten Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden sind. Modell 4 (in Tabelle 4) weist die höchste a-posteriori-Wahrscheinlichkeit der 22 in der Analyse betrachteten Modelle aus (vgl. „Modell 1“ in Tabelle 8). Interessant ist, dass die Variabilität des Stimmungsindikators durch Modell 4 zu 66% erklärt werden kann, während die Variabilität des Konsums mittels der gefundenen Modelle nur zu etwa 40% erklärt wird.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass der EU-Konsumentenstimmungsindikator den Verlauf des Konsums nur in geringem Umfang erklären kann. Der verzögerte EU-Konsumentenstimmungsindikator leistet sogar keinen signifikanten Beitrag mehr zur Erklärung des Konsums, wenn für verzögerte makroökonomische Variablen kontrolliert wird. Überdies hat sich gezeigt, dass der EU-Konsumentenstimmungsindikator sehr gut durch ökonomische Variablen wie Arbeitslosigkeit, Löhne, Realzins und Investitionen beschrieben werden kann, die auch

RWI Projektbericht

den Verlauf des Konsums erklären. Nur weil der EU-Konsumentenstimmungsindikator die Entwicklung ökonomischer Variablen abbildet, welche auch mit dem Konsum korrelieren, könnte dieser als Frühindikator dieser Variablen verwendet werden. Seine Erklärungskraft ist aber niedriger als jene der ökonomischen Variablen, die er abbildet.

Tabelle 8

Frühindikatoren des EU-Konsumentenstimmungsindikators bei Bayesscher Modellmittlung

Abhängige Variable	P($\beta \neq 0 \mid D$)	$\beta \mid D$ (s($\beta \mid D$))	(Modell 1)	(Modell 2)	(Modell 3)	(Modell 4)	(Modell 5)
Konstante	100.0	-8.0549 (2.4897)	-6.9323	-8.7460	-8.0867	-8.1006	-4.3995
Verfügbares Einkommen (t-1)	8.4	4.3047 (27.0817)	-	-	-	44.8181	-
Bruttoanlageinvestitionen (t-1)	100.0	61.0692 (19.2194)	55.5266	55.4769	73.7365	54.0245	54.1533
Löhne (t-1)	95.4	176.5638 (74.1085)	153.6239	229.9746	169.9139	146.2175	-
Arbeitslosenquote (t-1)	66.4	-21.7362 (19.6264)	-27.9433	-	-36.3144	-27.9211	-50.9361
Inflationsrate (t-1)	7.0	1.5635 (30.5681)	-	-	-	-	-
Wahrgenommene Inflation (t-1)	7.3	-0.4547 (7.3431)	-	-	-	-	-
Aktienkurse (t-1)	7.6	0.0560 (0.9804)	-	-	-	-	-
Produktion (t-1)	6.7	-0.7313 (4.8476)	-	-	-	-	-
Realzins (t-1)	72.2	5.9507 (4.7704)	7.3636	9.4671	-	7.1203	8.5963
Trend	95.5	-0.1350 (0.0564)	-0.1566	-0.1173	-0.1456	-0.1480	-0.1807
P(MIX)			0.693	0.667	0.666	0.695	0.650
BIC			-51.4691	-50.6659	-50.4372	-47.7328	-47.6480
R ²			0.230	0.154	0.137	0.035	0.034

4.2.5 Privater Konsum und Einzelsalden der EU-Konsumentenbefragung

Der EU-Konsumentenstimmungsindikator wird auf Basis von lediglich vier der zwölf Fragen der EU-Konsumentenbefragung berechnet (siehe Anhang A). Dies sind diejenigen Fragen, welche nach der Einschätzung der Befragten bezüglich ihrer persönlichen oder der allgemeinen künftigen ökonomischen Situation fragen. Dabei

Konsum- und Sparverhalten

bleibt ungeklärt, ob nicht andere Fragen der EU-Konsumentenumfrage die Stimmung der Konsumenten besser abbilden. Jonsson und Lindén (2009) haben etwa gezeigt, dass andere Kombinationen von Fragen aus der EU-Konsumentenumfrage den Verlauf des Konsums in einzelnen Ländern, wie z.B. in Deutschland, besser erklären. Im Folgenden wird deshalb untersucht, welche Kombination der zwölf gestellten Fragen der Konsumentenumfrage den Verlauf des Konsumwachstums der Bundesrepublik Deutschland bestmöglich erklärt und prognostiziert. Auch für diese alternativen Indikatoren ist zu klären, inwieweit sie für den Konsum einen Erklärungs- und Prognosebeitrag leisten, wenn für die gleichen Variablen kontrolliert wird wie in den Abschnitten 4.2.3 und 4.2.4.

Zur Bestimmung von Saldo-Statistiken des EU-Consumer Survey, die den Verlauf des Konsums erklären, wurden ebenfalls die in Abschnitt 4.2.1 dargestellten Verfahren angewendet. Im Gegensatz zu den dort vorgenommenen Analysen erhält man hier bei den Verfahren der Vorwärts-Selektion und der Rückwärts-Elimination mittels Akaike- und mittels Bayesschem Informationskriterium verschiedene Modelle. Das Verfahren der stochastischen Modellselektion führte zum selben Modell wie die Rückwärts-Elimination mittels Akaike-Informationskriterium.

Eine Übersicht über die Modelle, die aus diesen Analysen resultierten, findet man in Tabelle 9. Die Analysen ergaben, dass nur sieben der zwölf Saldo-Statistiken signifikante Beiträge zur Erklärung des Konsumverhaltens leisten. Dies sind die Saldo-Statistiken Q1, Q2, Q4, Q7, Q8, Q9 und Q12. Die Einzelfragen Q1 und Q2 beziehen sich auf die Entwicklung der Einkommenssituation des Befragten in den vergangenen 12 Monaten bzw. auf die in den kommenden 12 Monaten erwartete Einkommenssituation. In Abschnitt 4.2.3 wurde gezeigt, dass gerade das Einkommen eine der wichtigsten ökonomischen Einflussgrößen ist, die positiv auf Konsum und EU-Konsumentenstimmungsindikatoren wirken. Es ist deshalb nicht weiter erstaunlich, dass gerade diese beiden Saldo-Statistiken einen positiven Einfluss auf den Konsum ausüben.

Die Frage Q4 bezieht sich auf die erwartete allgemeine ökonomische Entwicklung in den künftigen 12 Monaten. Wie zu erwarten, beeinflusst eine positive Erwartung den Konsum positiv. Durch die Frage Q7 werden Veränderungen abgedeckt, die in den künftigen 12 Monaten auf dem Arbeitsmarkt erwartet werden. Gemäß den Modellen 1 und 2, die in Tabelle 4 beschrieben wurden, wirkt die verzögerte Arbeitslosenquote negativ auf den Konsumverlauf. Dementsprechend übt die erwartete Veränderung auf dem Arbeitsmarkt einen negativen Einfluss auf den Konsum aus. Die Einzelfragen Q8 und Q9 beziehen sich auf Zeitpunkt bzw. Planung von bedeutenden Anschaffungen. Es ist zu erwarten, dass der Konsum von bedeutenden Anschaffungen in hohem Masse positiv beeinflusst wird. Die letzte wichtige Saldo-

RWI Projektbericht

Statistik betrifft die Frage 12, welche danach fragt, ob die Haushalte im Moment sparen oder entsparen, d.h. ob die aktuellen Einnahmen die Ausgaben übersteigen oder nicht. Sind die Einnahmen gerade höher als die Ausgaben, so besteht die Möglichkeit, den Konsum auszuweiten. Dementsprechend ergab sich – allerdings nur bei einem der genannten Modelle (vgl. Tabelle 9, Modell 2) – zwischen der Saldo-Statistik der Einzelfrage Q12 und dem Konsum ein positiver Zusammenhang.

Tabelle 9

Koinzidenzbeziehung des Konsums mit Balance Statistiken

Abhängige Variable	(Modell 1/ AIC vorwärts)	(Modell 2/ AIC rückwärts)	(Modell 3/ BIC vorwärts)	(Modell 4/ BIC rückwärts)
<i>Konstante</i>	0.0451 (0.0061)***	0.0676 (0.0176)***	0.0580 (0.0090)***	0.0277 (0.0028)***
<i>Q1_t</i>	-	-0.0011 (0.0005)*	-	-
<i>Q2_t</i>	0.0008 (0.0003)*	0.0031 (0.0009)**	-	0.0010 (0.0003)***
<i>Q3_t</i>	-	-	-	-
<i>Q4_t</i>	-	-0.00093 (0.00039)*	-	-
<i>Q5_t</i>	-0.00011 (0.00008)	-	-	-
<i>Q6_t</i>	-	-	-	-
<i>Q7_t</i>	-	-0.00049 (0.00024)*	-	-
<i>Q8_t</i>	-	0.00029 (0.00017).	-	0.00031 (0.00010)***
<i>Q9_t</i>	0.0008 (0.0003)**	0.00095 (0.00069)	0.00149 (0.00328)***	-
<i>Q10_t</i>	-	-	-	-
<i>Q11_t</i>	-	-	-	-
<i>Q12_t</i>	-	0.00075 (0.00036)*	-	-
<i>Trend</i>	-0.00022 (0.00006)***	-0.00100 (0.00034)**	-0.00023 (0.00006)***	-0.00034 (0.00006)***
AIC	-580.89	-582.28	-578.58	-581.22
BIC	-570.3	-563.1	-572.2	-572.7
Korrigiertes R ²	0.4784	0.5179	0.4421	0.4733

Konsum- und Sparverhalten

Tabelle 10

Koinzidenzbeziehung des Konsums mit Balance Statistiken mittels Bayesscher Modellmittlung

Abhängige Variable	$P(\beta \neq 0 D)$	βD $s(\beta D)$	(Modell 1)	(Modell 2)	(Modell 3)	(Modell 4)	(Modell 5)
<i>Konstante</i>	100.0	0.0446 (0.0174)	0.0277	0.0580	0.0490	0.0507	0.0466
$Q1_t$	1.7	-0.00001 (0.00013)	-	-	-	-	-
$Q2_t$	46.5	0.00046 (0.00057)	0.00104	-	0.00076	-	-
$Q3_t$	4.3	0.00007 (0.00004)	-	-	-	-	-
$Q4_t$	2.4	-0.000004 (0.000030)	-	-	-	-	-
$Q5_t$	29.7	-0.000051 (0.000096)	-	-	-	-	-0.00015
$Q6_t$	20.0	-0.000043 (0.000106)	-	-	-	-	-
$Q7_t$	2.6	-0.000005 (0.000034)	-	-	-	-	-
$Q8_t$	25.9	0.000080 (0.000153)	0.00031	-	-	-	-
$Q9_t$	65.5	0.00085 (0.00074)	-	0.0015	0.0010	0.0015	0.0012
$Q10_t$	4.1	0.000004 (0.000089)	-	-	-	-	-
$Q11_t$	10.7	0.000059 (0.000202)	-	-	-	-	-
$Q12_t$	26.0	-0.000057 (0.000118)	-	-	-	-0.00024	-0.00021
<i>Trend</i>	72.5	-0.00020 (0.00015)	-0.00034	-0.00023	-0.00026	-	-
R^2			0.499	0.460	0.494	0.455	0.490
BIC			-30.49	-30.00	-29.86	-29.39	-29.32
P(MIX)			0.111	0.086	0.081	0.064	0.061

RWI Projektbericht

Die Ergebnisse der Bayesschen Modellmittlung zeigen ein ähnliches Resultat (vgl. Tabelle 10). Die Saldo-Statistiken der Einzelfragen Q9 und Q2 weisen die höchste a-posteriori-Wahrscheinlichkeit aus, dass ihre geschätzten Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden sind. Aber auch die Saldo-Statistiken zu den Einzelfragen Q5, Q6, Q8 und Q12 weisen noch eine beachtliche a-posteriori-Wahrscheinlichkeit aus. Die Modelle, die die höchsten a-posteriori-Wahrscheinlichkeiten der 32 in der Analyse betrachteten Modelle ausweisen, sind identisch mit den Modellen, die sich bei der Vorwärts-Selektion und der Rückwärts-Elimination mittels Bayesschem Informationskriterium ergeben haben.

Oben wurde darauf hingewiesen, dass die Zusammensetzung des EU-Konsumentenstimmungsindikators grundsätzlich in Frage gestellt werden könnte. Tatsächlich zeigen die hier dargestellten Ergebnisse, dass von den Einzelfragen Q2, Q4, Q7 und Q11, aus denen sich dieser Indikator zusammensetzt, nur Q2 für die Erklärung des Konsums wesentlich ist. Die Salden zu Q4 und Q7 erweisen sich nur bei einem Verfahren als signifikant. Bei der Bayesschen Modellmittlung scheinen sie bei den am besten angepassten Modellen nicht auf. Ein Stimmungsindikator, der nur aus den Einzelfragen Q2 und Q9 oder Q2 und Q8 bestünde, wäre nach diesen Analysen ein besserer Koinzidenzindikator als derjenige der EU.

Wie in Abschnitt 4.2.2 soll auch hier untersucht werden, ob der signifikante Beitrag der Saldo-Statistiken zur Erklärung des Konsums erhalten bleibt, wenn für ökonomische Variablen kontrolliert wird. Dazu werden die gleichen ökonomischen Variablen und Verfahren verwendet wie oben. Bei den Verfahren der Vorwärts-Selektion und der Rückwärts-Elimination mittels Akaike- und mittels Bayesschem Informationskriterium ergaben sich verschiedene Modelle. Das Verfahren der stochastischen Modellselektion führte erneut zum selben Modell wie die Rückwärts-Elimination mittels Akaike-Informationskriterium. Die vier Modelle zur Erklärung des Konsums, die sich bei diesen Analysen ergaben, sind in Tabelle 11 beschrieben („Modelle 1 bis 4“).

Konsum- und Sparverhalten

Tabelle 11

Koinzidenzbeziehung des Konsums mit ökonomischer Variablen und Balance

Statistiken

Abhängige Variable	(Modell 1/ AIC vorwärts)	(Modell 2/ AIC rückwärts)	(Modell 3/ BIC vorwärts)	(Modell 4/ BIC rückwärts)
Unabhängige Variable				
<i>Konstante</i>	0.02017 (0.00906)*	0.04166 (0.00777)***	0.00597 (0.00198)**	0.04469 (0.00813)***
<i>Verfügbares Einkommen (t)</i>	0.91453 (0.06578)***	0.84453 (0.07120)***	0.89298 (0.07283)***	0.85814 (0.07304)***
<i>Bruttoanlageinvestitionen (t)</i>	-	0.03289 (0.01214)**	-	-
<i>Löhne (t)</i>	-	-	-	-
<i>Arbeitslosenquote (t)</i>	-0.02165 (0.00838)*	-	-0.01398 (0.00731).	-
<i>Inflationsrate (t)</i>	-0.56238 (0.13452)***	-0.66778 (0.10075)***	-0.42254 (0.10574)***	-0.67941 (0.09662)***
<i>Wahrgenommene Inflation (t)</i>	-	-	-	-
<i>Aktienkurse (t)</i>	-	-	-	-
<i>Produktion (t)</i>	-0.02407 (0.01072)*	-0.01891 (0.01090)	-0.02913 (0.01052)**	-
<i>Realzins (t)</i>	-	-	-	-
<i>Q1t</i>	-	-	-	-
<i>Q2t</i>	-	-	-	-
<i>Q3t</i>	-	0.00027 (0.00005)***	-	0.00025 (0.00005)***
<i>Q4t</i>	-	-0.00043 (0.00007)***	-	-0.00043 (0.00006)***
<i>Q5t</i>	-0.00020 (0.00006)**	-	-0.00027 (0.00004)***	-
<i>Q6t</i>	-	-0.00029 (0.00006)***	-	-0.00026 (0.00005)***
<i>Q7t</i>	-	-	-	-
<i>Q8t</i>	-	-	-	-
<i>Q9t</i>	-	0.00088 (0.00023)***	-	0.00105 (0.00024)***
<i>Q10t</i>	-0.00032 (1.9418e-04)	-	-	-
<i>Q11t</i>	-	-	-	-
<i>Q12t</i>	-1.3107e-04 (3.6171e-05)***	-	-0.00010 (0.00003)**	-
<i>Trend</i>	-	-0.00024 (0.00003)***	-	-0.00022 (0.00003)***
AIC	-662.79	-666.48	-660.90	-664.53
BIC	-645.78	-645.21	-646.01	-647.51
Korrigiertes R2	0.8666	0.8776	0.8606	0.8703

*, **, und *** zeigen die Signifikanz auf dem 10, 5, und 1%-Niveau.

RWI Projektbericht

Wie bei der Koinzidenzbeziehung des Konsums mit den hier betrachteten ökonomischen Variablen (vgl. Tabelle 2, Modell 1) haben die Größen Einkommen, Arbeitslosigkeit, Preisveränderung und Produktion einen signifikanten Einfluss auf den Konsum, und zwar mit den gleichen Vorzeichen wie dort. Bei der Rückwärts-Elimination mittels Akaike-Informationskriterium erwies sich zusätzlich die Variable Investition als signifikant, sie leistet nach diesem Modell einen positiven Erklärungsbeitrag zum Konsumverhalten.

Von den Saldo-Statistiken erweisen sich nur die Fragen Q3, Q4, Q5, Q6, Q9 und Q12 relevant. Die Einzelfragen Q4, Q9 und Q12 wurden schon oben bei der Koinzidenzbeziehung zwischen dem Konsum und den Einzelfragen beschrieben. Die Einzelfrage Q3 bezieht sich darauf, wie die Befragten die Veränderung der ökonomischen Situation der vergangenen 12 Monate einschätzen. Das positive Vorzeichen bei dieser Einzelfrage weist darauf hin, dass eine bessere Einschätzung der Vergangenheit den Konsum positiv beeinflusst.

Die Fragen Q5 und Q6 beziehen sich auf die wahrgenommene bzw. auf die erwartete Preisentwicklung. Erwartungsgemäß haben die Saldo-Statistiken zu den Fragen Q5 und Q6 das gleiche Vorzeichen wie der Verbraucherpreisindex. Da bei den geschätzten Modellen entweder die Saldo-Statistik zur Einzelfrage Q5 oder die zur Frage Q6 – jedoch nie beide gemeinsam – von Bedeutung sind, stellt sich die Frage, ob nicht beide Balance Statistiken das gleiche, nämlich die erwartete Preisveränderung abbilden. Oben konnte gezeigt werden, dass die wahrgenommene Inflation, erfasst durch den Index der wahrgenommenen Inflation IWI, als Frühindikator den Konsum prognostizieren kann. Beeinflusst nun die Inflationswahrnehmung die durch die Saldo-Statistik Q6 erfasste erwartete Preisveränderung, so können die beiden Größen in einem gewissen prognostischen Sinn als gleichwertig betrachtet werden. Dies würde erklären, weshalb auch die Einzelfrage Q5, welche genauso wie der IWI die wahrgenommene Preisveränderung erfasst, in dieser Koinzidenzbeziehung eine signifikante Bedeutung besitzt: Sie kann als Proxy für die erwartete Preisveränderung interpretiert werden.

Konsum- und Sparverhalten

Tabelle 12

Koinzidenzbeziehung des Konsums mit ökonomischen Variablen und Balance Statistiken mittels Bayesscher Modellmittlung

Abhängige Variable	$P(\beta \neq 0 D)$	βD $s(\beta) D$	(Modell 1)	(Modell 2)	(Modell 3)	(Modell 4)	(Modell 5)
Konstante	100.0	0.02383 (0.01607)	0.01008	0.04469	0.01979	0.02738	0.04223
Verfügbares Einkommen (t)	100.0	0.8929 (0.07188)	0.8884	0.8581	0.8787	0.8990	0.9107
Bruttoanlageinvestitionen (t)	8.1	0.00226 (0.00890)	-	-	-	-	-
Löhne (t)	2.1	-0.00104 (0.01022)	-	-	-	-	-
Arbeitslosenquote (t)	42.0	-0.00998 (0.01441)	-0.01981	-	-	-	-
Inflationsrate (t)	100.0	-0.5819 (0.1728)	-0.4971	-0.6794	-0.5326	-0.5911	-0.8760
Wahrgenommene Inflation (t)	0.0	0.0000 (0.0000)	-	-	-	-	-
Aktienkurse (t)	0.0	0.0000 (0.0000)	-	-	-	-	-
Produktion (t)	71.5	-0.02072 (0.01625)	-0.03229	-	-0.02697	-0.02653	-0.02879
Realzins (t)	6.5	0.00032 (0.00147)	-	-	-	-	0.00655
Q1t	6.4	-0.00001 (0.00014)	-	-	-	-	-
Q2t	0.0	0.0000 (0.0000)	-	-	-	-	-
Q3t	25.8	0.00005 (0.00011)	-	0.00025	-	-	-
Q4t	28.6	-0.00010 (0.00018)	-	-0.00043	-	-	-
Q5t	66.5	-0.00015 (0.00012)	-0.00023	-	-0.00018	-0.00022	-
Q6t	25.4	-0.00006 (0.00012)	-	-0.00026	-	-	-
Q7t	1.4	-0.000001 (0.000010)	-	-	-	-	-
Q8t	7.3	-0.00001 (0.00006)	-	-	-	-0.00018	-
Q9t	44.1	0.00034 (0.00045)	-	0.00105	0.00044	0.00082	-
Q10t	21.6	-0.00013 (0.00028)	-	-	-	-	-0.00088
Q11t	14.0	0.00009 (0.00023)	-	-	-	-	0.00070
Q12t	13.9	-0.00001 (0.00004)	-	-	-	-	-
Trend	61.9	-0.00010 (0.00010)	-0.00013	-0.00022	-0.00008	-	-
R2			0.879	0.885	0.875	0.875	0.875
BIC			-106.3	-105.3	-104.2	-104.1	-104.1
P(MIX)			0.098	0.061	0.034	0.033	0.032

RWI Projektbericht

Die Resultate der Bayesschen Modellmittlung sind in Tabelle 12 zusammengefasst. Insgesamt wurden hier 50 verschiedene Modelle betrachtet. In der Tabelle sind die 5 Modelle angegeben, welche darunter die höchste a posteriori-Wahrscheinlichkeiten besitzen. Dabei zeigt sich ein ähnliches Bild wie bei der bisherigen Analyse, d.h. die gleichen ökonomischen Variablen wie oben haben eine hohe, zum Teil sogar hundertprozentige a-posteriori-Wahrscheinlichkeit und ihre geschätzten Regressionskoeffizienten sind signifikant von Null verschieden. Interessant ist, dass mehrheitlich die gleichen ökonomischen Variablen von Bedeutung sind, die Wahl der Balance Statistiken allerdings von Modell zu Modell stark variiert. Dies bedeutet, dass verschiedene Kombinationen von Saldo-Statistiken für die Erklärung des Konsumverhaltens auch dann eine Rolle spielen, wenn für die üblichen ökonomischen Variablen kontrolliert wird.

In Tabelle 13 sind die Resultate der Analyse einzelner wichtiger Saldo-Statistiken – Q4, Q6, Q9 und Q12 – in Abhängigkeit von den hier betrachteten ökonomischen Variablen dargestellt. Interessant ist festzustellen, dass sich diese Saldo-Statistiken in hohem Maß durch ökonomische Variablen erklären lassen. Dies trifft auch auf die restlichen, hier nicht betrachteten Saldo-Statistiken zu. Dieses Resultat verdeutlicht, dass die Saldo-Statistiken der Einzelfragen ebenso wie der EU-Konsumentsstimmungsindikator hauptsächlich faktische ökonomische Entwicklungen abbilden.

Bei der Analyse der Saldo-Statistik der Einzelfrage Q6 („Inflationserwartung“) mit dem Verfahren der stochastischen Modellselektion ergab sich ein Modell, das neben Realzins und Produktion die beiden Preisvariablen Verbraucherpreisindex und Index der wahrgenommenen Inflation („IWI“) eingehen. Interessanterweise hängt die Saldo-Statistik Q6 signifikant von der Inflationswahrnehmung ab, während der Verbraucherpreisindex nicht signifikant ist. Dadurch wird die oben angeführte These bekräftigt, dass die erwartete Preisentwicklung von der wahrgenommenen abhängt.

Konsum- und Sparverhalten

Tabelle 13

Koinzidenzbeziehung einzelner Balance Statistiken mit ökonomischen Variablen

Abhängige Variable	Q4t	Q6t	Q9t	Q12t
Unabhängige Variable	(Modell 1/ eigenes Verfahren)	(Modell 2/ eigenes Verfahren)	(Modell 3/ eigenes Verfahren)	(Modell 4/ eigenes Verfahren)
<i>Konstante</i>	-11.2731 (5.6466).	44.7256 (6.1396)***	-26.6985 (1.0828)***	-34.9982 (3.4289)***
<i>Verfügbares Einkommen (t)</i>	285.5184 (158.3134)	-	-	-
<i>Bruttoanlageinvestitionen (t)</i>	52.1536 (23.1620)*	-	-	46.5619 (20.3321)*
<i>Löhne (t)</i>	110.5743 (107.3632)	-	-	-223.1164 (60.5240)***
<i>Arbeitslosenquote (t)</i>	-76.1001 (29.5474)*	-	-16.4469 (4.9722)**	-28.4476 (15.0958).
<i>Inflationsrate (t)</i>	-	-373.0776 (330.8412)	-	468.3122 (173.1732)**
<i>Wahrgenommene Inflation (t)</i>	-	224.7621 (66.8658)**	-	-55.2941 (40.5634)
<i>Aktienkurse (t)</i>	-	-	4.8494 (1.3241)***	14.7559 (3.2651)***
<i>Produktion (t)</i>	-	-44.5055 (16.0217)**	-18.2421 (6.5093)**	28.5166 (15.4784).
<i>Realzins (t)</i>	6.7664 (4.8202)	19.0415 (5.0206)***	2.6454 (1.5483).	-14.4037 (3.7304)***
<i>Privater Konsum (t)</i>	-228.7508 (117.6440)	-	121.6738 (32.2104)***	-
<i>Trend</i>	-0.2705 (0.1104)*	-0.4749 (0.0684)***	-0.0559 (0.0249)*	0.9745 (0.0503)***
AIC	250.58	252.19	118.96	221.73
BIC	267.5977	264.9518	133.8485	243.0016
Korrigiertes R2	0.713	0.619	0.628	0.896

Zum Abschluss soll untersucht werden, inwieweit die Saldo-Statistiken des EU-Konsumentensurveys als Frühindikatoren des Konsumverlaufs geeignet sind. Zur Analyse dieser Frage wurden die gleichen Verfahren angewendet wie in den vorangegangenen Abschnitten. Vorwärts-Selektion mittels Akaike- und Bayesschen Informationskriterium führten zum selben Modell, während bei beiden Rückwärts-Eliminationsverfahren und dem stochastischen Modellselektionsverfahren unter-

RWI Projektbericht

schiedliche Modelle produziert wurden. Das Verfahren der stochastischen Modellselektion lieferte das Modell mit dem kleinsten Akaike-Informationskriterium. Die Resultate der Analysen sind in den Tabellen 14 und 15 aufgeführt.

Tabelle 14

Balance Statistiken als Frühindikatoren des Konsums

Abhängige Variable	(Modell 1/ AIC und BIC vorwärts)	(Modell 2/ AIC rückwärts)	(Modell 3/ BIC rückwärts)	(Modell 4/ eigenes Verfahren)
Unabhängige Variable				
<i>Konstante</i>	0.07847 (0.01525)***	0.05890 (0.01264)***	0.07377 (0.01494)***	0.08308 (0.01753)***
<i>Q1t-1</i>	-	-0.00086 (0.00059)	-	-
<i>Q2t-1</i>	-	-	-	-
<i>Q3t-1</i>	-	0.00027 (0.00017)	-	0.00016 (0.00012)
<i>Q4t-1</i>	-	-	-	-
<i>Q5t-1</i>	-	-0.00023 (0.00011)*	-	-
<i>Q6t-1</i>	-0.00034 (0.00016)*	0.00035 (0.00017)*	-0.00041 (0.00016)*	-0.00048 (0.00017)**
<i>Q7t-1</i>	-	-	-	-
<i>Q8t-1</i>	-	-	-	-
<i>Q9t-1</i>	0.00185 (0.00043)***	0.00130 (0.00042)**	0.00192 (0.00042)***	0.00135 (0.00047)**
<i>Q10t-1</i>	-	-	-	-0.00041 (0.00026)
<i>Q11t-1</i>	-	-	-	-
<i>Q12t-1</i>	-	-0.00027 (0.00008)**	-0.00031 (0.00007)***	-0.00038 (0.00007)
<i>Trend</i>	-0.00029 (0.00006)***	-	-	-
AIC	-566.34	-566.47	-566.33	566.59
BIC	-557.83	-551.58	-557.82	-553.82
Korrigiertes R2	0.4296	0.4555	0.4295	0.4486

Konsum- und Sparverhalten

Tabelle 15

Balance Statistiken als Frühindikatoren des Konsums mittels Bayesscher Modellmittlung

Abhängige Variable	$P(\beta \neq 0 D)$	βD ($s(\beta) D$)	(Modell 1)	(Modell 2)	(Modell 3)	(Modell 4)	(Modell 5)
Unabhängige Variable							
<i>Konstante</i>	100.0	0.06418 (0.02359)	0.07847	0.07377	0.05300	0.07427	0.02175
<i>Q1t-1</i>	0.0	0.0000 (0.0000)	-	-	-	-	-
<i>Q2t-1</i>	9.7	0.00004 (0.00028)	-	-	-	-	-
<i>Q3t-1</i>	23.7	0.00004 (0.00008)	-	-	-	0.00012	0.00015
<i>Q4t-1</i>	7.0	0.00001 (0.00006)	-	-	-	-	-
<i>Q5t-1</i>	22.6	-0.00005 (0.00010)	-	-	-	-	-0.00025
<i>Q6t-1</i>	71.3	-0.00028 (0.00023)	-0.00034	-0.00041	-	-0.00039	-
<i>Q7t-1</i>	6.4	-0.00008 (0.000038)	-	-	-	-	-
<i>Q8t-1</i>	2.2	0.000006 (0.000051)	-	-	-	-	-
<i>Q9t-1</i>	84.0	0.00139 (0.00078)	0.00185	0.00192	0.00130	0.00149	-
<i>Q10t-1</i>	10.4	-0.00003 (0.00014)	-	-	-	-	-
<i>Q11t-1</i>	4.7	-0.00002 (0.00012)	-	-	-	-	-
<i>Q12t-1</i>	54.8	-0.00016 (0.00017)	-	-0.00031	-	-	-0.00025
<i>Trend</i>	49.7	-0.00014 (0.00016)	-0.00029	-	-0.00025	-0.00034	-
R2			0.458	0.458	0.403	0.475	0.433
BIC			-25.04	-25.03	-23.21	-22.86	-22.23
P(MIX)			0.139	0.138	0.056	0.047	0.034

Bei den vier resultierenden Modellen weisen die verzögerten Saldo-Statistiken der Einzelfragen Q5, Q6, Q9 und Q12 einen signifikanten Einfluss auf den Verlauf des Konsums aus, d.h. diese Saldo-Statistiken sind geeignet, als Frühindikatoren den Verlauf des Konsums zu prognostizieren. Die verzögerten Saldo-Statistiken der Fragen Q1, Q3 und Q10 treten in mindestens einem der spezifizierten Modelle auf, liefern aber keinen signifikanten Erklärungsbeitrag. Bei der Wahl der verzögerten Saldo-Statistiken ist interessant, dass sich vor allem die verzögerten Saldo-

RWI Projektbericht

Statistiken zu den beiden Fragen 6 und 9, die sich auf die Einschätzung künftiger ökonomischer Entwicklungen beziehen, als Frühindikatoren zur Prognose des Konsums eignen. Dies bedeutet, dass die Inflationserwartungen ebenso wie die Kaufpläne der Vorperiode einen hohen Einfluss auf die aktuellen Handlungen der Individuen haben.

Die Resultate der Bayesschen Modellmittelung bestärken dieses Resultat. Gerade bei den verzögerten Saldo-Statistiken zu Q6 und zu Q9 sind die a-posteriori Wahrscheinlichkeiten, dass die geschätzten Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden sind, besonders hoch. Bei der Saldo-Statistik zur Einzelfrage Q12 ist diese a-posteriori Wahrscheinlichkeit hoch und bei denen zu den Einzelfragen Q5 und Q3 noch über 20%. Aus den 34 bei der Bayesschen Modellmittelung analysierten Modellen hat das Modell mit den verzögerten Saldo-Statistiken zu den Einzelfragen Q6 und Q9 die höchste a-posteriori Wahrscheinlichkeit. Die Inflationserwartungen wirken negativ auf den Konsum, die geplanten bedeutenden Anschaffungen positiv. Knapp hinter diesem Modell landet das Modell mit den verzögerten Saldo-Statistiken zu den Einzelfragen Q6, Q9 und Q12. Die Sparneigung wirkt negativ auf den Konsum.

Im letzten Abschnitt wurde darauf hingewiesen, dass die Saldo-Statistiken der Einzelfragen durch ökonomische Variablen erklärt werden können. Aus diesem Grund muss untersucht werden, ob die verzögerten Saldo-Statistiken noch einen signifikanten Beitrag zur Prognose des Konsums leisten, wenn für diese ökonomischen Variablen kontrolliert wird. Die Resultate dieser Analyse mit Hilfe der gleichen fünf stufenweisen Methoden wie bisher sind in Tabelle 16 zusammengefasst. Vorwärts-Selektion führt bei Verwendung des Akaike-Informationskriteriums zum gleichen Modell wie bei Verwendung des Bayesschen Informationskriteriums. Den kleinsten Wert des Akaike-Informationskriteriums weist das Modell aus, das mit Hilfe des stochastischen Modellselektionsverfahrens spezifiziert wurde.

Konsum- und Sparverhalten

Tabelle 16

Ökonomische Variablen und Balance Statistiken als Frühindikatoren des Konsums

Abhängige Variable	(Modell 1/ AIC und BIC vorwärts)	(Modell 2/ AIC rückwärts)	(Modell 3/ BIC rückwärts)	(Modell 4/ eigenes Verfahren)
Unabhängige Variable				
Konstante	0.07428 (0.01366)***	0.07116 (0.01979)***	0.09657 (0.02156)***	0.07894 (0.01521)***
Verfügbares Einkommen (t-1)	-	-	-	-
Bruttoanlageinvestitionen (t-1)	-	-	-	0.06330 (0.03033)*
Löhne (t-1)	-	0.19041 (0.12632)	0.25341 (0.09205)**	-
Arbeitslosenquote (t-1)	-0.03836 (0.01840)*	-0.04783 (0.02759)	-	-0.04581 (0.01992)*
Inflationsrate (t-1)	-	0.51914 (0.21382)*	-	-
Wahrgenommene Inflation (t-1)	-	-	-	-
Aktienkurse (t-1)	-	-	-	-
Produktion (t-1)	-	-	-	-
Realzins (t-1)	-	-	-	-
Q1t-1	-	-0.00083 (0.00055)	-	-
Q2t-1	-	-	-	-
Q3t-1	-	-	-	-
Q4t-1	-	-	-	-
Q5t-1	-	-0.00034 (0.00011)**	-	-
Q6t-1	-0.00041 (0.00016)*	-0.00055 (0.00020)***	-0.00058 (0.00019)**	-0.00054 (0.00015)***
Q7t-1	-	-	-	-
Q8t-1	-	-	-	-
Q9t-1	0.00149 (0.00040)***	0.00189 (0.00054)***	0.00246 (0.00056)***	0.00110 (0.00037)**
Q10t-1	-	-	-	-0.00053 (0.00023)*
Q11t-1	-	-0.00084 (0.00052)	-0.00123 (0.00055)*	-
Q12t-1	-	-0.00052 (0.00014)***	-0.00058 (0.00013)***	-0.00051 (0.00007)***
Trend	-0.00042 (0.00008)***	-	-	-
AIC	-568.89	-570.33	-570.71	-572.10
BIC	-558.25	-549.06	-557.94	-557.21
Korrigiertes R2	0.4611	0.5095	0.4846	0.5034

*, **, und *** zeigen die Signifikanz auf dem 10, 5, und 1%-Niveau.

RWI Projektbericht

Wie in der Analyse in Abschnitt 4.2.3 weisen die verzögerten Variablen Investitionen, Arbeitslosigkeit und Löhne je nach Modellwahl einen signifikanten Prognosebeitrag aus. Zusätzlich hat die Variable Preisentwicklung bei der Modellwahl mittels Rückwärts-Elimination bei Verwendung des Akaike-Informationskriteriums einen signifikanten Einfluss auf den Konsum. Die bisherigen Frühindikatoren Inflationswahrnehmung und Realzins sind unter der Berücksichtigung der verzögerten Balance Statistiken nicht mehr signifikant. Je nach Verfahren haben die verzögerten Saldo-Statistiken Q5, Q6, Q9 und Q12 weiterhin einen signifikanten Einfluss auf das Konsumverhalten, die verzögerten Saldo-Statistiken Q10 und Q11, welche die aktuelle und die geplante Sparneigung erfassen, kommen jetzt noch dazu.

Die Analyse mittels Bayesscher Modellmittlung unterstützt diese Resultate. Hohe Wahrscheinlichkeiten, dass die geschätzten Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden sind, finden sich bei den verzögerten ökonomischen Variablen Investitionen, Arbeitslosigkeit und Löhne. Weiter weisen Inflationswahrnehmung („IWI“) und Produktion eine a-posteriori Wahrscheinlichkeit, dass ihre geschätzten Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden sind, von mehr als 10% auf. Bei den verzögerten Saldo-Statistiken besitzen gerade die Einzelfragen Q6, Q9 und Q12 hohe a-posteriori Wahrscheinlichkeiten, dass die geschätzten Regressionskoeffizienten signifikant von Null verschieden sind. Die Einzelfragen Q10 und Q11 weisen noch merkliche a-posteriori Wahrscheinlichkeiten auf. Das Modell mit der höchsten a-posteriori Wahrscheinlichkeit der 54 in der Analyse betrachteten Modelle beinhaltet die verzögerte ökonomische Variable Investitionen und die verzögerten Saldo-Statistiken zu den Einzelfragen Q6, Q9 und Q12.

Interessant ist weiter, dass die Anpassungsgüte der hierbei gefundenen Modelle durchweg höher ist als bei Verwendung des aggregierten Stimmungsindikators (vgl. Tabelle 4). Dies bedeutet, dass der Konsum mit den verzögerten Saldo-Statistiken tendenziell besser prognostiziert werden kann als nur mit verzögerten ökonomischen Variablen.

Die Analysen dieses Kapitels zeigen, dass die Saldo-Statistiken der Einzelfragen des EU Konsumentensurveys den Konsumverlauf besser erklären oder prognostizieren können als der EU-Konsumentenstimmungsindikator. Auch wurde deutlich, dass vor allem die Saldo-Statistiken der Einzelfragen Q6 und Q9 für den Konsum von Bedeutung sind. Q6 bezieht sich auf die erwartete Preisentwicklung der Befragten und Q9 auf die geplanten bedeutenden Anschaffungen. Diese beiden Einzelfragen eignen sich besser für die Erklärung oder die Prognose des Konsumverlaufs als die Einzelfragen Q2, Q4, Q7 und Q11, welche dem Stimmungsindikator zugrunde liegen. Weiter konnte gezeigt werden, dass die Saldo-Statistik zur Einzelfrage Q6 von der wahrgenommenen Inflation, erfasst mit Hilfe des Indexes der wahrgenom-

Konsum- und Sparverhalten

menen Inflation, abhängt. Dies bedeutet, dass die erwartete Preisentwicklung nicht von der amtlich gemessenen, sondern eher von der Inflationswahrnehmung der Konsumenten geleitet wird.

Tabelle 17

Ökonomische Variablen und Balance Statistiken als Frühindikatoren des Konsums mittels Bayesscher Modellmittlung

Abhängige Variable	$P(\beta \neq 0 D)$	βD $(s(\beta) D)$	(Modell 1)	(Modell 2)	(Modell 3)	(Modell 4)	(Modell 5)
Konstante	100.0	0.07005 (0.02326)	0.06629	0.07428	0.07252	0.09657	0.07847
Verfügbares Einkommen (t-1)	0.0	0.0000 (0.0000)	-	-	-	-	-
Bruttoanlageinvestitionen (t-1)	30.7	0.01984 (0.03505)	0.06140	-	-	-	-
Löhne (t-1)	30.4	0.06331 (0.1128)	-	-	0.1500	0.2534	-
Arbeitslosenquote (t-1)	32.5	-0.01359 (0.02321)	-	-0.03836	-	-	-
Inflationsrate (t-1)	0.6	-0.00163 (0.02625)	-	-	-	-	-
Wahrgenommene Inflation (t-1)	13.2	-0.01318 (0.03847)	-	-	-	-	-
Aktienkurse (t-1)	0.9	-0.00008 (0.00095)	-	-	-	-	-
Produktion (t-1)	11.8	0.00393 (0.01316)	-	-	-	-	-
Realzins (t-1)	0.0	0.0000 (0.0000)	-	-	-	-	-
Q1t-1	1.5	0.00001 (0.00012)	-	-	-	-	-
Q2t-1	0.4	0.000004 (0.000074)	-	-	-	-	-
Q3t-1	6.4	0.00001 (0.00006)	-	-	-	-	-
Q4t-1	3.2	-0.000005 (0.000065)	-	-	-	-	-
Q5t-1	6.9	-0.00002 (0.00006)	-	-	-	-	-
Q6t-1	80.6	-0.00037 (0.00023)	-0.00046	-0.00041	-0.00038	-0.00058	-0.00034
Q7t-1	3.4	0.000007 (0.000047)	-	-	-	-	-
Q8t-1	1.0	-0.000003 (0.000033)	-	-	-	-	-
Q9t-1	91.5	0.00149 (0.00070)	0.00162	0.00149	0.00159	0.00246	0.00185
Q10t-1	19.4	-0.00011 (0.00025)	-	-	-	-	-

RWI Projektbericht

noch Tabelle 17

Abhängige Variable	$P(\beta \neq 0 D)$	β	$D(s(\beta) D)$	(Modell 1)	(Modell 2)	(Modell 3)	(Modell 4)	(Modell 5)
<i>Q11t-1</i>	16.1	-0.00017 (0.00043)	-	-	-	-	-0.00123	-
<i>Q12t-1</i>	61.8	-0.00027 (0.00024)	-0.00037	-	-	-	-0.00058	-
<i>Trend</i>	37.3	-0.00012 (0.00017)	-	-0.00042	-0.00035	-	-	-0.00029
R2			0.499	0.497	0.496	0.528	0.458	
BIC			-25.74	-25.48	-25.41	-25.19	-25.04	
P(MIX)			0.063	0.055	0.053	0.048	0.044	

4.2.6 Ergebnisse der empirischen Untersuchung der Stimmungsindikatoren

Der EU-Konsumentenstimmungsindikator kann den Verlauf des privaten Konsums in Deutschland nur schwach erklären oder prognostizieren. Wie das Konsumverhalten kann auch der Verlauf des EU-Konsumentenstimmungsindikators mit Hilfe üblicher ökonomischer Variablen erfasst werden. Deshalb lassen sich aus dem EU-Konsumentenstimmungsindikator keine zusätzlichen Informationen zur Erklärung oder Prognose des Konsums gewinnen.

Dieses Resultat ist in Anbetracht der Resultate aus Abschnitt 4.2.5 nicht verwunderlich. Der Konsumverlauf kann durch die Saldo-Statistiken zu anderen Einzelfragen der Konsumentenumfrage besser erklärt oder prognostiziert werden als durch diejenigen, welche dem EU-Konsumentenstimmungsindikator zugrunde liegen. So konnte etwa gezeigt werden, dass die Saldo-Statistiken zu den Einzelfragen Q6 und Q9, die nicht im EU-Konsumentenstimmungsindikator enthalten sind, den Verlauf des Konsums in hohem Maße erklären oder prognostizieren. Diese beiden Einzelfragen beziehen sich auf erwartete ökonomische Ereignisse, nämlich die erwartete Preisentwicklung und geplante größere Anschaffungen.

Abschließend kann festgehalten werden, dass vor allem die Erwartungen der Konsumenten bezüglich der Inflation und bezüglich der geplanten Käufe von bedeutenderen Anschaffungen das Konsumverhalten beeinflussen. Eine Verbesserung des Konsumentenstimmungsindex könnte also durch die Berücksichtigung dieser Fragen erreicht werden. Dieses Ergebnis deckt sich mit den Resultaten von Jonsson und Lindén (2009), deren optimierter Konsumentenstimmungsindikator ebenfalls diese beiden Fragen beinhaltet.

5. Ein neuer Indikator zur Prognose des Privaten Konsums

5.1. Motivation eines neuen Konsumindikators

Aufgrund der vergleichsweise geringen Prognosekraft des umfragebasierten Konsumindikators der EU-Kommission für Deutschland wird in diesem Abschnitt ein neuer Frühindikator für den privaten Konsum dargestellt, der auf Daten zu Internet-suchanfragen basiert, die von Google Trends bereitgestellt werden. Die Verwendung von Internet-Daten für die Konstruktion eines Indikators für die Entwicklung des privaten Konsums bietet eine interessante Alternative zu den Umfragedaten, da sie kostenlos wöchentlich zur Verfügung stehen.

Ein Zusammenhang zwischen den Suchanfragen und dem privaten Konsum kann vermutet werden, weil das Internet in den vergangenen Jahren zunehmend von privaten Haushalten genutzt wird. Es ist daher zu erwarten, dass das Internet inzwischen in allen Phasen des Entscheidungsprozesses der Konsumenten, zumindest bei der Anschaffung größerer Konsumgüter, einwirkt (Butler, Peppard, 1998). Im Folgenden wird die Bedeutung des Internet für die Konsumenten anhand der einzelnen Phasen der Kaufentscheidung²² (Anregungs-, Such-, Auswahl- und Umsetzungsphase) dargestellt.

In der Anregungsphase dürfte die Bedeutung des Internet noch relativ gering sein. Dennoch werden in der Literatur u.a. die Möglichkeiten des Direktmarketings, z.B. durch die Erstellung von Käuferprofilen, herausgehoben (Constantinides, 2004). Darüber hinaus dürften durch das zunehmende Angebot an wirtschaftlichen und politischen Nachrichten deren anregende Wirkungen zumindest schneller die Konsumenten erreichen. Diese Verbreitung von Nachrichten im Internet und vermeintliche Reaktionen der Konsumenten sollen am Beispiel der Abwrackprämie illustriert werden.

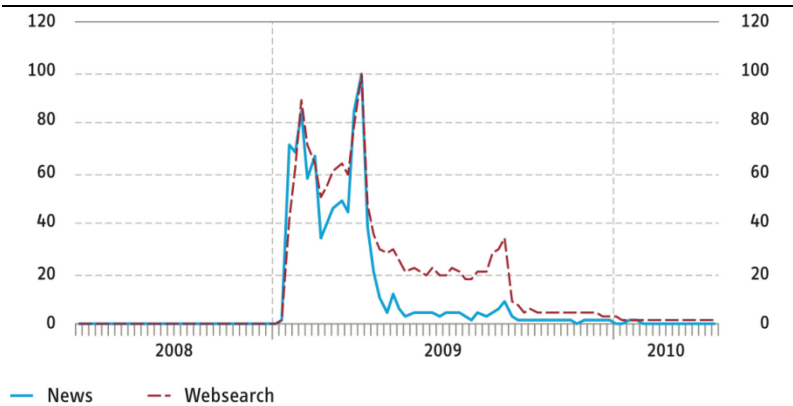
Einerseits stellt Google News Informationen darüber bereit, wie oft bestimmte Schlagwörter, z.B. der Begriff Abwrackprämie, in Online-Nachrichtenmeldungen vorkommt. Andererseits findet man bei Google unter der Kategorie Web Search Informationen darüber, wie oft bestimmte Suchbegriffe in die Suchmaschine von Google eingegeben wurden. Beide Indikatoren sind in Abbildung 8 dargestellt. Es wird deutlich, dass die Nennung des Begriffs in den Internetmedien und die Suche nach diesem Begriff fast gleichzeitig beginnen. Während der Begriff in den Internetmedien Anfang April 2009 deutlich seltener auftaucht, sinken die Suchanfragen seitdem erst langsam wieder.

²² Vgl. Abschnitt 1: Einleitung.

RWI Projektbericht

Abbildung 8

Berichte über die Abwrackprämie in Internetmedien und Suchanfragen danach in Google



Quelle: Google. Web Search: Suchanfragen im Internet für den Begriff Abwrackprämie, News: Nennung des Begriffs Abwrackprämie in den Beiträgen von Google News. Suchanfragen in der jeweiligen Woche relativ zu den Anfragen in der ersten Woche des Jahres 2008.

Wie bereits oben dargestellt, dürfte der zusätzliche Effekt des Internet auf die Kaufentscheidungen gering sein. Viele Nachrichten werden durch die übrigen Massenmedien nur wenig langsamer verbreitet. Dennoch ist nicht auszuschließen, dass durch die extrem geringen Kosten der Informationsbereitstellung durch das Internet auch zusätzliche Informationen verbreitet werden. In diesem Zusammenhang wird zum einen auf ein Überangebot an Informationen hingewiesen. Zum anderen zeigt sich, dass viele Konsumenten bei Käufen im Internet noch relativ zurückhaltend sind, so dass der Informationsanbieter zunächst eine Reputation aufbauen muss.

Derzeit dürfte das Internet die größte Bedeutung in der Such- und Auswahlphase des Entscheidungsprozesses haben. So hat das Statistische Bundesamt auf Basis der Erhebung „Informations- und Kommunikationstechnologie in privaten Haushalten“ (Destatis, 2009) ermittelt, dass der Anteil derjenigen, die das Internet zur Informationssuche über Waren und Dienstleistungen genutzt haben, im Jahr 2009 86% betrug. Dieser Wert steigt stetig an. 2006 hatte er noch bei 83% gelegen. Shaver (2007) verweist auf eine Umfrage von Pew Internet and American Life Projects, wonach in den USA für knapp die Hälfte der Befragten, die in den vergangenen zwei Jahren eine größere Anschaffung getätigt haben, das Internet für diese Kaufentscheidungen eine entscheidende Rolle gespielt haben. Internetsuchmaschinen

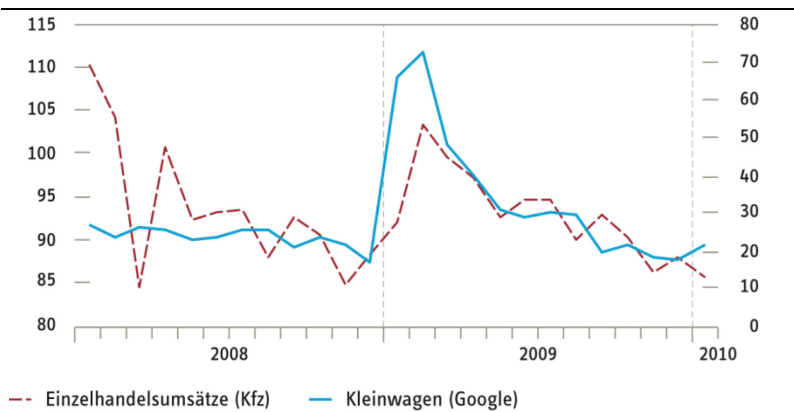
Konsum- und Sparverhalten

nehmen bei all diesen Aktivitäten eine wichtige Rolle ein. Dies gilt insbesondere für die Suchmaschine Google, die nach Angaben des Webstatistikanbieters Webhits in Deutschland mit rund 93% Marktanteil eine fast monopolistische Stellung unter den Suchmaschinen einnimmt.²³

Die Möglichkeit, dass es einen Zusammenhang zwischen Suchanfragen im Internet und dem Kaufverhalten der Haushalte gibt, lässt sich ebenfalls anhand der Abwrackprämie illustrieren. In Abbildung 9 sind die Suchanfragen für den Begriff Kleinwagen und die Einzelhandelsumsätze im Kfz-Bereich dargestellt. Ein Vergleich mit Abbildung 8 zeigt, dass gleichzeitig mit der Berichterstattung über die Abwrackprämie die Suchanfragen nach dem Begriff Kleinwagen zunehmen. Mit einer zeitlichen Verzögerung steigen dann die realen Einzelhandelsumsätze für den Kfz-Bereich an.

Abbildung 9

Google-Suchanfragen nach Kleinwagen und Einzelhandelsumsätze (Kfz)



Quelle: Destatis und Google. Einzelhandelsumsätze: Einzelhandelsumsätze im Bereich Kfz-Handel, Instandhaltung und Reparatur von Kfz, in jeweiligen Preisen, 2005=100. Google Trends: Suchanfragen im Internet für den Begriff Kleinwagen, Suchanfragen in der jeweiligen Woche relativ zu den Anfragen in der ersten Woche des Jahres 2004.

Das Internet wird aber auch zunehmend für die Umsetzungsphase, also den Kauf von Gütern und Dienstleistungen relevant. Aus der Erhebung des Statistischen Bundesamtes (Destatis 2009) geht zusätzlich hervor, dass 56% aller Personen und 75% aller Internetnutzer im ersten Quartal 2009 Waren und Dienstleistungen über

²³ <http://news.worldsites-schweiz.ch/marktanteil-suchmaschinen-in-deutschland-google-bei-93.htm>

RWI Projektbericht

das Internet gekauft haben. Zudem gaben 40% aller Personen und 55% aller Internetnutzer an, auch innerhalb der letzten drei Monate Waren oder Dienstleistungen im Internet gekauft zu haben, was auf eine häufige Online-Kauf­tätigkeit hindeutet. Produkte, die die befragten Internetnutzer in den letzten 12 Monaten besonders häufig online erworben hatten, waren Kleidung und Sportartikel (55%), private Gebrauchsgüter (48%), Filme und Musik (37%), Eintrittskarten für Veranstaltungen (37%), Bahn-, Flug- und Bustickets für Urlaubsreisen, Mietwagen (36%) sowie Elektronikartikel (35%) und Computersoftware (34%). Am geringsten war die Internet-Kaufhäufigkeit hingegen bei Lebensmitteln (14%) und Finanzdienstleistungen (12%).

Während makroökonomische Variablen wie Einkommen, Vermögen und Zinsen, gewissermaßen die Kauffähigkeit der Verbraucher reflektieren, zielen umfragebasierte Konsumentenstimmungsindikatoren darauf ab, den Kaufwillen abzubilden (Wilcox 2007). Nach den obigen Überlegungen dürften die Google Trends Daten zu Internetsuchanfragen die Such- und Auswahlphase des Prozesses der Kaufentscheidung gut dokumentieren und daher in einer engeren Beziehung zum tatsächlichen Kaufverhalten stehen als die umfragebasierten Indikatoren. Zum Teil dürfte ein auf Google-Daten basierender Indikator aber auch schon die Umsetzungsphase reflektieren, etwa dann, wenn Produkte gezielt gegoogelt und unmittelbar online erworben werden.

5.2. Konstruktion des Google-Indikators

In diesem Abschnitt wird die Konstruktion eines auf Google Trends-Daten basierenden monatlichen Konsum-Indikators dargestellt. Dazu werden von der Google Trends Applikation *Insights for Search* bereitgestellte Daten zur relativen Suchhäufigkeit verschiedener konsumrelevanter Suchkategorien genutzt. Solche Daten sind in jüngster Zeit bereits in einigen Studien für Prognosezwecke verwendet worden. So verwenden Choi und Varian (2009a und 2009b) Kategorien von Google *Insights for Search* zur Prognose von Einzelhandelsumsätzen, Kfz-Absatzzahlen, Immobilienverkäufen, Urlaubs- und Reisebuchungen sowie Erstanträge für Arbeitslosenhilfe in den USA. Ginsberg et al. (2009) verwenden eine große Anzahl von Suchbegriffen, um das Ausmaß der Grippeverbreitung in den USA zu prognostizieren. Askitas und Zimmermann (2009) setzten einzelne Suchanfragen zur Prognose der Arbeitslosenquote in Deutschland ein. Suhoy (2009) nutzte Google Trends Daten zur Prognose u.a. der Industrieproduktion und der Einzelhandelsumsätze in Israel. In Schmidt/Vosen (2009) wurde gezeigt, dass sich die Google-Daten auch für die Prognose des privaten Konsums in den USA verwenden lassen.

Die wichtigste Einschränkung bei der Nutzung von Google-Daten ergibt sich derzeit aus der Kürze des Zeitraums, für den diese Daten zur Verfügung stehen. Die

Konsum- und Sparverhalten

Angaben liegen erst ab 2004 vor, was die analytischen Möglichkeiten beschränkt. Zum einen ist aufgrund der Kürze des Beobachtungszeitraums noch keine Saisonbereinigung möglich, weshalb die folgenden Rechnungen mit unbereinigten Daten durchgeführt und stattdessen Veränderungen gegenüber dem Vorjahr betrachtet werden. Dies stellt zwar eine grobe Form der Saisonbereinigung dar, verkürzt aber den Beobachtungszeitraum um ein Jahr. Zum anderen sollte aufgrund der geringen Zahl von Beobachtungen vorzugsweise mit Monatsdaten gerechnet werden. Angaben zum Konsum stehen allerdings für Deutschland – im Gegensatz zu den USA (Schmidt/Vosen 2009) – nur vierteljährlich zur Verfügung und müssen disaggregiert werden. Schließlich ist selbst bei Verwendung von Monatsdaten eine sparsame Parametrisierung der Modelle erforderlich, da die Zahl der Freiheitsgrade bei der Schätzung nicht allzu hoch ist.

Dies vorausgeschickt sind bei der Bestimmung eines Konsumindikators verschiedene Strategien denkbar. Eine könnte darin bestehen, ähnlich wie bei dem Konsumentenstimmungsindex der EU, verschiedene Informationen aus den Google-Daten herauszufiltern, diese zu einem Index zusammenzufassen, und anschließend den Zusammenhang dieses Index mit der Konsumnachfrage zu überprüfen. Gegen ein solches Vorgehen spricht allerdings, wie auch die Auswertung der Einzelkomponenten des Konsumentenstimmungsindex oben zeigte, dass eine solche Aggregation stets mit einem Informationsverlust verbunden ist. Zudem dürfte – angesichts der Kürze des zur Verfügung stehenden Untersuchungszeitraums – das Schema, nach dem Einzelinformationen zusammengefasst werden, noch sehr instabil sein. Eine alternative Vorgehensweise ist – ähnlich wie bei Schmidt/Vosen (2009) für die USA –, die aus den Google-Daten gewonnenen Faktoren direkt in eine Prognosegleichung für die Konsumausgaben zu integrieren und die mit ihrer Hilfe abgeleitete Prognose der Veränderungsrate des Konsums als Konsumindikator zu verwenden.

Wir folgen hier diesem zweiten Weg. Der von uns vorgeschlagene Konsumindikator wird also berechnet, indem mittels verdichteter Informationen der Google-Daten der reale Konsum im Sinne der VGR monatlich prognostiziert wird. Dazu sind mehrere Analyseschritte erforderlich.

Da das Statistische Bundesamt Daten zum privaten Konsum nur auf Quartalsbasis veröffentlicht, müssen diese Daten zunächst mit Hilfe eines monatlichen Referenzindikators unter Verwendung der von Fernández (1981) vorgeschlagenen Methode zu Monatsdaten disaggregiert werden.²⁴ Zwar liegen keine monatlichen Indikatoren

²⁴ Dabei handelt es sich um eine Variante des statistischen Verfahrens von Chow und Lin (1971), welches die Autokorrelation in den monatlichen Schätzwerten korrigiert, in dem der monatliche Fehlerterm als Random-Walk Prozess modelliert wird.

RWI Projektbericht

vor, die die Entwicklung des privaten Konsums insgesamt im Zeitverlauf adäquat nachzeichnen. Allerdings sind für Teilbereiche Daten verfügbar, die hilfreich sind für die Modellierung einer monatlichen Saisonfigur. Hierfür wurden verschiedene auf Monatsbasis erhältliche Branchenindizes zu einer neuen Referenzreihe aggregiert. Neben den Einzelhandelsumsätzen, die bereits etwa 30-40% des Konsums ausmachen und einen erheblichen Einfluss auf die Saisonalität des gesamten Konsums haben, gibt es monatliche Daten zum Umsatz im Kfz-Handel und im Gastgewerbe. Unter der Annahme, dass die Wohnungsmieten (sowohl tatsächliche als auch kalkulatorische Mieten inkl. Reparatur- und Instandhaltungskosten sowie Wasserversorgung) keinen saisonalen Schwankungen unterliegen und sich die Veränderungen daher gleichmäßig auf den Jahresverlauf verteilen, lässt sich mit den entsprechenden Anteilsgewichten im Sinne der VGR (Verwendungszwecke) ein monatlicher Index konstruieren, der die saisonalen Schwankungen von rund 70% des privaten Konsums widerspiegeln dürfte.²⁵

Im nächsten Analyseschritt gilt es, die Google-Daten zu verdichten. Die Google Trends Applikation *Insights for Search* stellt Indizes für das relative Volumen von Suchanfragen zur Verfügung. Diese werden von Google bereits mit Hilfe eines automatischen Sprachverarbeitungssystems in insgesamt 605 Kategorien und Unterkategorien klassifiziert.²⁶ Dabei kann es sein, dass einzelne Wörter mehreren Kategorien zugeordnet werden. Beispielsweise wird das Wort „Apple“ zu 50% in die Kategorie Computer, zu 30% in die Kategorie Lebensmittel und zu 20% in die Kategorie Musik eingeordnet. Es ist außerdem zu beachten, dass nicht alle Suchanfragen klassifiziert werden. Vielmehr wird bei jeder Anfrage an Google *Insights for Search* eine Zufallsstichprobe an Begriffen gezogen. Dem entsprechend können die ausgewiesenen Indexreihen für einen identischen Suchbegriff von Abfrage zu Abfrage Schwankungen unterliegen (siehe auch Abschnitt 5.5 zu den damit verbundenen Problemen). Zudem reflektieren die einzelnen Zeitreihen nicht absolute, sondern relative Suchhäufigkeiten der einzelnen Kategorien, d.h. den Anteil der Suchanfragen in einer bestimmten Kategorie am gesamten Suchvolumen zu diesem Zeitpunkt. Dadurch erfolgt eine automatische Korrektur für die im Zeitablauf zunehmende Internetnutzung. Zur Konstruktion des Indikators werden aus den von Google angebotenen Kategorien 47 ausgewählt, die für die privaten Konsumausgaben relevant sind. Die Auswahl erfolgt anhand der Untergliederung der privaten Konsumausgaben nach Verwendungszwecken in der VGR des Statistischen Bundes-

²⁵ Ein Vergleich der Quartalsdurchschnitte dieses Indikators mit den Quartalswerten des privaten Konsums ergab, dass der Indikator die Saisonalität recht gut abbildet und daher ein deutlich besserer Indikator ist als etwa die vom Statistischen Bundesamt veröffentlichte Reihe der realen Einzelhandelsumsätze inkl. Kfz-Käufe.

²⁶ Für eine detaillierte Beschreibung vgl. <http://www.google.com/support/insights/?hl=de>

Konsum- und Sparverhalten

amtes (Tabelle 18).²⁷ Dabei werden jeweils nur Reihen entweder aus Ober- oder aus dazugehörigen Unterkategorien verwendet, um etwaige aus Doppelungen resultierende Verzerrungen bei der Faktorenextraktion zu vermeiden. Google Trends Daten sind auf Wochenbasis und nicht saisonbereinigt für den Zeitraum ab 2004 verfügbar. Die Aggregation zu Monatsdaten erfolgt über eine einfache Durchschnittsbildung der Wochenwerte.²⁸

Tabelle 18

Verwendungszwecke der privaten Konsumausgaben gemäß VGR und zugeordnete Google Kategorien

SEA-Nr.	Verwendungszweck gemäß VGR	Google Kategorien
01	Nahrungsmittel und alkoholfreie Getränke	Alkoholfreie Getränke, Lebensmitteleinzelhandel
02	Alkoholische Getränke, Tabakwaren	Alkoholische Getränke, Tabakprodukte
03	Bekleidung und Schuhe	Modelabels und Designer, Bekleidungseinzelhandel, Schuhe, Dessous und Unterwäsche, T-Shirts
04	Wohnung, Wasser, Strom, Gas u.a. Brennstoffe	Energie- und Versorgungsunternehmen, Abfallentsorgung, Strom, Öl und Gas, Immobilienmakler, Vermietungsangebote und Empfehlungen, Wohngebäudeversicherung
05	Einrichtungsgegenstände (Möbel), Apparate, Geräte u. Ausrüstungen für den Haushalt sowie deren Instandhaltung	Haushaltsgeräte, Wohnmöbel, Heimwerken, Innenausstattung, Haushalt und Inneneinrichtung
06	Gesundheitspflege	Krankenversicherung, Medizinische Einrichtungen und Dienstleistungen, Medikamente und Arzneimittel
07	Verkehr	Fahrzeugkauf, Fahrzeugmarken, Autoersatzteile, Autoversicherungen, Autofinanzierung, Fracht- und Güterkraftverkehr
08	Nachrichtenübermittlung	Mobil und Drahtlos, Dienstanbieter
09	Freizeit, Unterhaltung und Kultur	Foto und Video, Zeitungen, Filme, Unterhaltungsindustrie, Kartenverkauf, Unterhaltungselektronik, Computer und Elektronik, Videospiele, Buchhändler,
10	Bildungswesen	Bildung
11	Beherbergungs- und Gaststättendienstleistungen	Hotels und andere Unterkünfte, Restaurants
12	Andere Waren und Dienstleistungen	Versicherungen, Gesichts- und Körperpflege, Haarpflege und Haarpflegeprodukte, Soziale Dienste

²⁷ Dieser Ansatz entspricht dem von Choi und Varian (2009a), die Google Suchkategorien den Komponenten der US-Einzelhandelsumsätze zuordnen. Dieser Ansatz hat gegenüber der Verwendung einzelner Suchbegriffe den Vorteil, dass er wenig anfällig gegenüber Schocks aufgrund von besonderen – nicht konsumrelevanten – Ereignissen ist, die den Indikator verzerren könnten.

²⁸ Für die Zuordnung überlappender Wochen ist der Wochenbeginn ausschlaggebend.

RWI Projektbericht

Um so viele Informationen wie möglich aus den Google Trends Zeitreihen zu nutzen, aber gleichzeitig eine Überspezifikation des Modells zu vermeiden, ist es notwendig, die Google-Zeitreihen vorab zusammenzufassen. Dazu werden aus den Google Trends Zeitreihen mit Hilfe der Faktorenanalyse gemeinsame unbeobachtete Faktoren extrahiert.²⁹ Für die Prognose des privaten Konsums ist es im Hinblick auf den relativ kurzen Periodenumfang notwendig, die Zahl der Faktoren weiter zu reduzieren, um eine Überanpassung der Prognosemodelle zu vermeiden. Es werden daher zunächst Gleichungen für alle Kombinationen von bis zu vier dieser Faktoren geschätzt und jeweils die Prognosekraft dieser Gleichungen außerhalb des Stützberichts evaluiert. Am besten schneidet das Modell ab, welches die gleitenden Durchschnitte des um zwei Monate verzögerten fünften und des um einen Monat verzögerten achten Faktors verwendet. Die folgende vergleichende Analyse bezieht sich daher stets auf dieses Modell.

5.3. Aufbau des Prognosevergleichs

Zur Überprüfung der Prognosekraft des Google-Indikators im Vergleich zu dem der umfragebasierten Indikatoren wird ein in der Literatur zu den Prognoseeigenschaften der Konsumentenstimmungsindikatoren übliches Vorgehen verwendet (vgl. Abschnitt 3.4). Dazu wird zunächst ein einfaches AR-Modell als Basismodell geschätzt. Prognostiziert wird jeweils zum Monatsende der aktuelle Monat t (Nowcast). Eine Komplikation entsteht dadurch, dass die Quartalsdaten für den privaten Konsum, die in Monatswerte umgerechnet werden, erst mit einer zeitlichen Verzögerung zur Verfügung stehen. Das Statistische Bundesamt veröffentlicht die Quartalsdaten jeweils im zweiten Monat nach Ende eines Quartals. Sei m der Zeitraum in Monaten nach Quartalsende, dann ist $m = 2$ der erste Monat, für den ein Nowcast auf Basis der neuen Daten erfolgen kann. Da sich gezeigt hat, dass die Prognosegleichung auch den privaten Konsum des Vormonats berücksichtigen sollte, muss dieser für den ersten Monat des neuen Quartals ($m = 1$) geschätzt werden. Dazu wird ein einfaches AR(3)-Modell verwendet:

$$\hat{C}_t^{m=1} = \hat{\alpha} + \sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i C_{t-i}, \quad (19)$$

²⁹ Zur Schätzung der Faktoren wird die Methode der ungewichteten Kleinsten-Quadrate verwendet. Der Vorteil dieser Methode ist, dass sie keine positiv definite Dispersionsmatrix erfordert. Diese Eigenschaft ist nicht garantiert, da es möglich ist, dass einige Suchkategorien negativ korreliert sind. Zur Bestimmung der Faktorenzahl wird zunächst das etablierte Kaiser-Guttman Kriterium herangezogen. Je nach Periodenumfang empfiehlt dieses Kriterium 11 bis 13 Faktoren, die zwischen 83 und 94% der Gesamtvarianz erklären.

Konsum- und Sparverhalten

wobei C_t die Wachstumsrate des realen Konsums gegenüber dem Vorjahr ist. Anschließend kann für $m = 2$ ein AR-Modell geschätzt werden, welches neben den veröffentlichten Konsumwerten auch den geschätzten Wert des vorangegangenen Monats verwendet. Analog werden für $m = 3$ und $m = 4$ die geschätzten Werte des privaten Konsums aus den Vormonaten verwendet.

$$\hat{C}_{t|m} = \hat{\alpha} + \sum_{i=m}^4 \hat{\beta}_i C_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \hat{\lambda}_i \hat{C}_{t-i|m} . \quad (20)$$

Die Modelle unterscheiden sich also je nach dem in welchem Monat prognostiziert wird.

Als nächstes werden die umfragebasierten Konsumentenstimmungsindizes und die Google-Faktoren dem Basismodell hinzugefügt. Dieses ARDL-Modell wird verwendet, um zu prüfen, inwiefern diese in der Lage sind, das Basismodell zu verbessern. Es wird jeweils der aktuelle Wert des Indikators sowie zwei Lags verwendet. Erneut erfolgt im ersten Schritt eine Schätzung für $m=1$ auf Basis der neu veröffentlichten Daten.

$$\hat{C}_t^{m=1} = \hat{\alpha} + \sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i C_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \hat{\gamma}_i G_{t-i}^k , \quad (21)$$

wobei G_t^k der jeweilige Indikator ist. Die nowcasts für $m = 2, 3, 4$ erfolgen analog zu (20).

$$\hat{C}_{t|m} = \hat{\alpha} + \sum_{i=m}^4 \hat{\beta}_i C_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \hat{\lambda}_i \hat{C}_{t-i|m} + \sum_{i=0}^2 \hat{\gamma}_i \hat{G}_{t-i}^k . \quad (22)$$

Um festzustellen, ob diese Indikatoren auch einen Informationsgehalt besitzen, der über das hinausgeht, was bereits in anderen makroökonomischen Variablen enthalten ist, die typischerweise in Konsumprognosemodellen verwendet werden, wird ein erweitertes Basismodell geschätzt, das makroökonomische Variablen enthält. Da die Auswahl dieser Variablen zwangsläufig willkürlich erfolgt, wird hier auf ein in der Literatur verbreitetes Modell zurückgegriffen, welches an das von Bram und Ludvigson (1998) und Croushore (2005) angelehnt ist. Es ergänzt das Basismodell (1) um die Variablen tariflicher Stundenreallohn³⁰ (w), den Zinssatz auf 10-jährige Staatsanleihen (i) und den DAX (x). Diese Variablen sind nach Ende jedes Monats verfügbar, mit Ausnahme des Tariflohns, bei dem der Publikationslag zwei

³⁰ Abdiskontiert mit dem Verbraucherpreisindex, da dieser am frühesten verfügbar ist.

RWI Projektbericht

Monate beträgt. Für alle makroökonomischen Variablen werden ebenfalls Vorjahresraten verwendet.³¹ Im ersten Schritt erfolgt wiederum die Neuschätzung für $m = 1$

$$\hat{C}_t^{m=1} = \hat{\alpha} + \sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i C_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \hat{\delta}_i W_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \hat{\phi}_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \hat{\eta}_i x_{t-i} \quad (23)$$

und anschließend die Nowcasts

$$\begin{aligned} \hat{C}_{t|t-m} &= \hat{\alpha} + \sum_{i=m}^4 \hat{\beta}_i C_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \hat{\chi}_i \hat{C}_{t-i|t-m} + \sum_{i=2}^3 \hat{\delta}_i W_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^1 \hat{\phi}_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \hat{\eta}_i x_{t-i}. \end{aligned} \quad (24)$$

Schließlich wird das erweiterte Basismodell erneut mit den jeweiligen Indikatoren erweitert. Für $m = 1$ lautet die Gleichung nun

$$\begin{aligned} \hat{C}_t^{m=1} &= \hat{\alpha} + \sum_{i=1}^3 \hat{\beta}_i C_{t-i} + \sum_{i=1}^2 \hat{\delta}_i W_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \hat{\phi}_i r_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^1 \hat{\eta}_i x_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \hat{\gamma}_i G_{t-i}^k \end{aligned} \quad (25)$$

bzw. für die Nowcasts

$$\begin{aligned} \hat{C}_{t|t-m} &= \hat{\alpha} + \sum_{i=m}^4 \hat{\beta}_i C_{t-i} + \sum_{i=1}^{m-1} \hat{\chi}_i \hat{C}_{t-i|t-m} + \sum_{i=2}^3 \hat{\delta}_i W_{t-i} \\ &+ \sum_{i=0}^1 \hat{\phi}_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^1 \hat{\eta}_i x_{t-i} + \sum_{i=0}^2 \hat{\gamma}_i G_{t-i}^k. \end{aligned} \quad (26)$$

Zur vergleichenden Bewertung der Indikatoren werden Out-of-Sample Prognoseexperimente durchgeführt. Dabei wird die Stabilität der Prognosekraft der Indikatoren rekursiv über mehrere Subperioden ermittelt.³² Dazu wird das Modell zunächst für den Zeitraum von Januar 2005 bis Dezember 2006 geschätzt und damit eine Prognose für den Januar 2007 erstellt. Anschließend wird der Stützbereich sukzessive um einen Monat verlängert, das Modell neu geschätzt und damit der

³¹ Um das Modell nicht zu groß werden zu lassen, werden von den makroökonomischen Variablen neben dem aktuellsten verfügbaren Wert jeweils nur ein weiterer verzögerter Wert in die Schätzgleichung integriert.

³² Zwar sind Methoden mit rollierendem Fenster eher in der Lage, strukturelle Verschiebungen zu erfassen. Methoden mit expandierendem Fenster führen jedoch zu höherer Parameterstabilität und Präzision. Es ist zudem realistischer anzunehmen, dass ein Prognostiker alle ihm zu Verfügung stehenden Daten nutzt.

Konsum- und Sparverhalten

Folgemonat prognostiziert. So erhält man eine Reihe von Einschnitt-Out-of-Sample Prognosen für den Zeitraum Januar 2008 bis Dezember 2009.³³ Die Evaluierung der Indikator-Modelle erfolgt mittels der relativen quadrierten durchschnittlichen Prognosefehler (MSFE). Dabei wird neben dem Prognosefehler der Monatswerte auch der Fehler der sich daraus ergebenden Quartalsprognosen betrachtet. Die von Harvey, Leybourne und Newbold (1997) für kleine Stichproben modifizierte Diebold-Mariano Teststatistik dient dabei als Maß für die Signifikanz der Unterschiede in den Prognosefehlern.

5.4. Ergebnisse des Prognosevergleichs

Die Ergebnisse zeigen, dass der hier verwendete Google-Indikator eine deutlich bessere Prognosekraft aufweist als der EU- und der OECD-Indikator. In Tabelle 19 werden für alle Modelle die MSFE-Werte ausgewiesen, sowohl für die Monatsprognosen als auch für die sich daraus ergebenden Quartalsprognosen. Demzufolge ist der Google-Indikator als einziger Indikator in der Lage, das Basismodell durchweg zu verbessern. Dies gilt sowohl für das einfache Basismodell als auch für das erweiterte Basismodell. Lediglich der nach Jonsson und Linden (2009) optimierte EU-Indikator (EU Opt) erzielt bei Verwendung des erweiterten Basismodells ebenfalls geringere Prognosefehler. Bei der Quartalsevaluierung erzielt der OECD-Indikator bei Verwendung des erweiterten Basismodells ebenfalls einen allerdings nur geringfügig geringeren Fehler. Den insgesamt geringsten Prognosefehler erzielt der Google-Indikator im einfachen Basismodell. Auffällig ist, dass die auf dem um die makroökonomischen Variablen erweiterten Basismodell basierenden Modelle durchweg einen höheren Prognosefehler aufweisen. Dies unterstreicht die Überlegenheit schlanker Modelle für Prognosezwecke.³⁴

³³ Da für Prognosen in 2008 auch Schätzwerte aus 2007 erforderlich sind, werden hierfür zusätzlich In-Sample Prognosen gebildet, d.h. rückblickend auf Grundlage des sich für den Zeitraum 2005 bis 2007 ergebenden Modells geschätzt.

³⁴ Entsprechend ließ sich das erweiterte Basismodell durch die Herausnahme einzelner makroökonomischer Variablen verbessern. Allerdings hätten fast alle dieser Variablen herausgenommen werden müssen, um die Kurzfristprognose des einfachen Basismodells zu verbessern. Da hier nur der zusätzliche Erklärungsgehalt der Indikatoren überprüft werden soll, wurde das erweiterte Basismodell daher nicht weiter verkleinert.

RWI Projektbericht

Tabelle 19

Prognosefehler (MSFE)

	Monate		Quartale	
	Basismodell	Erw. Basismodell	Basismodell	Erw. Basismodell
Ohne Indikator	2,39	5,30	0,73	2,43
OECD	3,05	5,42	1,02	2,36
EU	2,90	5,86	0,85	2,68
EU Opt	3,05	4,84	0,94	2,09
Google	1,94	3,65	0,32	1,24

In den Tabellen 20 (für das Basismodell) und 21 (für das erweiterte Basismodell) werden neben den relativen MSFE's auch die modifizierten Diebold-Mariano Teststatistiken für den relativen Prognosefehler des Google-Modells im Vergleich zu den anderen beiden Indikator-Modellen angegeben.³⁵ Hier zeigt sich, dass die Prognoseleistung des Google-Indikators in fast allen Fällen auch signifikant besser ist als die des EU- und des OECD-Indikators. Gegenüber dem optimierten EU-Indikator liegt der relative MSFE zwar auch unter Eins, jedoch ist der Unterschied einzig im einfachen Basismodell und für die Monatsprognosen signifikant.³⁶

Tabelle 20

Signifikanz der Unterschiede in den Prognosefehlern (Basismodell)

	Monate		Quartale	
	Rel. MSFE	MDM Statistik	Rel. MSFE	MDM Statistik
Google/OECD	0,64	-2,40**	0,31	-2,09**
Google/EU	0,67	-2,63***	0,38	-2,00**
Google/EU Opt	0,64	-1,61*	0,34	-1,16

, **, * stehen für ein Signifikanzniveau von 10%, 5% bzw. 1%. Hypothesentests wurden mit einer heteroskedastie- und autokorrelationsrobusten Kovarianzmatrix durchgeführt.*

³⁵ Für Vergleiche mit den Basismodellen wird die Statistik nicht ausgewiesen, da diese nur für nicht genestete Modelle unverzerrt ist.

³⁶ Ausreißer haben einen größeren Einfluss auf die durchschnittlichen quadrierten Prognosefehler als auf die modifizierte Diebold-Mariano Statistik. Daher gehen zuweilen höhere relative MSFE-Werte mit einem höheren Signifikanzniveau einher.

Konsum- und Sparverhalten

Tabelle 21

Signifikanz der Unterschiede in den Prognosefehlern (erweitertes Basismodell)

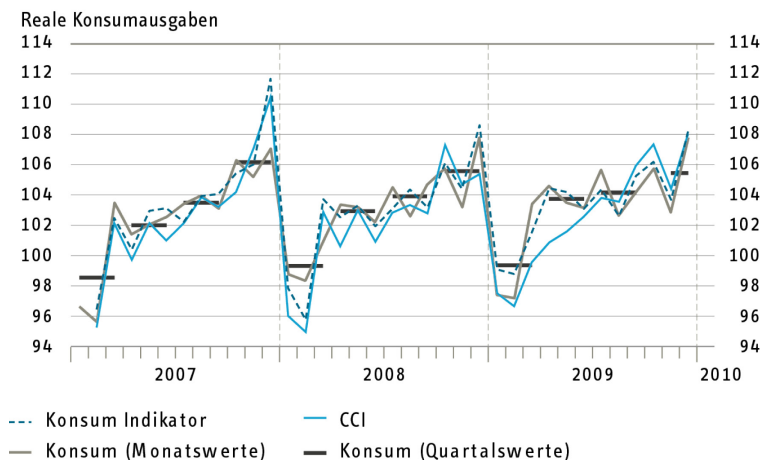
	Monate		Quartale	
	Rel. MSFE	MDM Statistik	Rel. MSFE	MDM Statistik
Google/OECD	0,67	-1,84**	0,53	-1,16
Google/EU	0,62	-2,27**	0,46	-1,95**
Google/EU Opt	0,75	-0,83	0,60	-0,62

*, **, *** stehen für ein Signifikanzniveau von 10%, 5% bzw. 1%. Hypothesentests wurden mit einer heteroskedastie- und autokorrelationsrobusten Kovarianzmatrix durchgeführt.

Abbildung 10 zeigt den auf den Google-Daten basierenden Prognosen des privaten Konsums im Vergleich zu den mit Hilfe des Stimmungsindikators der EU-Kommission prognostizierten Werten und den Vorjahresveränderungsraten des tatsächlichen Konsums seit 2007. Dabei wird deutlich, dass der Indikator den tatsächlichen Verlauf recht gut beschreibt. Es zeigt sich ebenfalls, dass die Prognosen mit Hilfe der Google Daten vor allem in der ersten Jahreshälfte 2009 besser sind als die Prognosen mit Hilfe des Stimmungsindikators.

Abbildung 10

Privater Konsum und Konsumindikatoren (2007:1 bis 2009:12)



Quelle: Destatis, Google. Eigene Berechnungen.

RWI Projektbericht

5.5. Stärken und Schwächen des Google-Indikators

Der Google-Indikator weist neben der im Vergleich zu den üblichen Konsumentenstimmungsindizes deutlich besseren Prognosekraft weitere Stärken auf. Hierzu zählen allem voran die äußerst zeitnahe Verfügbarkeit der Daten (wöchentlich) und der enge Bezug zur tatsächlichen Kaufhandlung. Zudem entfallen die üblichen mit Umfragen verbundenen Probleme fehlerhaft ausgefüllter Fragebögen (Errors-in-variables Bias), die das tatsächliche Bild verzerren können. Schließlich ist der Google-Indikator im Vergleich zu umfragebasierten Konsumentenstimmungsindikatoren wesentlich kostengünstiger, da die Zeitreihen von Google kostenlos zum Download angeboten werden.

Allerdings weist der Google-Indikator eine Reihe von Schwächen auf, die unter anderem dem kurzen Beobachtungszeitraum und dem dadurch geringen Stichprobenumfang, aber auch der Art und Weise, in der Google die Daten zur Verfügung stellt, geschuldet sind.

Eines dieser Probleme ist, dass sich dieser, aufgrund der über Zufallsstichproben erfolgenden Konstruktion der Google Trend Indizes, als noch recht instabil erwiesen hat. Der optimierte Google-Indikator musste in Folge dessen im Zuge der Erstellung dieses Gutachtens wiederholt angepasst werden, weil Zeitreihen, die zu verschiedenen Zeitpunkten heruntergeladen wurden, teilweise deutlich voneinander abweichende Ergebnisse lieferten. Dies deutet darauf hin, dass die Stichprobengröße, die Google für die Erstellung der Daten heranzieht, zu gering ist. Eine naheliegende Lösung wäre, durch häufigere Datenabrufe und eine anschließende Mittelung der Datenwerte für jeden Zeitpunkt die Stichprobe implizit zu vergrößern. Da die Ursache dieses Problems jedoch erst relativ spät in der Erstellungsphase des Gutachtens bekannt wurde und die Datenabrufe über mehrere Wochen hinweg erfolgen müssten, konnte diese Datenbereinigung bisher nicht vorgenommen werden.

Ein weiterer Schwachpunkt des Google-Indikators ist, dass die Kürze des Beobachtungszeitraums die Auswahl des bestmöglichen Modells und die Evaluierung von dessen Prognosen erschwert. So dürfte sich das „beste Modell“ bei Vorliegen von mehr Daten durchaus noch ändern.

Darüber hinaus werden die hier genutzten Google-Zeitreihen auch durch nicht produkt- bzw. kaufbezogene Anfragen beeinflusst. Hierfür würde sich prinzipiell die Verwendung des von Google angebotenen Produkt-Suche-Filters eignen, wodurch ausschließlich konkrete Produkt-Suchanfragen berücksichtigt würden. Leider gehen die gefilterten Zeitreihen jedoch nur bis Januar 2008 zurück, weshalb eine aussagekräftige Prognoseevaluierung des Google-Indikators mit gefilterten Zeitreihen zum jetzigen Zeitpunkt noch nicht möglich ist.

Konsum- und Sparverhalten

Viele Schwächen des Google-Indikators dürften im Lauf der Zeit aber an Relevanz verlieren. Es verbleiben jedoch auch gewisse Risiken, was die Eignung des Ansatzes in der Zukunft angeht: etwa könnte sich das Internetnutzungsverhalten dahingehend ändern, dass mehr auf andere Suchdienste (etwa auf andere Suchmaschinen oder direkte Onlineshops und Webseiten zum Preisvergleich) zurückgegriffen wird. Auch lässt sich nicht ausschließen, dass Google das Produkt „Google Trends“ eines Tages verändert oder sogar einstellt oder die Daten nicht länger kostenlos bereitstellt. Hierfür gibt es allerdings bislang keine Anzeichen.

Zu berücksichtigen ist auch, dass sich trotz steigender Verbreitung des Internets das Internetnutzungsverhalten zwischen verschiedenen gesellschaftlichen Gruppen erheblich unterscheidet. So beträgt der Anteil der Personen, die das Internet bereits zum Kauf von Waren und Dienstleistungen genutzt haben, 84% unter den 25-44jährigen, aber nur 16% unter den über 65jährigen. Es ist daher, zumindest noch zum gegenwärtigen Zeitpunkt, davon auszugehen, dass der Google-Indikator eher das Kaufverhalten des jüngeren Teils der Bevölkerung abbildet. Allerdings bestehen auch bei umfragebasierten Indikatoren stets Probleme bei der Stichprobenauswahl (Sample selection bias), etwa weil z.B. Immigranten oder sehr wohlhabende Personen häufig untererfasst sind. Zudem stellt sich dieses Problem eher für Kausalanalysen als für Prognosezwecke, da hier auch ein nicht repräsentativer Datensatz von großem Nutzen sein kann, sofern er zeitnah relevante Informationen liefert.

6. Zusammenfassung

Der vorherrschende Ansatz in der ökonomischen Theorie betont die Simultanität von Konsum- und Sparentscheidungen. Danach werden Ersparnisse gebildet, um in Zukunft konsumieren zu können. Da die zukünftigen Konsummöglichkeiten nicht nur von den Ersparnissen, sondern vor allem auch von der zukünftigen Einkommensentwicklung abhängen, müssen die privaten Haushalte Erwartungen darüber bilden. Allerdings hängt die Einkommensentwicklung wiederum von anderen Faktoren, wie z.B. der Arbeitsmarktentwicklung ab.

Die Theorie der rationalen Erwartungen unterstellt, dass die Haushalte alle Zusammenhänge, die ihre Einkommens- und Vermögensentwicklung beeinflussen, richtig erfassen und bei ihren Entscheidungen berücksichtigen. Allerdings dürften die dabei unterstellten Möglichkeiten der Haushalte, Informationen zu beschaffen und zu verarbeiten, bei weitem überschätzt werden. Daher gehen neuere ökonomische Ansätze davon aus, dass die privaten Haushalte zum einen nur in größeren Abständen, z.B. wenn sie eine größere Anschaffung planen, verstärkt Informationen suchen. Zum anderen wird unterstellt, dass sie nicht alle relevanten Informationen zusammentragen und auswerten.

In einigen dieser Ansätze wird die Rolle der Massenmedien bei der Verbreitung von für die Haushalte wichtigen Informationen betont. So ist die Annahme naheliegend, dass die Haushalte Informationen über gesamtwirtschaftliche Entwicklungen wie Preissteigerungen, Arbeitsplatzsicherheit u.ä. aus den Medien erfahren. In der Regel werden in diesen Untersuchungen aber nur einzelne gesamtwirtschaftliche Größen, wie die Inflationserwartungen, betrachtet.

Um besser zu verstehen, wie die privaten Haushalte ihre Erwartungen bilden, muss zunächst geklärt werden, welche Informationen sie veranlassen, ihre Konsum- und Sparpläne zu verändern. Anhaltspunkte dazu liefern die empirischen Arbeiten zur Schätzung von Konsumfunktionen. Wenig überraschend identifizieren die Studien das verfügbare Einkommen, die Zinsen und das Vermögen der Haushalte als wichtige Erklärungsgrößen. Offen bleibt allerdings, wie sie die Erwartungen über die Entwicklung dieser Größen bilden. Zum Beispiel ist unklar, in welchem Umfang sie private Informationen berücksichtigen oder auf die Medienberichterstattung zurückgreifen.

Eine Gemeinsamkeit zwischen ökonomischen und wirtschaftspsychologischen Erklärungsansätzen entsteht durch die Annahme beschränkter Kapazitäten zur Verarbeitung von Informationen. Darüber hinaus wird dort stärker als in der ökonomischen Theorie betont, dass die Haushalte ihre Entscheidungen auf Erfahrungen aus der Vergangenheit stützen. Zusätzlich werden in diesen Ansätzen auch der Einfluss

Konsum- und Sparverhalten

von Emotionen und Stimmungen hervorgehoben, so dass sich insgesamt ein komplexer Prozess ergibt, der letztlich zu einer Entscheidung führt. In wirtschaftspsychologischen Ansätzen werden die ökonomischen Größen gelegentlich zur Erklärung der Konsummöglichkeiten herangezogen. Entscheidend nach diesen Ansätzen für die tatsächliche Kaufentscheidung ist aber der Wille zu konsumieren. Gerade hier spielen aber in diesen Ansätzen Stimmungen eine große Rolle. Dabei wird die Rolle der Medien bei der Verbreitung von Informationen untersucht. Allerdings bleibt weitgehend offen, welche Informationen bei den Haushalten eine Verhaltensänderung auslösen.

Um diese Stimmungen, die letztlich den Ausschlag für oder gegen einen Kauf bewirken zu erfassen, wurden umfragebasierte Stimmungsindikatoren konzipiert. Diese Indikatoren weisen in den USA, wo ein solcher Indikator zuerst berechnet wurde, aber z.B. auch in Großbritannien eine hohe Korrelation mit dem privaten Konsum auf. In vielen anderen Ländern, wie z.B. in Deutschland, ist die Korrelation des Stimmungsindikators dagegen gering. Entsprechend unterschiedlich ist auch die Prognosekraft der Indikatoren in den verschiedenen Ländern. Aus diesem Grund sind in der Vergangenheit eine Reihe von Verbesserungsvorschlägen vorgelegt worden. Zu den Vorschlägen zählen: erstens, dass die Fragen möglichst konkret die Lebenssituation der befragten Haushalte betreffen sollten. Zweitens sollten die qualitativen Antworten in den Fragebögen durch die Angabe von subjektiven Wahrscheinlichkeiten zu genau definierten Ereignissen ersetzt werden. Drittens sollten zusätzlich zu den aggregierten Indizes auch einige Unterindizes veröffentlicht werden.

Im empirischen Teil des Gutachtens wurden zunächst einige wesentliche Aspekte des Konsumentenstimmungsindikators für Deutschland untersucht. Dabei zeigte sich, dass der Gesamtindex der Konsumentenstimmung einem Index für die Medienberichterstattung über die konjunkturelle Lage in Deutschland folgt. Dies stützt die These, dass die privaten Haushalte einen wesentlichen Teil ihrer Informationen, der sich in dem Konsumentenstimmungsindikator widerspiegelt, aus den Medien erfahren. Dies ist nicht überraschend, da sich der Gesamtindex aus vier Fragen zusammensetzt, die sich auf die gesamtwirtschaftliche Entwicklung beziehen. Zur Beantwortung dieser Fragen können die Haushalte kaum auf Informationen aus der persönlichen Erfahrung zurückgreifen.

Die weiteren Untersuchungen des Konsumentenstimmungsindex haben gezeigt, dass dieser zwar sowohl kontemporär als auch mit einer Verzögerung um ein Quartal einen signifikanten Zusammenhang mit der Veränderung des privaten Konsums aufweist. Der Erklärungsgehalt ist dabei aber relativ gering. Darüber hinaus zeigt sich, dass diese Korrelation dadurch erklärt werden kann, dass beide Größen vor

RWI Projektbericht

allem vom verfügbaren Einkommen beeinflusst werden. Kontrolliert man für ökonomische Variablen, lässt sich kein signifikanter Zusammenhang zwischen Stimmungsindikator und Konsum mehr nachweisen. Allerdings liefern die Aktienkurse, die Inflationsrate und die Produktion einen Erklärungsbeitrag für den privaten Konsum, aber nicht für den Stimmungsindikator. Dies deutet darauf hin, dass der Konsumentenstimmungsindex relevante Informationen für den Konsum nicht berücksichtigt, obwohl Fragen zur Preisentwicklung und finanziellen Situation in den Fragenkatalog der EU-Kommission enthalten sind. Darüber hinaus scheint der Konsumentenstimmungsindex aber nicht in wesentlichem Ausmaß Informationen zu enthalten, die über ökonomische Einflussgrößen hinausgehen.

Zur Klärung der Frage, ob sich der Konsumentenstimmungsindex durch eine andere Zusammensetzung aus den Einzelfragen verbessern lässt, wurde der Zusammenhang zwischen den Salden-Statistiken der Einzelfragen und dem privaten Konsum untersucht. Dabei zeigt sich, dass insbesondere die Fragen zur erwarteten Preisentwicklung und zu geplanten bedeutenden Anschaffungen einen signifikanten Zusammenhang mit dem privaten Konsum aufweisen, auch wenn man für ökonomischen Einflussgrößen kontrolliert. Ein verbesserter Konsumentenstimmungsindex sollte also diese beiden Fragen berücksichtigen.

Aufgrund des geringen Informationsgehalts des Konsumentenstimmungsindikators für die Entwicklung des privaten Konsums in Deutschland wurde in diesem Gutachten ein neuer Indikator auf Basis von Daten zu Suchanfragen im Internet vorgeschlagen. Die Verwendung von Suchanfragen ist vielversprechend, da das Internet zunehmend zu Recherchen von Preisen, Produkteigenschaften und Anbietern von Gütern und Dienstleistungen genutzt wird. Daher ist anzunehmen, dass die Suchhäufigkeiten von Begriffen, die sich mit Konsumgütern oder Dienstleistungen in Verbindung bringen lassen, Aufschluss über die Kaufabsichten, insbesondere von langlebigen Gebrauchsgütern geben.

Die Überprüfung der Prognoseeigenschaften zeigt, dass die Informationen zu Suchanfragen tatsächlich Informationen über die zukünftige Entwicklung des privaten Konsums liefern können. Die Berücksichtigung von Google-Daten führt sogar zu signifikant besseren Prognosen des Konsums als die Verwendung des Konsumentenstimmungsindikators, selbst wenn man den optimierten Stimmungsindikator als Vergleich heranzieht.

Allerdings muss betont werden, dass diese Ergebnisse aufgrund der geringen Zahl von Beobachtungen wenig robust sind. Zudem wird die Konstruktion eines regelmäßig aktualisierten Konsumindikators auf Basis von Suchanfragen dadurch erschwert, dass bei jeder Abfrage der Daten von Google eine Stichprobe für den gesamten Zeitraum gezogen wird. Dem entsprechend verändert sich der Datensatz

Konsum- und Sparverhalten

bei jeder Aktualisierung geringfügig, was aufgrund der geringen Zahl der Beobachtungen allerdings die prognostischen Eigenschaften beeinflussen kann. Vor einer regelmäßigen Veröffentlichung eines solchen Indikators muss daher die Robustheit der Prognosefähigkeit sichergestellt werden. Da die Robustheit des Indikators aber mit zunehmender Datenverfügbarkeit zunehmen dürfte, stellt ein auf Google-Daten basierter Indikator für den privaten Konsum in Deutschland eine vielversprechende Alternative zu dem bisher verfügbaren Stimmungsindikator dar.

7. Literatur

- Acemoglu, D. und A. Scott (1994), Consumer Confidence and Rational Expectations: Are Agents' Beliefs Consistent with the Theory?, *Economic Journal* 104: 1-19.
- Al-Eyd, A., R. Barrell, E.P. Davis, und O. Pomerantz (2006), Assessing the Factors of Resilience of Private Consumption in the Euro Area – A Macroeconomic Perspective, in: Deroose, S., Assessing the Factors of Resilience of Private Consumption in the Euro Area. Hrsg. European Commission Economic Papers No. 252.
- Andrews, D. W. K. (1991): Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation, *Econometrica* 59(3): 817-858.
- Askitas, N. und K. F. Zimmermann (2009), Google Econometrics and Unemployment Forecasting, *Applied Economics Quarterly* 55: 107-120.
- Attanasio, O. P. (1999), Consumption, In: J. B. Taylor und M. Woodford (Hrsg.), *Handbook of Macroeconomics Vol. 1*: 741-812.
- Barro, R. (1974), Are Government Bonds Net Wealth?, *Journal of Political Economy* 82(6): 1095-1117.
- Barro, R. (1976), Rational Expectations and the Role of Monetary Policy, *Monetary Economy* 2: 1-32.
- Blood, D. J. und P. C. B. Phillips (1995), Recession Headline News, Consumer Sentiment, the State of the Economy and Presidential Popularity: A Time Series Analysis 1989-1993, *International Journal of Public Opinion Research* 7(1): 1-22.
- Boone, L., N. Girouard und I. Wanner (2001), Financial Market Liberalisation, Wealth and Consumption, *OECD Economics Department Working Papers* Nr. 308.
- Boot, J.C.G., W. Feibes, und J. H. C. Lisman (1967), Further Methods of Derivation of Quarterly Figures from Annual Data, *Journal of the Royal Statistical Society - Series C*. 16: 65-75.
- Bowman, D., D. Minehart und M. Rabin (1999), Loss Aversion in a Savings-Consumption Model, *Journal of Economic Behavior and Organization* 38: 155-178.
- Brachinger, H. W. (2008), A New Index of Perceived Inflation: Assumptions, Method, and Application to Germany, *Journal of Economic Psychology* 29: 433-457.
- Bram, J. und S. Ludvigson (1998), Does Consumer Confidence Forecast Household Expenditure? A Sentiment Index Horse Race, *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review*: 59-78.
- Browning, M. und D. Collado (2001). The Response of Expenditures to Anticipated Income Changes: Panel Data Estimates, *American Economic Review* 91(3): 681-692.
- Butler, P. und J. Peppard (1998), Consumer Purchasing on the Internet: Processes and Prospects, *European Management Journal* 16(5): 600-610.
- Campbell, J. und N. Mankiw (1989), Consumption, Income, and Interest Rates: Re-interpreting the Time Series Evidence, *NBER Macroeconomics Annual* 4: 185-216.
- Campbell, J. und N. Mankiw (1990), Permanent Income, Current Income, and Consumption. *Journal of Business and Economic Statistics* 8: 265-280.
- Campbell, J. und N. Mankiw (1991), The Response of Consumption to Income: a Cross-Country

Konsum- und Sparverhalten

- Investigation, *European Economic Review* 35: 723-767.
- Carroll, C. (1997), Buffer-Stock Saving and the Life Cycle/Permanent Income Hypothesis, *Quarterly Journal of Economics* 112 (1): 1-55.
- Carroll, C. D. (2001), A Theory of the Consumption Function with and without Liquidity Constraints, *Journal of Economic Perspectives* 15 (3): 23-45.
- Carroll, C. D. (2003), Macroeconomic Expectations of Households and Professional Forecasters, *Quarterly Journal of Economics* 118: 269-298.
- Carroll, C. D., J. C. Fuhrer and D. W. Wilcox (1994), Does Consumer Sentiment Forecast Household Spending? If so, Why?, *American Economic Review* 84: 1397-1408.
- Catte, P. (2004), Housing Markets, Wealth and the Business Cycle, OECD Economics Department Working Papers Nr. 394.
- Choi, H. and H. Varian (2009a), Predicting the Present with Google Trends, Google Technical Report.
- Choi, H. and H. Varian (2009b), Predicting Initial Claims for Unemployment Benefits, Google Technical Report.
- Chow, G.C. und A. L. Lin (1971), Best Linear unbiased interpolation, distribution and Extrapolation of Time Series by Related Series, *Review of Economics and Statistics* 53: 372-375.
- Constantinides, E. (2004), Influencing the Online Consumer's Behavior: the Web Experience, *Internet Research* 14(2): 111-126.
- Cotsomitis, J. A. und A. C. C. Kwan (2006), Can Consumer Confidence Forecast Household Spending? Evidence from the European Commission Business and Consumer Surveys, *Southern Economic Journal* 72(3): 597-610.
- Croushore, D. (2005), Do Consumer-Confidence Indexes Help Forecast Consumer Spending in Real Time?, *The North American Journal of Economics and Finance* 16: 435-450.
- Curtin, R. (2000), Psychology and Macroeconomics: Fifty Years of the Surveys of Consumers, Special Report, Surveys of Consumers, University of Michigan.
- Curtin, R. (2007), Consumer Sentiment Surveys: Worldwide Review and Assessment, *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis* 1: 7-42.
- Das, M. und B. Donkers (1999). How Certain are Dutch Households about Future Income? An Empirical Analysis, *Review of Income and Wealth*, Vol. 45, Seite 325-338.
- DeJuan, J., J. Seater und T. Wirjanto (2006), Testing the Permanent-income Hypothesis: New Evidence from West-German States (Länder), in: *Empirical Economics*, Springer 31(3): 613-629.
- Destatis (2009), Private Haushalte in der Informationsgesellschaft – Nutzung von Informations- und Kommunikationstechnologien, *Wirtschaftsrechnungen*, Fachserie 15 Reihe 4, Wiesbaden.
- Deutsche Bundesbank (2007), Der Private Konsum seit der Wiedervereinigung, in: *Deutsche Bank Monatsbericht September 2007*: 41-56.
- Diebold, F. X. und R. S. Mariano (1995), Comparing Predictive Accuracy, *Journal of Business and Economic Statistics* 13: 253-263.
- Dominitz, J. und C. F. Manski (2004), How Should We Measure Consumer Confidence?, *Journal of Economic Perspectives* 18 (2): 51-66.

RWI Projektbericht

- Doms, M. und N. Morin (2004), Consumer Sentiment, the Economy, and the News Media, Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series 2004-51, Washington D.C.
- Dreger, C. und J. Slacalek (2007), Finanzmarktentwicklung, Immobilienpreise und Konsum, in: DIW Wochenbericht 35/2007: 533 - 536.
- Dreger, Ch. und R. Kosfeld (2003), Consumption and Income. Panoeconometric Evidence for West Germany. Applied Economics Quarterly 49: 75-88.
- Eppright, D. R., N. M. Arguea und W. L. Huth (1998), Aggregate Consumer Expectation Indexes as Indicators of Future Consumer Expenditures, Journal of Economic Psychology 19: 215-235.
- Erlandsen, S. und R. Nymoen (2008), Consumption and Population Age Structure, Journal of Population Economics 21: 505-520.
- European Commission (2006), The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys. European Economy Special Report No 5. Brussels.
- European Commission (2007), The Joint Harmonised EU Programme of Business and Consumer Surveys: User Guide. Brussels.
- Evans, G. W. und S. Honkapohja (2008), Learning in Macroeconomics. In: S. N. Durlauf und L. E. Blume (Hrsg.): The New Palgrave Dictionary of Economics Online. Palgrave Macmillan. 14.1.2010. <http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde2008.L000229>
doi:10.1057/9780230226203.0954
- Feijóó, S.R., A.R. Caro und D.D. Quintana (2003), Methods for Quarterly Disaggregation without Indicators; A Comparative Study using Simulation, Computational Statistics & Data Analysis 43: 63-78.
- Fernández, R.B. (1981) Methodological Note on the Estimation of Time Series, Review of Economic and Statistics 63: 471-478.
- Flavin, M. (1981), The Adjustment of Consumption to Changing Expectations about Future Income, Journal of Political Economy 89: 974-1009.
- Friedman, M. (1957), A Theory of the Consumption Function, Princeton, Princeton University Press.
- Fuhrer, J. C. (1993), What Role Does Consumer Sentiment Play in the U.S. Macroeconomy?, New England Economic Review January/February: 32-44.
- Fuhrer, J. (2000), Habit Formation in Consumption and Its Implications for Monetary-Policy Models, American Economic Review 90(3): 367-390.
- Fuhrer, J. und G. Moore (1995), Forward-Looking Behavior and the Stability of a Conventional Monetary Policy Rule, Journal of Money, Credit and Banking 27(4): 1060-70.
- Garner, C. A. (1981), Economic Determinants of Consumer Sentiment, Journal of Business Research 9: 205-220.
- Ginsberg, J., M. H. Mohebbi, R. S. Patel, L. Brammer, M. S. Smolinski und L. Brilliant (2009), Detecting Influenza Epidemics using Search Engine Query Data, Nature 457: 1012-1014.
- Gstach, D. (2005), Der Einfluss steigender Wohnungsmieten auf den Konsum. Eine makroökonomische Untersuchung, Gutachte im Auftrag der AK Wien.
- Hagen, L. M. (2005), Konjunkturnachrichten, Konjunkturklima und Konjunktur. Köln: Herbert von Halem Verlag.

Konsum- und Sparverhalten

- Hall, R. (1978), Stochastic Implications of the Life-cycle Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence, *Journal of Political Economy* 86: 971-987.
- Harvey, D., S. Leybourne und P. Newbold (1997), Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors, *International Journal of Forecasting* 13: 281-291.
- Heijdra, B. und F. van den Ploog (2002), *Foundations of Modern Macroeconomics*, Oxford University Press.
- Heilemann, U. und M. Wenke (1993), Attitudes and Consumption in a FRG Macroeconometric Model Context, *Konjunkturpolitik* 39(4): 83-109.
- International Monetary Fund (2002), Is Wealth Increasingly Driving Consumption. *World Economic Outlook*, April.
- Jonsson, A. und S. Linden (2009), The Quest for the Best Consumer Confidence Indicator, *European Commission Economic Papers* 372.
- Klein, L. und A. Goldberger (1955), *An Econometric Model of the United States 1929-1952*, North-Holland Publishing Co.
- Kool, C. J. M. und L. M. Keijzer (2009), International Capital Mobility: Linking the Feldstein-Horioka Puzzle to the Trade and Equity Home Bias Puzzles, *Cambridge Journal of Regions, Economy and Society* 2: 211-227.
- Kroeber-Riel, W., P. Weinberg und A. Gröppel-Klein (2009), *Konsumentenverhalten*. 9. überarbeitete, aktualisierte und ergänzte Auflage. Vahlen München.
- Kumar, V., R. P. Leone und J. N. Gaskins (1995), Aggregate and Disaggregate Sector Forecasting Using Consumer Confidence Measures, *International Journal of Forecasting* 11: 361-377.
- Kwan, A. C. C. und J. A. Cotsomitis (2004), Can Consumer Attitudes Forecast Household Spending in the United States? Further Evidence from the Michigan Survey of Consumers, *Southern Economic Journal* 71(1): 136-144.
- Ludvigson, S. C. (2004), Consumer Confidence and Consumer Spending, *Journal of Economic Perspectives* 18: 29-50.
- Luo, Y. (2008), Consumption Dynamics under Information Processing Constraints, *Review of Economic Dynamics* 11(2): 366-385.
- Lütkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Springer.
- Malley, J. und H. Molana (2006), Further Evidence from Aggregate Data on the Life-Cycle-Permanent-Income Model, *Empirical Economics* 31(4): 1025-1041.
- Mankiw, N. G. und R. Reis (2002), Sticky Information versus Sticky Prices: A Proposal to Replace the New Keynesian Phillips Curve, *Quarterly Journal of Economics* 117: 1295-1328.
- Mankiw, N. G., R. Reis und J. Wolfers (2003), Disagreement about Inflation Expectations, NBER Working Paper 9796.
- Masson, S., T. Bayoumi und H. Samiei (1995), International Evidence on the Determinants of Private Savings, IMF Working Paper No. W95/51.
- Matsusaka, J. G. und A. M. Sbordone (1995), Consumer Confidence and Economic Fluctuations, *Economic Inquiry* 33(2): 296-318.

RWI Projektbericht

- Mitze, T. (2009), Regional Consumption and Current Income Shocks. Paper presented at the RSAI North America Meeting, November 2009, San Francisco.
- Modigliani, F. und A. Ando (1963), The Life Cycle Hypothesis of Saving: Aggregated Implications and Tests, *American Economic Review* 53: 55-84.
- Muellbauer, J. und R. Lattimore (1995), The Consumption Function: A Theoretical and Empirical Overview. In: H. Pesaran, M. Wickens und P. Schmidt (Hrsg.): *Handbook of Applied Econometrics* 1: 221-311.
- Muth, J. (1960), Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts, *Journal of the American Statistical Association* 55: 299-306.
- Nijman, Th. und F. C. Palm (1990), Predictive Accuracy Gain from Disaggregate sampling in ARIMA Models, *Journal of Business & Economic Statistics* 8: 189-196.
- Palm, F.C. und T. Nijman (1984), Missing Observations in the Dynamic Regression Model, *Econometrica* 52: 1415-1435.
- Pesaran, M. H. und M. Weale (2006), Survey Expectations, In: G. Elliott, C. W. J. Granger und A. Timmermann (Hrsg.). *Handbook of Economic Forecasting* Vol. 1: 715-776.
- Phillips, P. C. B. und P. Perron (1988), Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika* 75: 335-346.
- Praet, P. und J. Vuchelen (1988), Exogenous Shocks and Consumer Confidence in Four Major European Countries, *Applied Economics* 20: 561-567.
- Reis, R. (2003), Inattentive Consumers, *Princeton University Discussion Papers in Economics* 232.
- Rössler, P. (1997), *Agenda-Setting: Theoretische Annahmen und empirische Evidenz einer Medienwirkungshypothese*. Westdeutscher Verlag Opladen.
- Schenk, M. (1987), *Medienwirkungsforschung*. Tübingen: Mohr.
- Schmidt, T. und S. Vosen (2009), Forecasting Private Consumption: Survey-based Indicators vs. Google Trends, *Ruhr Economic Papers* 155.
- Seidman, L. (2003). *Automatic Fiscal Policies to Combat Recessions*. M.E. Sharpe: Armonk, London.
- Shaver, D. (2007), Impact of the Internet on Consumer Information Search Behaviour in the United States, *Journal of Media Business Studies* 4(2): 27-39.
- Shea, J. (1995), Myopia, Liquidity Constraints, and Aggregate Consumption: A Simple Test. *Journal of Money, Credit, and Banking* 27(3): 798-805.
- Sierminska E. und Y. Takhtamanova (2007), Wealth Effects out of Financial and Housing Wealth: Cross Country and Age Group Comparisons, *Federal Reserve Bank of San Francisco. Working Paper* 2007-01.
- Sims, C. A. (2003), Implications of Rational Inattention, *Journal of Monetary Economics* 50: 665-690.
- Sims, C. A. (2005), Rational Inattention: A Research Agenda, *Deutsche Bundesbank Discussion Paper Series 1: Economic Studies* Nr. 34/2005, Frankfurt a. M.
- Slacalek, J. (2006), International Wealth Effects, *DIW Diskussionspapier* Nr. 596.

Konsum- und Sparverhalten

- Souleles, N. (1999). The Response of Household Consumption to Income Tax Refunds, *American Economic Review*, Vol. 89(4): 947-958.
- Souleles, N. (2004). Expectations, Heterogeneous Forecast Errors and Consumption: Micro evidence from the Michigan Consumer Sentiment Surveys, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, Seite 39-72.
- Suhoy, T. (2009). Query Indices and a 2008 Downturn: Israeli Data, Bank of Israel Discussion Paper, 2009/06.
- Tversky, A. und D. Kahneman (1973). Availability: A Heuristic for Judging Frequency and Probability, *Cognitive Psychology* 5: 207-232.
- Tversky, A. und D. Kahneman (1991). Loss Aversion in Riskless Choice: a Reference Dependent Model, *Quarterly Journal of Economics* 106: 1039-1061.
- Ullrich, K. (2000). Die Konsumfunktion in makroökonomischen Modellen, IWH-Diskussionspapier Nr. 117.
- Van Raaij, W. F. (1989). Economic News, Expectations and Macro-Economic Behaviour, *Journal of Economic Psychology* 10: 473-493.
- Van Treeck, T. (2008). Asymmetric Income and Wealth Effects in a Non-linear Error Correction Model of US Consumer Spending, *IMK Working Paper* 06/2008.
- Vuchelen, J. (1995). Political Events and Consumer Confidence in Belgium, *Journal of Economic Psychology* 16: 563-579.
- Wärneryd, K.-E. (1997). Demystifying Rational Expectations Theory Through an Economic-Psychological Model, In: G. Antonides (Hrsg.), *Advances in Economic Psychology*.
- Wei, W.W.S. und D.O. Stram (1990). Disaggregation of Time series Models, *Journal of the Royal Statistical Society - Series B*, 52: 453-467.
- Weiss, A.A. (1984). Systematic Sampling and Temporal Aggregation in Time Series Models, *Journal of Econometrics* 26: 271-281.
- Wilcox, J. A. (2007). Forecasting Components of Consumption with Components of Consumer Sentiment, *Business Economics* 42: 36-46.
- Wiswede, G. (2007). *Einführung in die Wirtschaftspsychologie*, 4. überarbeitete und erweiterte Auflage. Reinhardt Verlag München.
- Wörsdorfer, S. (2005). Wie die Wirtschaftsberichterstattung der Medien das Konsumentenvertrauen lenkt – Empirische Evidenz für Deutschland, 1995-2005, *Wirtschaft im Wandel* 11/2005: 338-344.
- Wolters, J. (1992). Der Zusammenhang zwischen Konsum und Einkommen: Alternative ökonomische Ansätze, *RWI-Mitteilungen* 43: 115-132.

RWI Projektbericht

Anhang

A1 Ergebnisse der Schätzung zu ausgewählten Einzelfragen der Konsumentenstimmung

Tabelle A1

Ergebnisse der VAR-Schätzung (Q2: Wie erwarten Sie, wird sich die finanzielle Lage Ihres Haushalts in den kommenden zwölf Monaten verändern?)

	$\Delta Q2_t$		Δ Medienberichterstattung		Δ disaggregierter Quartalskonsum	
	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert
$\Delta Q2_{t-1}$	-0.097	0.205	-0.054*	0.077	0.001	0.934
Δ Medienberichterstattung _{t-1}	0.5130***	0.005	0.350***	0.000	-0.047	0.223
Δ disaggregierter Quartalskonsum _{t-1}	0.162	0.599	0.100	0.413	0.590***	0.000
Konstante	0.059	0.580	-0.015	0.719	0.024	0.273
χ^2 -Statistik	9.587	26.627	84.572			
R ²	0.056	0.142	0.344			
Log-Likelihood	-424.08					
ACI	5.417					
BCI	5.647					

*, **, und *** zeigen die Signifikanz auf dem 10, 5, und 1%-Niveau. p-Werte sind als Ergebnisse von Granger-Kausalitätstests zu interpretieren.

Konsum- und Sparverhalten

Tabelle A2

Ergebnisse der VAR-Schätzung (Q4: Wie glauben Sie, wird sich die allgemeine wirtschaftliche Lage in den kommenden zwölf Monaten verändern?)

	ΔQ_{4t}		Δ Medienberichterstattung		Δ disaggregierter Quartalskonsum	
	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert
ΔQ_{4t-1}	0.152**	0.044	-0.017	0.144	-0.004	0.501
Δ Medienberichterstattung t-1	1.670***	0.001	-0.337***	0.000	-0.043	0.275
Δ disaggregierter Quartalskonsum t-1	-0.044	0.957	0.087	0.479	0.588***	0.000
Konstante	0.117	0.677	-0.016	0.714	0.025	0.261
F -Statistik	18.398	25.486	85.253			
R ²	0.103	0.137	0.346			
Log-Likelihood	-572.83					
ACI	7.265					
BCI	7.495					

, **, und * zeigen die Signifikanz auf dem 10, 5, und 1%-Niveau. p-Werte sind als Ergebnisse von Granger-Kausalitätstests zu interpretieren.*

RWI Projektbericht

Tabelle A3

Ergebnisse der VAR-Schätzung (Q7: Wie wird sich die Zahl der Arbeitslosen nach Ihrer Erwartung in den kommenden zwölf Monaten entwickeln?)

	$\Delta Q11_t$		Δ Medienbericht- erstattung		Δ disaggregierter Quartalskonsum	
	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert
$\Delta Q7_{t-1}$	0.045	0.524	0.001	0.910	0.002	0.646
Δ Medienberichterstat- tung $_{t-1}$	-1.797**	0.017	-0.354***	0.000	-0.045	0.249
Δ disaggregierter Quartalskonsum $_{t-1}$	0.161	0.897	0.095	0.442	0.589***	0.000
Konstante	0.083	0.847	-0.018	0.675	0.024	0.273
χ^2 -Statistik		6.600		23.059		84.884
R ²		0.039		0.125		0.345
Log-Likelihood		-648.43				
ACI		8.204				
BCI		8.434				

, **, und * zeigen die Signifikanz auf dem 10, 5, und 1%-Niveau. p-Werte sind als Ergebnisse von Granger-Kausalitätstests zu interpretieren.*

Konsum- und Sparverhalten

Tabelle A4

Ergebnisse der VAR-Schätzung (Q11: Wie wahrscheinlich ist es, dass Sie in den kommenden zwölf Monaten Geld sparen?)

	$\Delta Q11_t$		Δ Medienberichterstattung		Δ disaggregierter Quartalskonsum	
	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert	Koeffizient	p-Wert
$\Delta Q11_{t-1}$	-0.402***	0.000	0.003	0.877	0.017*	0.059
t_{-2}	-0.177**	0.021	0.003	0.856	0.004	0.692
Granger-Kausalitätstests (p-Wert)		-		0.979		0.162
Δ Medienberichterstattung t_{-1}	0.458	0.157	-0.447***	0.000	-0.049	0.190
t_{-2}	0.718**	0.029	-0.284***	0.000	-0.048	0.205
Granger-Kausalitätstests (p-Wert)		0.070		-		0.288
Δ disaggregierter Quartalskonsum t_{-1}	0.559	0.399	0.203	0.194	0.865***	0.000
t_{-2}	0.602	0.394	-0.171	0.306	-0.458***	0.000
Granger-Kausalitätstests (p-Wert)		0.130		0.418		-
Konstante	-0.054	0.758	-0.016	0.695	0.036*	0.075
χ^2 -Statistik		37.356		40.208		137.459
R ²		0.189		0.201		0.462
Log-Likelihood		-479.720				
ACI		6.259				
BCI		6.663				

, **, und * zeigen die Signifikanz auf dem 10, 5, und 1%-Niveau.*

RWI Projektbericht

A2 Variablen zur Analyse der prognostischen Qualitäten des EU-Konsumentenstimmungsindikators

Variable (Notation)	Erläuterung	Quelle
Konsum (C_t) / Konsumwachstum: $c_t = \Delta_{t-4} \log C_t$	VGR - Private Konsumausgaben (preisbereinigt) / Ursprungswerte Einheit: Index mit Basis 2000=100	Destatis
Einkommen (Y_t) / Einkommens- wachstum: $y_t = \Delta_{t-4} \log Y_t$	VGR-Konto der privaten Haushalte, Verfügbares Einkommen inkl. Zunahme betrieblicher Ver- sorgungsansprüche Einheit: DM/EURO (hypothetisch auf Eurobasis) in Milliarden	Bundes- bank
Investitionen (I_t) / Investitions- wachstum: $i_t = \Delta_{t-4} \log I_t$	VGR - Bruttoanlageinvestitionen (preisbereinigt) / Ursprungswerte Einheit: Index mit Basis 2000=100	Destatis
Löhne (W_t) / Wachstumsrate der Löhne: $w_t = \Delta_{t-4} \log W_t$	VGR-Gesamtwirtschaftliche Übersicht, Netto- löhne und -gehälter - Inländer Einheit: DM/EURO (hypothetisch auf Eurobasis) in Milliarden	Bundes- bank
Arbeitslosenquote (U_t) / Verände- rung der Arbeitslosenquote: $u_t = \Delta_{t-12} \log U_t$	Arbeitslosenquote (Arbeitslose in% der zivilen Erwerbspersonen) / Ursprungswerte Einheit:%	Bundes- agentur für Arbeit
Preise (P_t) / Inflationsrate: $p_t = \Delta_{t-12} \log P_t$	Verbraucherpreisindex (bis 1994: Westdeutsch- land) / Ursprungswerte Einheit: Index mit Basis 2005=100	Destatis
Index der wahrgenommenen Inflation ($IWI(2.0)$) / Verände- rungsrate $IWI(2.0)$: $iwi_t = \Delta_{t-12} \log IWI_t$	Index der wahrgenommenen Inflation mit Loss Aversion Faktor 2.0 (eigene Berechnungen) Einheit: Index mit Basis 2005=100	CEStat.ch
DAX (DAX_t) / Wachstumsraten des DAX: $dax_t = \Delta_{t-12} \log DAX_t$	DAX Kursindex Basis: Ultimo 1987 = 1000	Deutsche Börse AG
Produktion ($Prod_t$) / Produktions- wachstum: $prod_t = \Delta_{t-12} \log Prod_t$	Produktion im Produzierenden Gewerbe (in konstanten Preisen) / Deutschland / Bergbau und Verarbeitendes Gewerbe (B + C) / Ur- sprungswerte Einheit: Index mit Basis 2005=100	Destatis

Konsum- und Sparverhalten

noch A2

Variable (Notation)	Erläuterung	Quelle
Zinsen Frankfurt (iF)/ Veränderung des Realzins: $ir_t = \Delta_{t-12} \log(iF_t - p_t)$	Geldmarktsätze am Frankfurter Bankplatz / Dreimonatsgeld / Monatsdurchschnitt Einheit:% p.a.	Bundesbank
EU-Confidence Indicator (CI)	Durchschnitt aus Fragen 2, 4, 7 und 11 des EU-Consumer Surveys $(Q2 + Q4 - Q7 + Q11) / 4$	GfK
Konsumentenstimmung zu speziellen Themen (Q1-Q12)	Konsumentenstimmung zu verschiedenen Themen / Balance Score der Fragen 1-12 des EU-Consumer Surveys	GfK

A3 Fragen der EU-Konsumentenumfrage, deren Saldo-Statistiken und der EU-Konsumentenstimmungsindikator

A3.1 Fragen der EU Konsumentenumfrage

Q1 How has the financial situation of your household changed over the last 12 months? It has...

- + + got a lot better
- + got a little better
- = stayed the same
- got a little worse
- got a lot worse
- N don't know.

Q2 How do you expect the financial position of your household to change over the next 12 months? It will...

- + + get a lot better
- + get a little better
- = stay the same
- get a little worse
- get a lot worse
- N don't know.

Q3 How do you think the general economic situation in the country has changed over the past 12 months? It has...

- + + got a lot better
- + got a little better
- = stayed the same

RWI Projektbericht

- got a little worse
 - got a lot worse
 - N don't know.
- Q4 How do you expect the general economic situation in this country to develop over the next 12 months? It will...
- + + get a lot better
 - + get a little better
 - = stay the same
 - get a little worse
 - get a lot worse
 - N don't know.
- Q5 How do you think that consumer prices have developed over the last 12 months? They have...
- + + risen a lot
 - + risen moderately
 - = risen slightly
 - stayed about the same
 - fallen
 - N don't know.
- Q6 By comparison with the past 12 months, how do you expect that consumer prices will develop in the next 12 months? They will...
- + + increase more rapidly
 - + increase at the same rate
 - = increase at a slower rate
 - stay about the same
 - fall
 - N don't know.
- Q7 How do you expect the number of people unemployed in this country to change over the next 12 months? The number will...
- + + increase sharply
 - + increase slightly
 - = remain the same
 - fall slightly
 - fall sharply
 - N don't know.
- Q8 In view of the general economic situation, do you think that now it is the right moment for people to make major purchases such as furniture, electrical/electronic devices, etc.?

Konsum- und Sparverhalten

- + + yes, it is the right moment now
- = it is neither the right moment nor the wrong moment
- no, it is not the right moment now
- N don't know.

Q9 Compared to the past 12 months, do you expect to spend more or less money on major purchases (furniture, electrical/electronic devices, etc.) over the next 12 months? I will spend...

- + + much more
- + a little more
- = about the same
- a little less
- much less
- N don't know.

Q10 In view of the general economic situation, do you think that now is...?

- + + a very good moment to save
- + a fairly good moment to save
- not a good moment to save
- a very bad moment to save
- N don't know.

Q11 Over the next 12 months, how likely is it that you save any money?

- + + very likely
- + fairly likely
- not likely
- not at all likely
- N don't know.

Q12 Which of these statements best describes the current financial situation of your household?

- + + we are saving a lot
- + we are saving a little
- = we are just managing to make ends meet on our income
- we are having to draw on our savings
- we are running into debt
- N don't know.

RWI Projektbericht

A3.2 Saldo-Statistiken

Saldo-Statistiken sind Differenzen der Anteile einzelner möglichen positiven oder negativen Antworten auf die Fragen. Bei drei möglichen Antworten (positiv, neutral und negativ) ist die Saldo-Statistik B definiert durch

$$B=P-M,$$

wobei P für den Anteil der positiven Antworten “up”, “more”, “more than sufficient”, “good”, “too large”, “increase”, “improve”, etc. und M für den Anteil der negativen Antworten “down”, “less”, “not sufficient”, “too small”, “decline” etc. steht. Die neutralen Antworten “unchanged”, “as much”, “sufficient”, “satisfactory”, “adequate”, etc. werden bei dieser Balance Statistik nicht berücksichtigt.

Bei sechs möglichen Antworten gibt es neben der neutralen Antwort jeweils zwei positiv oder negativ mögliche Antworten. Dabei bezeichnen P und M die gleichen Anteile wie oben, PP und MM die Anteile der sehr positiven und sehr negativen möglichen Antworten. Die Balance Statistik B ergibt sich dann mit

$$B=(PP+0.5P)-(0.5M+MM).$$

Balance Statistiken nehmen immer Werte zwischen -100 und 100 an. Den Wert -100 nehmen sie an, wenn alle die negativste mögliche Antwort wählen und den Wert 100 wenn alle die positivste mögliche Antwort wählen.

A3.3 EU-Konsumentenstimmungsindikator

Der EU-Konsumentenstimmungsindikator CI ist durch die Saldo-Statistiken zu den Fragen 2 (Q2), 4 (Q4), 7 (Q7) und 11 (Q11) wie folgt definiert:

$$CI = (BQ2+BQ4-BQ7+BQ11)/4.$$

A4 Stochastisches Selektionsverfahren

1. Vorgabe einer Menge von K zulässigen exogenen Variablen $V = \{v_1, \dots, v_K\}$;
2. Zufällige Wahl einer Anzahl $k \in \{1, \dots, K\}$ exogener Variablen und Ziehung (ohne Zurücklegen) einer Zufallsstichprobe V_i exogener Variablen vom Umfang k aus V ;
3. Vorgabe eines Stichprobenumfangs n und Wiederholung von Schritt 2 solange bis ein n -Vektor $V = (V_1, \dots, V_n)$ verschiedener Stichproben vorliegt: $V_i \neq V_j$ für $i \neq j$;

Konsum- und Sparverhalten

4. Schätzung der Modelle $y_i = V_i \beta + e$ für alle $i = 1, \dots, n$ und Berechnung des Akaike-Informationskriteriums AIC_i für jedes dieser Modelle;
5. Bestimmung des Vektors $V^* \in V$ exogener Variablen bzw. des Modells $y_i^* = V_i^* \beta + e$ mit dem kleinsten Wert AIC^* des Akaike-Informationskriteriums;
6. Vorgabe einer Anzahl p von Repetitionen und Wiederholung der Schritte 2 bis 5 solange bis ein p -Vektor $V^* = (V_1^*, \dots, V_p^*)$ verschiedener Modelle vorliegt;
7. Bestimmung des Vektors $V^{**} \in V^*$ exogener Variablen bzw. des Modells $y_i^{**} = V_i^{**} \beta + e$ mit dem kleinsten Wert AIC^{**} des Akaike-Informationskriteriums.