



Munich Personal RePEc Archive

**Effects of the money market interest rate  
on the development of prices and  
productivity: An analysis of the German  
economy 1970-2014**

Friedrun Quaas and Georg Quaas

University of Leipzig

19 February 2016

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/69632/>

MPRA Paper No. 69632, posted 20 February 2016 23:22 UTC

# **Effekte des Geldmarktzinseszinses auf die Preis- und Produktivitätsentwicklung.**

## Eine Analyse der deutschen Volkswirtschaft 1970-2014

Friedrun Quaas / Georg Quaas  
Universität Leipzig, Wirtschaftswissenschaftliche Fakultät

### **1. Einordnung**

Kritiker der Geldpolitik der Europäischen Zentralbank sehen sich einer vertrackten Situation gegenüber. Einerseits beklagen sie lauthals deren Politik des billigen Geldes und fordern eine deutliche Korrektur der Niedrigzinspolitik, um die Wirtschaft nicht in erneute „Blasen“ zu stürzen. Andererseits müssen sie anerkennen, dass Mario Draghis geldpolitische Maßnahmen einer konsequenten Ziel-Mittel-Logik volkswirtschaftlicher Grundeinsichten entspricht: Expansive Geldpolitik als Politik des billigen Geldes ist eine Inflationsursache, während anzunehmen ist, dass die geforderten Erhöhungen der Leitzinsen eher in die gegensätzliche Richtung weisen. „Wenn man genügend Geld druckt, bekommt man immer Inflation. Immer.“ So jedenfalls hat es Peter Praet, Chefvolkswirt der EZB, am 6. Januar 2016 gegenüber der belgischen Zeitung „Knack“ formuliert und damit unterstrichen, dass es keinen „Plan B“ für die europäische Geldpolitik gäbe, um ihr bislang unterlaufenes Inflationsziel von 2% zu erreichen.<sup>1</sup>

Einigen ist nun aber bereits das durch die Europäische Zentralbank (2003) präzierte und ausführlich erläuterte<sup>2</sup> „Unter, aber nahe bei 2 %- Ziel“ als solches ein Dorn im Auge, und zwar nach beiden Richtungen hin. So hat etwa Hans-Werner Sinn (gegen das Argument der Deflationsgefahr) betont, dass die EZB mit dem 2%-Ziel dem im Maastrichter Vertrag verankerten Preisniveaustabilitätsziel eigenmächtig etwas „hinzugedichtet“ habe.<sup>3</sup> Anderen sind 2% zu gering, wenn sie mit Rekurs auf eine Studie des Internationalen Währungsfonds<sup>4</sup> eine Er-

---

<sup>1</sup> „Er is geen plan B, er is maar één plan. De ECB staat klaar om alle maatregelen te treffen die nodig zijn om de inflatie naar twee procent te brengen. Als je genoeg geld bijdruckt, krijg je altijd inflatie. Altijd.“ URL: <http://www.knack.be/nieuws/belgie/nooit-gedacht-dat-we-1-500-000-000-000-euro-zouden-moeten-bijdrukken/article-normal-642137.html>, abgerufen am 10.1.2016.

<sup>2</sup> Vgl. Issing (2003).

<sup>3</sup> „Im Übrigen sticht das Argument der Deflationsgefahr [...] nicht. Die EZB hat durch den Maastrichter Vertrag nicht [...] die Aufgabe bekommen, die Inflation auf zwei Prozent zu treiben, sondern bei null Prozent zu halten. Die „zwei Prozent“ hat sie selbst hinzugedichtet.“ (Sinn, 2014). Interessanterweise hatte derselbe Autor im Dezember 2000 der EZB selbst noch die Empfehlung gegeben, ihr Inflationsziel von 2 auf 2,5% zu erhöhen. Vgl. Sinn/Reuter (2000).

<sup>4</sup> Gemeint ist hier ein Diskussionspapier des IWF aus dem Jahre 2010, in dem die makroökonomische Politik neu überdacht wird und die Frage aufgeworfen wird, ob eine höhere Inflationsrate in normalen Zeiten nicht mehr Raum lassen würde für die Reaktion der Geldpolitik auf solche Schocks wie die letzte Krise. (Blanchard e.a. 2010, 11.)

höhung des Inflationsziels auf 4% für angemessen halten. Höhere Inflationsziele, so ist hier das Argument, würden den Spielraum für Zinsbewegungen erweitern.

Wie auch immer, die angestrebte Inflation lässt auf sich warten und stattdessen sind es eher die volkswirtschaftlich folgenreichen Begleiterscheinungen deflationärer Entwicklungen, die zu befürchten sind. Bei der Erklärung, warum die Inflation ausbleibt, werden in der Regel die derzeit niedrigen Öl- und Rohstoffpreise als Ursache angeführt. Die Jahresinflationsrate, gemessen am harmonisierten Verbraucherpreisindex, lag in Deutschland für das Jahr 2015 bei 0,3%. Die Verbraucherpreise für Nahrungsmittel sind 2015 gegenüber 2014 um moderate 0,8% gestiegen.<sup>5</sup> Die um die Energiepreise und die Preise für Lebensmittel bereinigte Kerninflationrate ist mit 1,18% im Jahresdurchschnitt 2015 höher<sup>6</sup>, liegt aber auch nicht im Bereich des mittelfristigen Inflationsziels der EZB.

Die Konzentration auf die Ursachensuche für den ausbleibenden Anstieg der Inflation geht also weiter. Daran ist prinzipiell nichts auszusetzen, solange die angebotenen Erklärungen nicht nur auf der Grundlage einer hypothetisch angenommenen deduktiven Kausalkette für schlüssig deklariert werden, sondern auch der empirischen Überprüfung standhalten. Dies ist umso wichtiger, wenn wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen abgeleitet werden.

## 2. Ein Erklärungsversuch

Am 29. November 2015 veröffentlichte Gunther Schnabl in der publikumswirksamen Frankfurter Allgemeinen Sonntagszeitung einen Gastbeitrag mit dem Titel: „Warum gibt es keine Inflation?“<sup>7</sup> Etwas präziser lautet das von ihm aufgegriffene Problem: „Warum steigen die Preise trotz Geldschwemme nicht?“ Angesichts einer „aggressiven Geldpolitik“ könne man niedrige Inflation nicht mehr, wie in der Terminologie der „Großen Mäßigung“<sup>8</sup>, als Triumph verkaufen. Stabile Preise müssten nun vielmehr als „Ausdruck geldpolitischer Ratlosigkeit“ gewertet werden.

---

<sup>5</sup> Vgl. die Angaben des Statistischen Bundesamtes (2016).

<sup>6</sup> URL: <http://www.tagesgeldvergleich.com/inflation-inflationsrate/kerninflation>, abgerufen am 24.01.2016.

<sup>7</sup> Die explizite Ausrichtung auf diesen einen Beitrag, der unter vielen ähnlichen nicht sonderlich heraussticht, bedarf der Erläuterung. Sie folgt einem empfehlenden Hinweis auf den Artikel, der im öffentlichen Teil der Fakultätsratssitzung der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät am 9. Dezember 2015 gegeben worden ist.

<sup>8</sup> Great Moderation ist originär eine Bezeichnung für die geringere Volatilität der Konjunkturbewegungen der US-amerikanischen Wirtschaft seit den 80er Jahren, die Stock und Watson im April 2002 eingeführt haben (vgl. Stock/Watson 2013, 162 u. 170). Ben Bernanke (2004) hat diese Bezeichnung aufgegriffen, bezieht sich allerdings auf Blanchard und Simon (2001), die das zu Grunde liegende Phänomen zuerst untersucht haben. Bernanke prägte den Begriff also nicht (wie Schnabl 2014, 793 meint), sondern verwendete ihn, um auszudrücken, dass die Geldpolitik auf Schwankungen der Inflationserwartungen besser denn je reagiere. Mit dieser Einschätzung wurde die Kontrolle der Inflationsrate zur Hauptstellschraube der Geldpolitik für die Verhinderung von Krisen aufgewertet.

Der Autor bedauert, dass die Verantwortlichen der EZB nicht bereit sind, „über die negativen Auswirkungen ihrer Politik“ nachzudenken. Stattdessen würden sie Inflationsziele als „Feigenblätter“ für die Verfolgung anderer Ziele benutzen. Als ein solches wird das „Mästen“ der Finanzmärkte genannt, kurioserweise in einem Atemzug mit dem Ziel ihrer Stabilisierung – einer der Kernaufgaben der EZB.<sup>9</sup> Das Aufgreifen einschlägig-pejorativer Metaphern, wie etwa die „geldpolitische Bazooka“, das Ansetzen einer geldpolitischen „Brechtstange“ oder das „Aufblasen der Bilanzen“ stellt den Beitrag in eine Reihe mit ähnlichen öffentlichen Stellungnahmen, die alle dieselbe Stoßrichtung haben, nämlich die Ermahnung der Zentralbank, die Politik des billigen Geldes möglichst rasch zu beenden. Die üblichen Argumente des Autors zur Zentralbankschelte werden im genannten Beitrag allerdings zu einer Art Schlüsselargumentation kondensiert, die wir im Folgenden herauszuschälen und einer empirischen und theoretischen Überprüfung zuzuführen versuchen. Zuvor sollen die im Text des Artikels verstreuten Antworten auf die in seiner Überschrift gestellte Frage systematisch aufbereitet werden, um die dahinter steckende Logik besser einordnen zu können. Warum also gibt es, gemäß Schnabl, keine Inflation?

## 2.1 Hypothesen

### *Argument 1 – Der Geltungsbereich*

Eine erste Teilantwort wird gegeben, indem die Frage präzisiert wird. Es ist nicht so, dass die expansive Geldpolitik keine Wirkungen zeigt und „verpufft“, denn die Preise auf Aktien-, Immobilien-, Rohstoff- und Edelmetallmärkten steigen ja! Nur die Güterpreise, die für die Messung der Inflation ausschlaggebend sind, steigen nicht bzw. nicht sofort. Die Anschlussfrage muss also lauten: Wie kommt es zu diesem einseitigen Effekt?

### *Argument 2 – Die Verursacher*

Schuld sind die Geschäftsbanken, die „das frische Geld der Zentralbanken in die Finanzmärkte schleusen. Es können zum Beispiel mehr Immobilien- oder Aktienkäufe finanziert werden, so dass Aktien- und Immobilienpreise steigen.“

In diesem Kontext folgt eine Warnung vor Blasenbildungen bzw. vor deren Platzen, auf die hier nicht weiter eingegangen werden muss, da sie nichts zur Erklärung beitragen.

---

<sup>9</sup> Zur Aufgabe der Finanzstabilität und ihrem Zusammenhang zur Preisstabilität vgl. die Darstellung der EZB auf URL: <http://www.ecb.europa.eu/ecb/tasks/stability/tasks/html/index.de.html>, abgerufen am 5.2.2016. Selbst Lösungsvorschläge des „Zuordnungsproblems“, in denen das Ziel der Finanzmarktstabilität prioritär der Bankenaufsicht und der Finanzmarktregulierung zugewiesen wird, räumen die Wirkungsrichtung der Geldpolitik auf dieses Ziel über verschiedene Wirkungskanäle ein (Landmann 2014, 9).

### *Argument 3 – Luxuskonsum als Inflationstreiber*

Der Autor glaubt, im Rekurs auf historische Blasenbildungen folgenden Zusammenhang zwischen Finanzmärkten und Gütermarkt beobachtet zu haben: „Die Inflation stieg erst sehr verzögert an, wenn sich die Besitzer von Aktien und Immobilien reicher fühlten und deshalb mehr konsumierten.“ Allerdings wird die nähere Spezifizierung dieser Art von Konsum nicht vorgenommen. Einerseits wird moniert, dass „die steigenden Preise von Luxuswohnungen, exklusiven Urlauben, teuren Autos und edler Bekleidung“ in den Konsumentenpreisindizes nicht ausreichend erfasst werden.<sup>10</sup> Andererseits bleibt der Konsum dieser sich nun reich Fühlenden eine Schlüsselgröße für die vorgebrachte Argumentation. Demnach entsteht Inflation nicht, wie von makroökonomischen Standardmodellen beschrieben, entweder durch die Erwartung einer Inflation oder steigende Kosten, sondern durch verstärkten Konsum der Reichen. Diese Form von Konsum soll in Übereinstimmung mit der gängigen Terminologie im Weiteren „Luxuskonsum“ genannt werden.

Dass der Autor hier tatsächlich Luxuskonsum einer bestimmten Einkommensschicht ins Auge gefasst hat, wird im Kontext klar: Aktien „werden weit überdurchschnittlich von hohen Einkommensklassen gehalten, die von der Geldschwemme profitieren. Mit den Gewinnen der großen Unternehmen steigen auch die Dividenden, ebenso die Gehälter des hohen Managements.“ Und mit den Einkommen steige die „Nachfrage der höchsten Einkommensschichten“. Weil damit der Konsum der „risikoscheuen“ Mittelschicht offensichtlich nicht gemeint ist, kann der „Trickle Down Consumption“-Ansatz<sup>11</sup> vernachlässigt werden, nach dem verstärkter Luxuskonsum auch aus Lohneinkommen nahe gelegt werden würde.

Folglich, so kann man nun vermuten, ist der Konsum, der durch Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen (oder auch nur aus Vermögenseinkommen) finanziert wird, ausschlaggebend für einen (verzögerten) Anstieg der Inflation.

### *Argument 4 – Inverser Zusammenhang zwischen Geldmenge und Preisen*

Das Ausbleiben der Inflation, das im FAZ-Beitrag ja eigentlich thematisiert werden soll, wird wie folgt erklärt: „Die Geldschwemme selbst drückt die Preise.“ Nutznießer der Niedrigzins-

---

<sup>10</sup> Die EZB nennt gute Gründe dafür, die Vermögenspreise nicht direkt in den Preisindex einzubeziehen. Im Falle einer Vermögenspreisblase würde diese dann wahrscheinlich durch eine noch stärkere Reaktion der Geldpolitik zum Platzen gebracht werden, verbunden mit unangenehmen Folgen für die wirtschaftliche Stabilität. Vgl. Europäische Zentralbank (2011, 92).

<sup>11</sup> Der „Trickle Down“-Effekt der Konsumtion wird von Marianne Bertrand und Adair Morse (2013) als Begleiterscheinung der wachsenden Ungleichheit in den USA beschrieben. Es sind demnach nicht wachsende Einkommen und Wohlstand, die auf untere Einkommensschichten durchsickern, wie die viel beschworene „Trickle Down“-Theorie annimmt, sondern gemeint sind die Konsumgewohnheiten der Oberschicht, die von den Mittelschichten übernommen werden, weil sie mithalten („Keeping up with the Joneses“-Effekt) wollen, obwohl sie es sich eigentlich nicht leisten können.

politik sind zwar in erster Linie die Unternehmer, aber: „Die sinkenden Kosten für Kapital gaben die Unternehmen teilweise an die Konsumenten in Form niedrigerer Preise weiter. Dieser Prozess wurde verstärkt, weil seit Mitte der 1990er Jahren ein starker Kostendruck von China ausging. Das Land belieferte die Weltmärkte mit billigen Gütern.“

Demnach müsste, entgegen aller theoretischen Erwartungen, ein negativer korrelativer Zusammenhang zwischen der Geldmenge und der Inflation bestehen. Allerdings beugt der Autor dieser theoretischen Unstimmigkeit vor; die „vor sich hin dümpelnde Inflation“ wird in die Gänge kommen, wenn „der Pfropfen im Flaschenhals“ sich mit einem „großen Preisschub“ löst. Der im Text Milton Friedman zugeschriebene metaphorische Vergleich<sup>12</sup> könnte rückgestaute Inflation anschaulich illustrieren. Jedoch wird das Bild verzerrt wiedergegeben. Die Inflation ist gerade nicht der Pfropfen, wie Schnabl meint, sondern sie ist – um im Bilde zu bleiben – der Geist in der Flasche. Zu klären gewesen wäre aber gerade, was der Pfropfen ist.

#### *Argument 5 – Der Schaden für die Realwirtschaft*

Eine unheilvolle Folge der Niedrigzinspolitik sei, dass die Geschäftsbanken verführt werden, „faule Kredite an nicht mehr renditeträchtige Unternehmen weiterzuführen.“ Dies müsste sich in einer sinkenden volkswirtschaftlichen Produktivität in der Folge niedriger Zinssätze widerspiegeln. Denn: „Immer weniger neue Investitionsprojekte mit hoher Produktivität werden auf den Weg gebracht.“ Mit diesem der Hayek’schen Überinvestitionstheorie entlehnten Argument der Produktionsumwege<sup>13</sup> wird schlussendlich die Kette der Hypothesen zur Erklärung des Ausbleibens der Inflation über den vermuteten Einkommens- und Wachstumseffekt geschlossen:

„Wenn aber die Einkommen und Einkommenserwartungen breiter Bevölkerungsschichten, deren Konsumgewohnheiten von den Konsumentenpreisindizes der Zentralbanken abgebildet werden, stagnieren, gibt es auch keine Inflation.“ Das wiederum bedeutet aber zunächst einmal, dass der Autor seiner eigenen, hier im Argument 3 aufgezeigten Hypothese widerspricht, denn Luxuskonsum scheint nun nicht einmal mehr zeitverzögert als Inflationstreiber ins Kalkül gezogen zu werden. Wie passt das in die Gesamtargumentation?

---

<sup>12</sup> Alvin Hansen (1941, 6f.) bereits hat vor dem Hintergrund ausgeschöpfter industrieller Kapazitäten der USA Ende des Jahres 1940 das Phänomen der „bottleneck inflation“ beschrieben und eine entwaffnend simple Vermeidungsstrategie empfohlen. „The only sound way to prevent bottleneck inflation is to break the bottlenecks“.

<sup>13</sup> Dies ist Hayeks Fall der erzwungenen Ersparnis, mit dem jener aufzeigen wollte, dass durch zu niedrige Zinssätze Anreize auch zu solchen Kapitalinvestitionen ausgeübt werden, von denen sich erst später erweisen würde, dass sie Fehlinvestitionen darstellen und deshalb geradewegs in die Krise führen könnten. Der Maßstab ist für Hayek der „natürliche Zins“ (Hayek 1931, 53ff.). Zur Kritik an der diesem Ansatz zu Grunde liegenden österreichischen Kapitaltheorie vgl. Quaas/Quaas (2013).

## 2.2 Zwischenbilanz

Man kann die vorgebrachten Argumente so zusammenfassen: Da die EZB mit der momentanen Geldpolitik ihr Inflationsziel nicht erreicht, bleiben nur zwei Möglichkeiten. Entweder man gibt das Inflationsziel auf und ändert die Geldpolitik im Sinne des Autors. Oder man muss befürchten, dass die zeitverzögerte Wirkung des Luxuskonsums früher oder später ungebremst auf den Preisindex der Verbrauchsgüter durchschlägt und die Inflation aus dem Ruder läuft.

Da nicht damit zu rechnen ist, dass die EZB den Empfehlungen von Gunther Schnabl folgen wird, lohnt es sich, die zweite Möglichkeit genauer ins Auge zu fassen. Die Fragestellung verändert sich dahingehend: Ist der Luxuskonsum der Reichen überhaupt ein Preistreiber? Bei der Beantwortung gehen wir davon aus, dass die finanzielle Quelle des Luxuskonsums jedenfalls nicht in dem Teil des Nettoneationaleinkommens (zu Faktorkosten) zu suchen ist, der den Arbeitsentgelten entspricht. Die in Argument 5 vorgebrachte Behauptung, dass niedrige Zinssätze die Produktivität beeinträchtigen, dürfte ebenfalls nicht ohne Bedeutung für die Geldpolitik sein, sollte sich ihr hypothetischer Charakter belegen lassen. Nachfolgend sind daher jene beide Hypothesen zu testen, die sich aus der vorgestellten Argumentationsstruktur ableiten lassen:

Hypothese 1: Luxuskonsum wirkt sich positiv auf die Entwicklung von Inflation aus.

Hypothese 2: Niedrige Kapitalmarktzinssätze senken die gesamtwirtschaftliche Produktivität.

## 3. Test der Hypothese 1

Es ist unklar, ob die Behauptung eines Zusammenhanges zwischen dem Konsum der Reichen und der Inflation generell, nur für Europa oder speziell für Deutschland getroffen worden ist. Wir gehen von einer generellen Hypothese aus, die konkurrierend oder ergänzend zu den makroökonomischen Standardmodellen gelten soll, also auch mit Blick auf die deutsche Volkswirtschaft. Die Inflationsraten im gemeinsamen Währungsraum sind hinreichend verschieden, so dass man davon ausgehen kann, dass zwar der gleiche Preismechanismus in jedem Land wirkt, aber aufgrund unterschiedlicher Bedingungen auch unterschiedliche Effekte hervorbringt.

### 3.1 Inflation und Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen

Einen ersten Eindruck über den Zusammenhang zwischen der Inflation und dem Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen (YUV), das pro Kopf gerechnet und im Durchschnitt zwei- bis dreimal höher als die Arbeitsentgelte ist, liefert Abbildung 1 (siehe unten), in der die

Inflation (INFL) der jährlichen Veränderungsrate von YUV gegenübergestellt wird. Zeitreihenanalytisch gesehen sind beide Kurven stationär, allerdings hängt diese Eigenschaft vom Untersuchungsbereich ab. Die ökonometrische Analyse mit Hilfe eines VAR-Modells (Time lag: acht Quartale) liefert keinen Hinweis darauf, dass YUV die Inflationsrate beeinflusst. Bedenkt man, dass in dieses Aggregat das Einkommen zahlreicher Selbständiger eingeht, die kaum mehr, manchmal sogar weniger als ein durchschnittlicher Arbeitnehmer verdienen, so könnte dieser unbefriedigende Befund an einer nicht hinreichenden Differenzierung der Einkommensarten liegen. Wenn die zu prüfende Hypothese es erfordert, sehr hohe Einkommen in Augenschein zu nehmen, dann könnte eine Fokussierung der Analyse auf die Vermögenseinkommen geeigneter sein, um einen eventuellen Einfluss auf die Inflation nachzuweisen.

### 3.2 Analyse der Primäreinkommen

Das Volkseinkommen (Nettonationaleinkommen zu Faktorkosten) zerfällt in Arbeitsentgelte und Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen. Eine Differenzierung zwischen den Einkommen aus Unternehmertätigkeit auf der einen Seite (im Folgenden auch kurz als Unternehmerlohn bezeichnet) und den Einkommen aus Vermögen nimmt das Statistische Bundesamt nicht vor. Um das Einkommen aus Vermögen zu separieren und zugleich abzuschätzen, wird folgende Methode angewandt:

(i) Steuerbereinigung: Von der Einkommen- und Vermögensteuer werden die Steuern auf Arbeitseinkommen abgezogen. Es verbleiben die Steuern, die auf das Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen erhoben werden. Zieht man diese Steuern von letzterem (also von YUV) ab, so erhält man einen Nettostrom, der den privaten Haushalten aus Unternehmertätigkeit und Vermögen zufließt.

(ii) Berechnung des Unternehmerlohns: In Anlehnung an eine Standardprozedur zur Abschätzung des Unternehmerlohns, die beispielsweise in so unterschiedlichen Frameworks wie dem RWI-Konjunkturmodell und in den umfangreichen historischen Analysen von Thomas Piketty (2014, 64 sowie 663 und 669) Verwendung findet, wird jedem Selbständigen der durchschnittliche Nettolohn eines Arbeitnehmers zugerechnet und mit der Anzahl der Selbständigen multipliziert.

(iii) Reines Einkommen aus Vermögen: Zieht man die eben berechnete „Unternehmerlohnsumme“ von dem Nettoeinkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen ab, erhält man



das Nettoeinkommen aus Vermögen YV, im RWI-Modell älterer Bauart auch als „Verteilte Gewinne“ bezeichnet (Heilemann 2004, 168). Die Abbildung 2 zeigt die Aufteilung des Aggregats YUV in Unternehmerlohn YU, Einkommen aus Vermögen YV und Steuern TX (die Endung SA bedeutet: seasonal adjusted). Wie man sieht, nimmt das Einkommen aus Vermögen ca. 2/3 des Aggregats YUV ein, und die Zeitreihe verhält sich ähnlich wie YUV. In Abbildung 3 wird die Inflation mit der Veränderungsrate des Einkommens aus Vermögen verglichen. Die bloße Dateninspektion erlaubt jedoch kein Urteil darüber, ob und in welchem Maße beide Zeitreihen zusammenhängen. Dazu wird ein Test mit Hilfe eines vektorautoregressiven (VAR-) Modells über den gesamten Stützbereich von 1973Q1 bis 2014Q4 vorgenommen. Bei einem Timelag von 8 Quartalen konnte wiederum keine Indiz für einen kausalen Zusammenhang zwischen Inflation und Veränderungsrate des Einkommens aus Vermögen liefern (siehe Tabelle 1).

Tabelle 1: VAR-Modell, 168 Beobachtungen

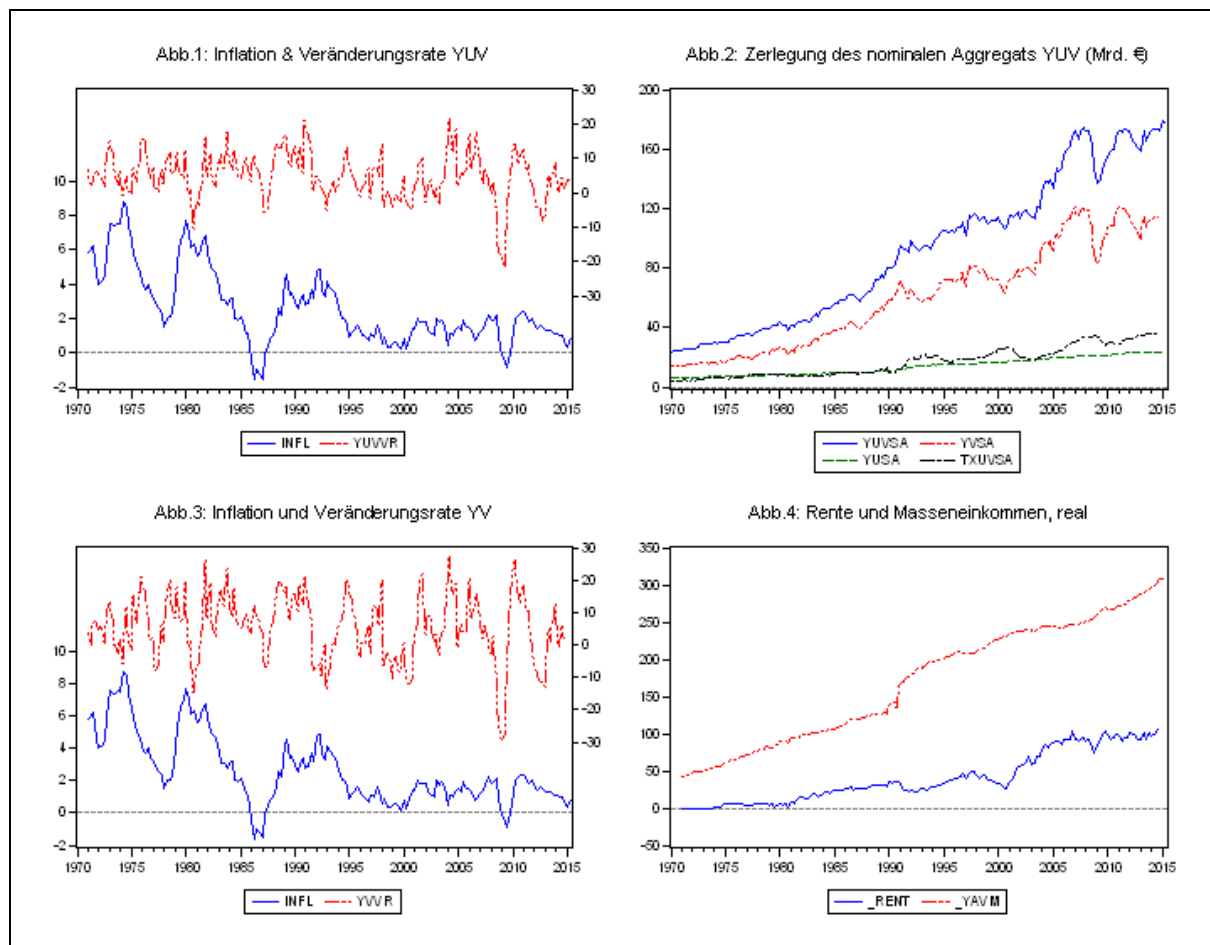
Lag	INFL(Lag)								YVVR(Lag)							
	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	-8	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	-8
INFL	1,2	-,2	0,3	-,5	0,2	0,0	0,1	-,2	0,0	-,0	0,0	-,0	-,0	0,0	-,0	0,0
t-Stat	<b>14,9</b>	<b>-2,0</b>	<b>2,4</b>	<b>-4,2</b>	1,4	0,4	1,2	<b>-2,2</b>	1,1	-1,3	1,1	-0,8	-,6	0,5	-,7	1,0
YVVR	-1,1	1,2	-,7	1,0	-,8	0,7	-,2	-,3	0,9	0,0	0,1	-0,1	0,1	0,0	-,1	-,0
t-Stat	-1,9	1,4	-,8	1,1	-1,0	0,8	-,3	-,5	<b>11</b>	<b>0,0</b>	0,9	<b>-1,2</b>	<b>1,2</b>	0,7	-,6	-,7

Angesichts der hohen Zahl von Beobachtungen müssten bei Vorliegen eines Zusammenhangs zwischen Inflation und der YV-Veränderungsrate die  $t$ -Werte rechts oben in der Tabelle 1 wesentlich höher ausfallen. Da das nicht der Fall ist, müssen wir die Schlussfolgerung ziehen, dass aus statistischer Sicht kein signifikanter Zusammenhang zwischen Inflation und dem Einkommen aus Vermögen besteht.

Wenn behauptet wird, dass der Konsum der Reichen ausschlaggebend für die Inflation sei, so könnte das Einkommen aus Vermögensbesitz jedoch eine verwendungsseitig immer noch zu breit angelegte Variable sein. Schließlich kann dieses Einkommen auch für anderes als für Konsum verwendet worden sein. Außerdem könnte man ähnlich wie im Fall der allgemein bekannten Konsumfunktion argumentieren, dass der Konsum aus Vermögenseinkommen erst dann auf Veränderungen des Einkommens reagiert, wenn letzteres „permanent“ geworden ist. Dies würde einer Übertragung der Friedman-Hypothese<sup>14</sup> entsprechen, nach der außerdem die Konsumquote zusätzlichen Einkommens nicht als konstant angenommen werden kann.

<sup>14</sup> Vgl. Friedman 1956, Kapitel III, S. 20-37.

## Abbildungen 1-4



### 3.3 Der Luxuskonsum

Für das Aggregat, das dem Vermögenseinkommen zugrunde liegt, gibt es drei Verwendungsarten:

- (i) Nettoinvestitionen: Im Folgenden gehen wir von der Annahme aus, dass Entscheidungen über das Investitionsverhalten aus Sicht eines Unternehmers prioritär gegenüber Konsumententscheidungen sind.
- (ii) Kapitalexport: Vermögensanlagen im Ausland, gemessen durch den Nettoexport.
- (iii) Konsum, der über den „normalen“ Konsum für den Lebenserhalt hinausgeht: Diese Form von Konsum nennen wir hier in Anlehnung an eine traditionelle Terminologie „Luxuskonsum“.

Zieht man vom Vermögenseinkommen die Nettoinvestition ab, so erhält man eine Größe, die in der polit-ökonomischen Terminologie des Politikwissenschaftlers Hartmut Elsenhans (2001, 211) „Rente“ heißt. Die Verwendung der privat angeeigneten Rente unterliegt komplett der Botmäßigkeit der Vermögensbesitzer und stellt den Rahmen dar, in dem der Lu-

xuskonsum aus laufenden Einkommen finanziert werden kann. Es handelt sich um das verfügbare Einkommen, aus dem der Luxuskonsum finanziert wird. Anhand der Abbildung 4 kann man einen Eindruck gewinnen, wie gewichtig die Rente im Ensemble der Einkommensarten in der Bundesrepublik Deutschland ist. Grob geschätzt macht sie etwa ein Drittel des Masseneinkommens aus.

Damit sind vier Einkommensaggregate definiert worden, die einer alternativen Spezifizierung der Konsumfunktion zugrunde liegen können. Zur Erinnerung: Das Ziel ist, den Luxuskonsum der „Reichen“ zu separieren, um seinen Einfluss auf die Inflation nachzuweisen.

### 3.4 Alternative Konsumgleichungen

Üblicherweise verwendet man unter Friedmans permanenter Einkommenshypothese die Gleichung

$$C_{real}(t) = c_0 + c_1 C_{real}(t-1) + c_2 \frac{Y_{nom}(t)}{Pi(t)},$$

mit  $C$  als Konsum und  $Y$  als verfügbares Einkommen der privaten Haushalte.<sup>15</sup>  $Pi$  stellt den Preisindex nach Paasche dar; wenn die unverketteten Volumina als Realgrößen verwendet werden, kommt nicht die üblicherweise berichtete Preisentwicklung, sondern jener Preisindex  $Pi$  zur Anwendung.<sup>16</sup> Im vorliegenden Problemhorizont können wir jedoch nicht mit dem verfügbaren Einkommen der privaten Haushalte operieren, da zwischen den Faktoreinkommen unterschieden werden soll. Lawrence R. Klein differenzierte in einem der ersten ökonometrischen Makromodelle im Zusammenhang mit der Konsumgleichung zwischen Löhnen und Gehältern auf der einen Seite und Profiten auf der anderen.<sup>17</sup> Das Inter-War-Model I ist inzwischen ein Standardmodell der Ökonometrie (Jöreskog / Sörbom 1996-2001, 164-170) und liefert auch mit aktuellen Daten gute Ergebnisse. Die darin enthaltene Konsumgleichung basiert auf der Hypothese, dass sich das Konsumverhalten der Arbeitnehmer von dem der Unternehmer unterscheidet.

Daran anknüpfend wird hier angenommen, dass die drei Aggregate *Masseneinkommen*, das im Wesentlichen aus den Nettolöhnen und den staatlichen Transfers besteht, *Unternehmerlöhne* (so wie oben angegeben berechnet) und *Rente* ein unterschiedliches Konsumverhalten auslösen. Die Rente ist ein Einkommen, das ohne Nachteil für die Investitionstätigkeit und für die Befriedigung der lebensnotwendigen Bedürfnisse der Unternehmerfamilie als Luxuskonsum verwendet werden kann. Die alternative Konsumgleichung lautet demnach:

<sup>15</sup> Vgl. Jürgen Wolters (1992, 117).

<sup>16</sup> Vgl. Georg Quaas (2009, 99-110).

<sup>17</sup> Vgl. Lawrence R. Klein (1950, 59, Gleichung 3.1.5).

$$C_{real}(t) = a_0 + a_1 C_{real}(t-1) + a_2 \frac{Y_{avm}(t)}{Pi(t)} + a_3 \frac{Y_u(t)}{Pi(t)} + a_4 \frac{Y_r(t)}{Pi(t)} + E(t) \quad (1)$$

Die in Gleichung (1) auftretenden nominalen Variablen müssen deflationiert werden. Darüber hinaus empfiehlt sich eine saisonale Glättung nach dem üblichen Verfahren. (hier wurden die X12-ARIMA-Methode und weiter unten die Veränderungsraten zum Vorjahresquartal verwendet). Die Variablen bezeichnen im Folgenden immer saisonal geglättete Realaggregate.  $E(t)$  ist der Fehlerterm, der hinsichtlich der Existenz einer Einheitswurzel überprüft werden muss.

### 3.5 Stationarität der Zeitreihen

Bevor die Parameter vor den Regressoren (die Variablen auf der rechten Seite von 1) empirisch geschätzt werden können, sind die Eigenschaften der verwendeten unverketteten Volumina zu eruieren. Um dem mit der deutschen Einheit verbundenen Datensprung Rechnung zu tragen und um eventuell verzerrenden Effekten der saisonalen Glättung aus dem Weg zu gehen, ist der Untersuchungszeitraum 1970Q1 bis 2014Q4 in zwei Perioden P1 und P2 aufgeteilt, wobei diese Perioden etwas verkürzt worden sind. Tabelle 2 zeigt die Ergebnisse der Tests auf Stationarität und gibt die exakte Länge der Perioden an.

Tabelle 2: Test auf Stationarität (Augmented Dickey-Fuller Test with automatic lag length)

Var.	Exogene	P1: 1972:1 – 1989:4		P2: 1993:1 2014:4	
$C$	Const., Linear Trend	P=0,0028	$I(0)$	P=0,3336	$I(1)$
	$\Delta C$	Const.		P=0,0000	
$Y_{avm}$	Const., Linear Trend	P=0,6319	$I(1)$	P=0,9478	$I(1)$
	$\Delta Y_{avm}$	Const.		P=0,0180	
$Y_u$	Const., Linear Trend	P=0,0462	$I(0)$	P=0,0170	$I(0)$
	$\Delta Y_u$	Const.		P=0,0023	
$Y_r$	Const., Linear Trend	P=0,4390	$I(1)$	P=0,4888	$I(1)$
	$\Delta Y_r$	Const.		P=0,0001	

Die in Tabelle 2 berichteten Ergebnisse sind wie folgt zu interpretieren: In der alten Bundesrepublik ist der Konsum eine (schwach) stationäre Zeitreihe. Ob diese mit Hilfe zweier nicht-

stationärer Zeitreihen erklärt werden kann, muss ein Kointegrationstest zeigen. In der neuen Republik ist der Konsum integriert der Ordnung 1, also nicht stationär. Auch hier ist ein Test erforderlich, um festzustellen, ob eine Linearkombination der vier Variablen eine stationäre Fehlervariable ergibt. Das ist eine Voraussetzung dafür, um die Frage zu beantworten, ob die Parameter in der Gleichung 1 im Sinne einer Zeitreihenanalyse sinnvoll geschätzt werden dürfen.

In der Tat zeigt sich, dass die stochastischen Fehler der Schätzgleichung (1) für beide Perioden stationär sind: Die ADF-Teststatistik (mit einer Konstanten) hat in Periode 1 (alte Bundesrepublik) eine Wahrscheinlichkeit von 0,0075 für das Vorliegen einer Einheitswurzel, in Periode 2 (das neue Deutschland) eine Wahrscheinlichkeit von 0,0058. Einen noch stichhaltigeren Beleg für das Vorliegen einer Kointegrationsbeziehung liefert die Schätzung eines Fehlerkorrekturmodells.

### 3.6 Nachweis der Kointegration

Tabelle 3 zeigt die Parameterschätzungen des Langfristmodells Gl. (1) und eines Fehlerkorrekturmodells „in reduzierter Form“ (vgl. Wolters 2004, S.75), das in Analogie zu dem von Wolters (1992) konstruiert wurde:

$$\Delta C(t) = a_0 + a_1 \Delta C(t-1) + a_2 \Delta Y_{avm}(t-1) + a_3 \Delta Y_u(t-1) + a_4 \Delta Y_r(t-1) + a_5 E(t-1) \quad (2)$$

Die Gleichung (2) erweitert das in Quaas (2005) untersuchte Fehlerkorrekturmodell, in dem das Masseneinkommen bereits enthalten war, um den Unternehmerlohn und die Rente sowie durch eine Ausdehnung des Stützbereiches auf die alte Bundesrepublik.

Tabelle 3: Schätzwerte des Langfrist- und des FCM-Modells in 2 Perioden

	R <sup>2</sup>	Adj R <sup>2</sup>	DW	S.E.	HQ	LM	a <sub>0</sub>	a <sub>1</sub>	a <sub>2</sub>	a <sub>3</sub>	a <sub>4</sub>	a <sub>5</sub>
Bezug							Konstante	C(-1)	Y <sub>avm</sub>	Y <sub>u</sub>	Y <sub>r</sub>	E
Gl.1	0,998	0,998	2,16	1,34	3,55	P=0,35	3,54	0,73	0,32	-,38	0,13	--
P1						t-Wert:	7,3	10,4	3,2	-,23	2,2	--
Gl.1	0,997	0,997	2,31	2,14	4,47	P=0,07	2,18	0,77	0,13	2,19	-,02	--
P2						t-Wert:	0,73	14,8	2,45	2,67	-,76	--
Gl.2	0,15	0,09	2,02	2,31	1,39	P=0,02	1,35	-0,31	-,10	2,27	0,09	-,53
P1						t-Wert:	2,68	-2,30	-,59	1,15	0,87	-1,44
Gl.2	0,27	0,23	2,07	2,00	4,36	P=0,37	0,75	-,18	0,28	-1,28	-,10	-,93
P2						t-Wert:	1,58	-1,71	1,60	-,59	-2,05	-3,62

**Legende:**

R<sup>2</sup> = Determinationskoeffizient, Adj R<sup>2</sup> = Justiertes R<sup>2</sup>, DW = Durbin-Watson-Statistik, S.E. = Standardfehler, HQ = Hannan-Quinn-Maß, LM = Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test; P = Wahrscheinlichkeit des Testergebnisses; t-Statistik in runden Klammern, Stützbereiche P1 und P2 wie in Tabelle 2 angegeben

Von besonderer Bedeutung ist der Koeffizient  $a_5$ , der den Einfluss einer Abweichung vom langfristigen Gleichgewicht angibt. Da sein Schätzwert in beiden Perioden negativ ist, liegt eine stabile Lösung vor (Wolters 2004: 75). Allerdings ist dieser Schätzwert im Fall der alten Bundesrepublik nicht signifikant, so dass er auch Null sein könnte. Das spricht zwar nicht gegen die Kointegration der Zeitreihen, in diesem Fall wäre aber eher ein Granger-Kausalitäts-Test angebracht. Dieser testet die Nullhypothese „kein Einfluss der Variable X auf die Variable Y“ für alle denkbaren Kombinationen. Für die Differenzen unserer Variablen kann bei einem Lag von 8 Quartalen keine einzige Hypothese über die Existenz eines kausalen Zusammenhangs aufrechterhalten werden (Tabelle 4) – was, um es noch einmal zu betonen – aber nicht der Existenz eines langfristigen Zusammenhanges zwischen Konsum, Masseneinkommen und Rente widerspricht. Im Falle des vereinten Deutschlands wäre ein Granger-Test fehlspezifiziert, weil der Fehlerkorrekturterm fehlt.

Im Fall der alten Bundesrepublik wird der private Konsum langfristig durch das Masseneinkommen und die Rente, in der neuen Bundesrepublik durch das Masseneinkommen und den Unternehmerlohn determiniert.

Tabelle 4: Pairwise Granger Causality Tests, Sample: 1972Q1 1989Q4, Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
_DYAVM does not Granger Cause _DCPRI	64	0,42216	0,9019
_DCPRI does not Granger Cause _DYAVM		1,32549	0,2545
_DYU does not Granger Cause _DCPRI	64	0,70887	0,6823
_DCPRI does not Granger Cause _DYU		1,02189	0,4331
_DRENT does not Granger Cause _DCPRI	64	1,38045	0,2297
_DCPRI does not Granger Cause _DRENT		0,35230	0,9400
_DYU does not Granger Cause _DYAVM	64	1,63456	0,1406
_DYAVM does not Granger Cause _DYU		0,70187	0,6882
_DRENT does not Granger Cause _DYAVM	64	0,75923	0,6397
_DYAVM does not Granger Cause _DRENT		1,04475	0,4172
_DRENT does not Granger Cause _DYU	64	0,48164	0,8630
_DYU does not Granger Cause _DRENT		0,25920	0,9758

### 3.7 Verteilung des Einflusses über die Timelags

Eine genauere Differenzierung des Einflusses, der von den einzelnen zeitverzögerten Variablen ausgeht, liefert ein VAR-Modell, mit dem eingangs bereits die ersten Tests durchgeführt

wurden (8 timelags). Dieser Test könnte jetzt auf den Einfluss der Rente auf den Konsum in der Periode 1 (alte Bundesrepublik) beschränkt werden, da nur in dieser Periode ein signifikanter Zusammenhang vorliegt (siehe Langfristgleichung in Tabelle 3). Um sicher zu gehen, ist dieser Test aber auch für Periode 2 durchgeführt worden. Da nach Tabelle 2 der Konsum in der Periode 1 stationär ist, die Rente aber integriert von der Ordnung 1, muss von der zuletzt genannten Variablen die Veränderungsrate bzw. die Serie der Differenzen getestet werden.

Die Ergebnisse für die Periode 1 (durch die Differenzenbildung um ein weiteres Jahr verkürzt) lauten: Es gibt außer der Konstanten unter den 16 Schätzwerten drei signifikante. Demnach hängt der Konsum vom Konsum des Vorquartals mit 0,56 (3,78), vom Vorjahresquartal mit 0,45 (2,75) und von dem um sechs (!) Quartale verzögerten Rentenzuwachs mit 0,24 (2,17) ab (*t*-Werte in Klammern). In der Periode 2 – die eigentlich nicht beachtet werden müsste – hängt der Konsum vom Konsum des Vorquartals mit 0,61 (4,54), von dem um drei Quartale verzögerten Konsum mit 0,37 (2,28) und von dem um drei Quartale verzögerten Rentenzuwachs mit -0,15 (-3,04) ab. Mit Ausnahme der Konstanten sind alle anderen Schätzwerte nicht signifikant.

Abgesehen davon, dass es schwer fallen dürfte, zu erklären, warum es gerade nach sechs Quartalen einen Einfluss der Rente auf den Konsum gibt, ist das Ergebnis für die Periode 2 besonders paradox, da der Parameter negativ ist.

Um das Bild abzurunden, ist zusätzlich ein VAR-Modell mit der Niveauvariablen der Rente getestet worden – der Konsum war schon im letzten Test eine Niveauvariable und ist es auch hier. Die Ergebnisse für die Periode 1 lauten: Es gibt außer der Konstanten unter den 16 Schätzwerten drei signifikante. Demnach hängt der Konsum vom Konsum des Vorquartals mit 0,59 (4,13), des Vorjahresquartals mit 0,43 (2,74) und von der um fünf Quartale verzögerten Rente mit 0,31 (2,37) ab. In der Periode 2 hängt der Konsum vom Vorquartal mit 0,62 (5,23), von dem um drei Quartale verzögerten Konsum mit 0,36 (2,47) und von weiter nichts ab. Mit Ausnahme der Konstanten sind alle anderen Schätzwerte nicht signifikant. Hier verschwindet also der Einfluss der Rente völlig, so dass man den in Tabelle 3 berichteten Einfluss der Rente auf den Konsum als einen über die verschiedenen Timelags ungleichmäßig verteilten Gesamteffekt interpretieren kann. Trotz leichter Unterschiede ähneln sich die Ergebnisse der beiden Tests mit Niveauvariablen und mit den Differenzen. Zusammenfassend kann man sagen, dass in der alten Bundesrepublik die Rente einen Einfluss auf den Konsum der privaten Haushalte hatte und der von der Rente verursachte Konsum hier als Luxuskonsum bezeichnet werden kann. Im vereinigten Deutschland ist eher anzunehmen, dass der Einfluss der Rente auf den Konsum zugunsten des Massenkonsums und des Konsums aus Unter-

nehmerlohn verschwunden ist. Demnach wäre die Schlussfolgerung zu ziehen, dass Luxuskonsum nur im früheren Westdeutschland einen Einfluss auf die Inflation gehabt haben kann. Denn wenn die Rente den Konsum nicht beeinflusst, kann sie auch dessen Preise nicht tangieren.

### 3.8 Luxuskonsum und Inflation

Nach den obigen Voruntersuchungen kann man davon ausgehen, dass in Periode 1 die Rente, und in Periode 2 der Unternehmerlohn die Inflation der Konsumgüterpreise beeinflusst haben könnte. Um sicher zu gehen, untersuchen wir zusätzlich, ob die Rente in der Periode 2 einen Einfluss auf die Inflation hat.

Tabelle 5: Vector Autoregression Estimates in den beiden Perioden P1 und P2

	Infl(Lag)								D[Rente](Lag)							
Lag	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	-8	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	-8
Infl(P1)	<b>1,2</b>	-,4	0,5	-,7	0,4	-,1	0,3	-,2	-,0	-,1	0,0	-,0	-,0	-,1	-,1	-,1
t-Wert	8,7	-1,7	2,1	-2,9	1,4	-,4	1,2	-1,5	-,7	-,6	0,5	-,5	-,2	-1,0	-,8	-1,2
Infl(P2)	<b>0,9</b>	-,0	0,1	-,6	0,2	-,1	<b>0,4</b>	<b>-,3</b>	<b>0,02</b>	0,0	0,02	0,0	-,0	0,0	0,0	0,0
t-Wert	7,4	-,1	0,7	-3,8	1,1	-,7	2,7	-2,9	2,3	0,9	1,9	1,4	-,7	0,3	1,1	1,9
	Infl(Lag)								D[Unternehmerlohn](Lag)							
Infl(P2)	<b>0,9</b>	-,1	0,3	-,8	0,2	-,0	<b>0,4</b>	<b>-,3</b>	0,6	0,2	<b>0,9</b>	0,2	-,2	0,1	0,1	<b>1,0</b>
t-Wert	7,2	-,8	1,6	-4,6	1,1	-,2	2,3	-2,5	1,5	0,5	2,1	0,6	-,5	0,3	0,2	2,7

Demnach hat den stärksten Einfluss auf die Inflation – die Inflation des Vorquartals und des Vorjahresquartals. Wider Erwarten hat auch die Rente, die den Luxuskonsum verursacht, in der alten Bundesrepublik keinen und in der neuen einen schwachen Einfluss auf die Inflation. Vergleicht man diesen auf Periode 2 beschränkten Einfluss mit dem des Unternehmerlohnes, der dem durchschnittlichen Arbeitnehmerlohn entspricht, so ist er aber 44 mal schwächer, abgesehen davon, dass es noch eine Reihe weiterer Zusammenhänge gibt, die diesen Einfluss relativieren.

### 3.9 Zurückweisen der Hypothese 1

Die Hypothese, dass der Konsum der Reichen, genauer gesagt: die Rente und der von ihr abhängige Luxuskonsum, einen bemerkenswerten Einfluss auf die Inflation haben könnte, ist mit äußerster Skepsis zu betrachten. Durch die Daten der bundesrepublikanischen Volkswirtschaft wird sie jedenfalls nicht gestützt. Im Sinne der Wissenschaftstheorie des kritischen Ra-



tionalismus handelt es sich jedoch nicht um eine These, die weder belegt noch widerlegt werden kann, und die man deshalb als „metaphysisch“ bezeichnen darf (Quaas 2010a), sondern um eine prüfbare ad hoc-Hypothese jenseits der theoretischen Modelle des Mainstreams, insbesondere der neoklassischen Synthese; allerdings eine Hypothese, für die es keine ausreichende Evidenz gibt. Und solange das der Fall ist, sollte man wohl besser bei den in jedem Lehrbuch dargestellten Standard-Modellen zur Erklärung der Inflation bleiben.

#### 4. Test der Hypothese 2

Vom frühen Hayek (1931) stammt die These, dass mit sinkendem bzw. niedrigem Zinssatz auf dem Kapitalmarkt die Produktivität leidet, da Projekte in Angriff genommen werden, die dann, bei zunehmender Verknappung der Ressourcen und konjunkturell wieder ansteigendem Zinssatz, nicht zu Ende geführt werden können und deshalb Löcher in die (volkswirtschaftliche) Bilanz reißen.

Hierbei handelt es sich um eine Hypothese, die in mittlerer Frist Effekte zeitigen müsste, wobei die „mittlere Frist“ einen wesentlichen Teil eines Konjunkturzyklus (also mindestens zwei Jahre) umfassen sollte; aus statistischen Gründen ist es aber notwendig, mehrere konjunkturelle Zyklen in den Untersuchungszeitraum einzubeziehen, um den Effekt innerhalb eines Zyklus signifikant nachzuweisen.

Ein Blick auf die Abbildung 5, in der die Entwicklung der Produktivität der deutschen Volkswirtschaft von 1970 bis 2015 sowie die Entwicklung des üblicherweise verwendeten Kapitalmarktzinssatzes (Dreimonatsgeld Fibor, ab 1999 EURIBOR) gezeigt wird, lässt eine tendenziell steigende Produktivität und einen tendenziell fallenden Zinssatz erkennen, also das genaue Gegenteil der Hypothese 2.

Bei dieser tendenziellen Beurteilung kommen allerdings die konjunkturellen Schwankungen zu kurz, um die es Hayek ging. Deshalb wird in Abbildung 6 dem Zinssatz die jährliche Veränderungsrate der Produktivität gegenübergestellt. Schließlich könnte die Hypothese auch bedeuten, dass ein fallender Zinssatz eine geringere Steigerung der Produktivität verursacht – zumindest im Verlauf eines konjunkturellen Zyklus mit Abschwungphasen von ca. vier Jahren und etwas längeren Aufschwungphasen (Heilemann / Schuhr / Münch 2010). Eine visuelle Dateninspektion lässt jedoch keinen eindeutigen Schluss zu, ob und welche Regelmäßigkeiten zwischen beiden Zeitreihen angenommen werden können. Beide sind jedenfalls schwach stationär: die Veränderung der Produktivität variiert um eine Konstante, der Zinssatz um eine Konstante und einen leicht fallenden Trend.

### 4.1 Explorative Tests

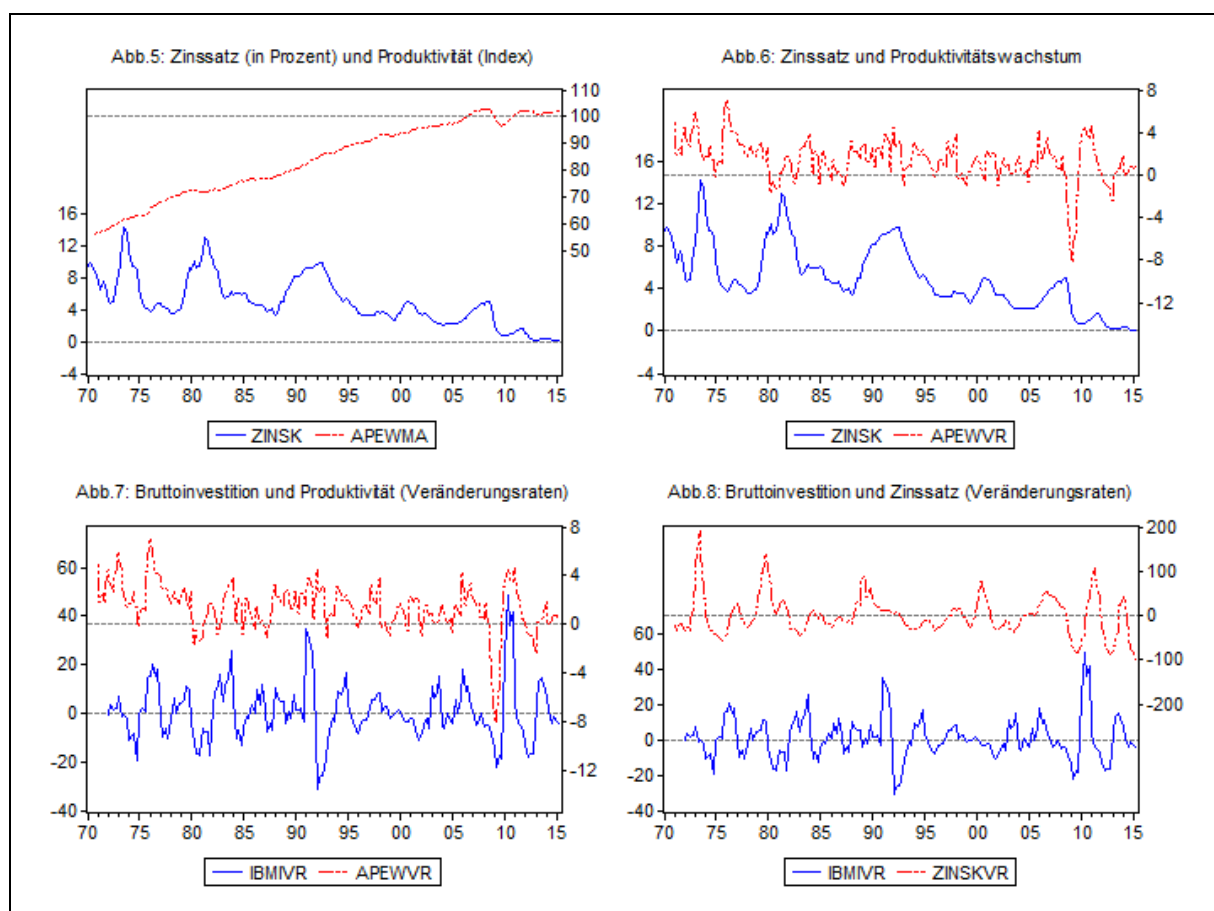
Ein VAR-Modell über vier Jahre liefert nur bis zum achten Quartal signifikante Ergebnisse. Deshalb werden hier die Ergebnisse für ein VAR-Modell mit acht Timelags berichtet, und dies auch nur für die Abhängigkeit der Produktivität vom Zinssatz (Tabelle 6).

Tabelle 6: Vector Autoregression Estimates 1980:4 2014:4

	APEWVR(Lag)								ZINSK(Lag)							
Lag	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	-8	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	-8
APEWVR	<b>0,6</b>	,01	,07	<b>-,5</b>	0,2	0,1	-,1	-,2	<b>0,8</b>	<b>-1,1</b>	0,6	-,6	0,1	0,4	-,3	-,3
t-Wert	6,7	0,1	0,7	-4,3	1,8	0,9	-,7	-1,8	3,4	-2,5	1,3	-1,5	0,2	1,0	-,9	-1,1

Nach diesem Testergebnis bewirkt ein fallender Zinssatz bereits nach einem Quartal einen Rückgang der Produktivität, ein Effekt, der aber schon im nächsten Quartal mehr als neutralisiert wird. Weder die Kurzfristigkeit noch der Verlauf passt zur Hypothese 2.

Abbildung 5-8



Nach dem IS-LM-Modell ist zu erwarten, dass der Zinssatz nicht direkt auf die Arbeitsproduktivität wirkt, sondern vermittelt über die Investition. Dann wäre die Hypothese 2 mit dem obigen empirischen Befund nur bedingt widerlegt. In der Tat scheint die Veränderungsrate des Mengenindex der Bruttoinvestitionen mit der Produktivität zu korrelieren (Abbildung 7). Wie die Produktivität ist auch diese Zeitreihe schwach stationär (Test mit einer Konstanten). Die Tabelle 7 stellt die Ergebnisse eines entsprechenden Tests dar.

Tabelle 7: Vector Autoregression Estimates 1980:4 2014:4

	APEWVR(Lag)								IBMIVR(Lag)							
Lag	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	-8	-1	-2	-3	-4	-5	-6	-7	-8
APEWVR	<b>0,7</b>	,1	-,1	<b>-,4</b>	<b>0,3</b>	0,0	-,0	-,1	0,03	<b>-,04</b>	0,03	0,02	-,04	-,02	<b>0,05</b>	-,02
t-Wert	7,6	1,0	0,9	-4,3	3,1	0,4	-,4	-1,2	1,96	-2,3	1,83	1,3	-2,1	-1,1	2,5	-1,5

Der Test mit einem VAR-Modell über den gesamten Untersuchungsbereich (Tabelle 6) kann so gedeutet werden, dass es einen – wenn auch widersprüchlichen – kurzfristigen direkten Einfluss auf die Produktivität gibt, der sich nach zwei Quartalen neutralisiert. Darüber hinaus gibt es einen indirekten Einfluss über die Investitionen (Tabelle 7) mit einem Zeitverzug von bis zu zwei Jahren. Dies macht nicht einmal die Hälfte eines Konjunkturzyklus aus, könnte aber immer noch als Hayek-Effekt einer sinkenden Produktivität bei fallenden Zinssätzen gedeutet werden, und zwar so: Mit fallenden Zinsraten steigen die Investitionen, die sich dann nach zwei Quartalen negativ auf die Produktivität auswirken (-0,04). Nach sieben Quartalen wirken die fallenden Zinsraten dann aber positiv mit dem Faktor 0,05. Dies erzeugt einen etwas verwirrenden und nicht unbedingt plausiblen Eindruck. Um Endogenitäten und eventuelle reziproke Kausalzusammenhänge besser zu berücksichtigen, konstruieren wir abschließend ein LISREL-Kausalmodell, das die in Abbildung 9 dargestellten Zusammenhänge testet. Ergänzend sind auch die Veränderungsraten des Zinssatzes, die in Abbildung 8 zu sehen sind, hinzugezogen worden.

#### 4.2 Erklärung der Produktivität mit einem LISREL-Modell

Die Spezifikation eines mit der Maximum-Likelihood-Methode geschätzten Linear Structural Equations Model ist wegen seiner Schwierigkeiten im Rahmen ökonomischer Anwendungen aus der Mode gekommen. Trotzdem bieten Modelle diesen Typs eine Reihe von Vorteilen, die man weder mit den üblichen ökonometrischen Modellen auf der Basis von Einzelgleichungsschätzungen noch mit den auch hier ausgiebig verwendeten neueren Modellen der

Zeitreihenanalyse erlangen kann: Ein solcher ist vor allem (aber nicht nur) der Test von Kausalhypothesen mit einem oder mehreren Common Causes (CC). In seiner elementaren Form setzt ein CC-Modell voraus, dass die Korrelation zwischen zwei endogenen Variablen mit der gemeinsamen Beziehung zu ein und derselben dritten Variable (weg-) erklärt werden kann. In einem Regressionsmodell sind das bereits zwei Gleichungen, deren Parameter jedoch nicht getrennt voneinander geschätzt werden dürfen – daher ist eine Systemschätzung zwingend.

Eine Schwierigkeit von Systemschätzungen besteht darin, dass die von den einschlägigen Statistikprogrammen angebotenen Lösungen unter Umständen nur ein lokales Maximum als Lösung ausweisen, das durch eine andere Spezifikation des Modells überboten werden kann. Der Modellbau erfordert deshalb ein hohes Maß an Flexibilität und Geduld, um am Ende ein Modell zu finden, das sowohl theoretischen Ansprüchen als auch den Daten genügt. Ein instruktives Beispiel für die Modellentwicklung findet man bei Saris und Stronkhorst (1984), dem hier unter prinzipiellem Gesichtspunkten gefolgt wird. Generell gilt zwar der wissenschaftstheoretische Satz, dass es zu gegebenen Daten (fast) unendlich viele Modelle geben kann; die Praxis mit LISREL-Modellen belehrt den Theoretiker jedoch sehr schnell, dass es so viele nun auch nicht sein können, denn sonst käme man wesentlich schneller zum Ziel.

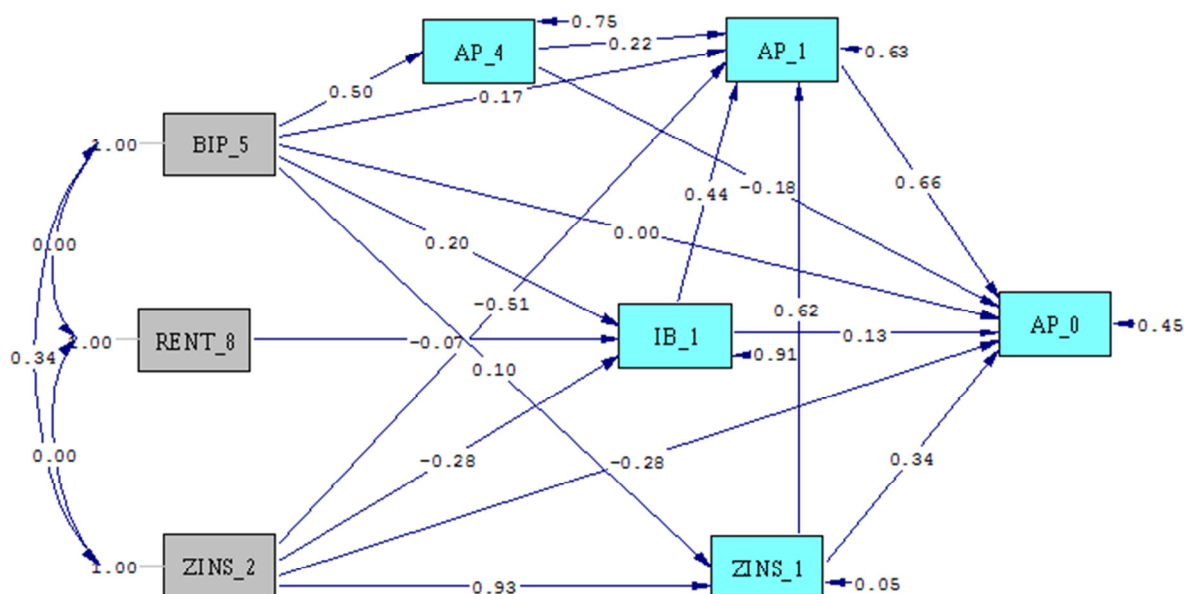
Eine zweite Schwierigkeit besteht darin, dass nur wenige Programme die Leistungsfähigkeit besitzen, 20 und mehr Gleichungen simultan zu schätzen. Auch erreicht die Rechenzeit selbst mit modernen PCs schnell einen Umfang von mehreren Stunden, und dies nur, um eine einzige Schätzung zu erhalten – oftmals sind aber einige hundert Schätzungen notwendig, um sämtliche Parameter eines ökonometrischen Modells mittlerer Größenordnung zu bestimmen. (Der Referenzpunkt soll hier bei dem allseits bekannten RWI-Konjunkturmodell angesetzt werden.)

Um diese Schwierigkeiten zu überwinden, erfolgt im Folgenden eine Beschränkung auf ein relativ kleines Modell, dessen Spezifikation sich von den voranstehenden Ergebnissen leiten lässt und mit dem das begrenzte Ziel verfolgt wird, die Zusammenhänge im Umfeld der Investitionen zu eruieren, die u.E. die Träger des Produktivitätswachstums darstellen. Diese Beschränkung hat andererseits den gravierenden Nachteil, dass in Teilen des Modells die zugrunde liegenden Theorien nicht deutlich werden, da intervenierende Variablen der Einfachheit halber weggelassen werden – was bei dieser Art von Modellen stets möglich ist (Saris, Stronkhorst 1984, S.17).

Um die Abbildung 9 zu verstehen, benötigt man folgende Legende: AP = Arbeitsproduktivität, genauer gesagt: ihre Veränderungsrate; ZINS = kurzfristiger Zinssatz (absolut und in einem zweiten Test seine Veränderungsrate); RENT = die Veränderungsrate der oben abgeleite-

ten gleichnamigen Variable; IB = die Veränderungsrate des Mengenindexes der realen Bruttoinvestition; im allgemeinen bedeutet der Suffix die Anzahl der Timelags zwischen der Beobachtungsperiode, in der die Variable gemessen wird, und der Beobachtungsperiode der Zielvariable AP\_0; eine Ausnahme ist: BIP\_5 = der gleitende Durchschnitt der Veränderungsrate des realen BIP vom Lag -1 bis -5. Im Anhang findet man weitere Erläuterungen zum LISREL-Modell.

Abbildung 9: LISREL-Modell



Chi-Square=15.46, df=11, P-value=0.16239, RMSEA=0.050

### 4.3 Interpretationen

Die Pfeile in der Abbildung 9 entsprechen (i) technisch den Koeffizienten vor den erklärenden Variablen (Regressoren) einer Regressionsgleichung und (ii) inhaltlich den implementierten Kausalhypothesen. Den Pfeilen sind die Werte der Koeffizienten zugeordnet. Dabei ist zu beachten, dass die Parameterschätzungen auf der Basis standardisierter Variable vorgenommen werden. Die Werte sind deshalb skaleninvariant. Im Mittelpunkt des Interesses stehen beim Test der Hayek-Hypothese die direkten Wirkungen des Zinssatzes auf die Produktivität. In dem kurzen Intervall von einem Vierteljahr kann die Behauptung, dass eine Steigerung des Zinssatzes eine Produktivitätssteigerung bewirkt, nicht widerlegt werden:  $\text{Beta}(\text{ZINS}_1 \rightarrow \text{AP}_0) = 0,34$ . Allerdings wirkt diesem Effekt ein negativer Einfluss entgegen, der von den um zwei Quartale verzögerten Zinssätzen ausgeht:  $\text{Beta}(\text{ZINS}_2 \rightarrow \text{AP}_0) = -0,28$ . Außerdem

sind die beiden Parameter nicht signifikant verschieden von null. Ähnliche Zusammenhänge findet man auch im Komplex ZINS\_2, ZINS\_1, AP\_1, sogar mit einem höheren t-Wert. Die Ähnlichkeit besteht darin, dass die positive Wirkung des Zinssatzes auf die Produktivität von einer etwas geringeren negativen des vorangehenden Quartals begleitet wird. Eben das hat auch der Test mit einem VAR-Modell gezeigt. Allerdings kann die über zwei Quartale gesehen positive Korrelation zwischen Zinssatz und Produktivität wegen ihrer Kurzfristigkeit nicht als Bestätigung der Hayek-Hypothese gedeutet werden. Eher scheint es so, dass sich hier eine geringe saisonale Schwankung des kurzfristigen Zinssatzes bemerkbar macht, der nicht den üblichen Glättungsprozeduren unterworfen wurde. Aus diesem Grund wurden zusätzlich Tests mit saisonal geglätteten Zinssätzen durchgeführt. Dabei verringerten sich die Parameter noch ein wenig, aber das Muster eines vom Quartal abhängigen gegensätzlichen Einflusses blieb. Das entsprechende Modell wird hier nicht dargestellt, da es insgesamt eine zu geringe Passung zu den Daten aufweist. Die von LISREL berichteten „modification indices“ weisen darauf hin, dass die um vier Quartale verzögerte Arbeitsproduktivität durch das obige Modell unzureichend erklärt wird. Eine Verbesserung des Modells in dieser Richtung liegt jedoch außerhalb der Fragestellung dieser Studie.

Das LISREL-Modell in Abbildung 9 enthält Teile, die mit den bekannten Modellen der neoklassischen Synthese korrespondieren. Besonders interessant ist die Erklärung der Bruttoinvestition (IB\_1). So wie im IS-Modell (mit Schnittstelle zum Geldmarkt) angenommen (Blanchard / Illing 2004, 135), hängen die Investitionen (IB\_1) positiv vom Umfang der Produktion (BIP\_5) und negativ vom Zinssatz (ZINS\_2) ab. Da die Bereitschaft zur Investition sicherlich auch dadurch beeinflusst wird, wie hoch die Rente ausfällt, besonders wenn sich die (positive oder negative) Entwicklung nach einer Zeitspanne von zwei Jahren als „permanent“ erweist, ist die Rente in das Erklärungsmodell mit einbezogen worden. In Abhängigkeit vom Stützbereich wechselte der Parameter sein Vorzeichen, so dass daraus keine eindeutige Schlussfolgerung gezogen werden kann.

Das LISREL-Modell belegt, dass die mit den Investitionen verbundene technische und technologische Erneuerung den größten Effekt (0,44) noch im gleichen Quartal hervorbringt, der aber auch im folgenden Quartal noch nachweisbar ist (0,13). Überhaupt sollte sich nach den erwähnten Standardmodellen die Wirkung des Zinssatzes über die Investitionen auf die Produktivität auswirken. Wenn darüber hinaus direkte Wirkungen nachgewiesen werden, so könnte das auf einen bislang theoretisch noch nicht erfassten ökonomischen Mechanismus hindeuten, der eine umfassendere Untersuchung erfordern würde. Einstweilen kann man aber

davon ausgehen, dass es sich hier hauptsächlich um einen saisonalen Effekt handelt, der nach zwei Quartalen weitgehend neutralisiert wird.

Der Pfad  $BIP\_5 \rightarrow ZINS\_1$  erwies sich beim Testen verschiedener Spezifikationen als besonders wichtig für den Fit des gesamten Modells, und das, obwohl er zahlenmäßig recht schwach erscheint: Die kausale Interpretation des Pfades besagt, dass ein höheres Wachstum des BIP mit einem steigenden Zinssatz verbunden ist. Auch das dürfte einer Kernaussage des IS-LM-Modells entsprechen. Bei dieser Interpretation möge man bedenken, dass einige intervenierende Variable ausgelassen worden sind, so dass der über den Geldmarkt vermittelte Zusammenhang im Modell nicht explizit erscheint.

Schließlich war es erforderlich, vom Bruttoinlandsprodukt  $BIP\_5$  Pfade zu den drei Produktivitätsvariablen zu legen, damit die Wahrscheinlichkeit des Modells die 5%-Hürde überschreitet. (Dem Leser, der mit der Systemschätzung nicht vertraut ist, sei gesagt, dass es im Unterschied zu den üblichen Signifikanztests darauf ankommt, die Gesamtpassung eines Kausalmodells theoretisch geleitet so lange zu steigern, bis es in den Annahmehereich der Nullhypothese gelangt bzw. darin verbleibt.) Wie man an den drei Pfaden erkennt, nimmt der Einfluss des BIP mit wachsender zeitlicher Entfernung rasch ab. Um die Art des zugrunde liegenden Mechanismus zu erkennen, müssten weitere intervenierende Variable eingebaut werden.

#### 4.4 Zurückweisen der Hypothese 2

Die Hypothese, dass niedrige Kapitalmarktzinssätze zu waghalsigeren Investitionen anreizen und darum im konjunkturellen Zyklus zu Pleiten und letztlich zu einem Absinken der Produktivität führen, war schon im theoretischen Kontext von Hayek (1931) nicht besonders plausibel, weil es das Bedürfnis der Banken nach einer ausreichenden Besicherung ihrer Kredite hinsichtlich zukünftiger Tilgungen nicht mit einbezog. Auch scheint diese Hypothese der Erfahrung zu widersprechen, wonach das freie Kapital in riskanten Zeiten eher die niedrigverzinsten sicheren Anlagen sucht (Piketty 2014, 754). In diesem Punkt haben sich bereits vor Jahren in der öffentlichen Diskussion tiefgreifende Unterschiede zwischen Anhängern der Österreichischen Schule der Nationalökonomie und denen des Mainstreams offenbart (Diskussion zu Hoffmann / Schnabl 2011). Der Standpunkt von Hoffmann lässt sich wie folgt „rationalisieren“: Sobald die Möglichkeit besteht, höhere Renditen zu erwirtschaften und ein eventuell damit verbundenes höheres Risiko auf andere abzuwälzen, mag das durchaus einige Akteure stimulieren, diesen Weg zu gehen (Quaas 2010b). Nur ungern möchte man ein solches Verhalten jedoch allen Akteuren einer Volkswirtschaft unterstellen. Die hier vorgenom-

menen Tests deuten eher auf einen sehr kurzfristigen und widersprüchlichen direkten Einfluss des Zinssatzes auf die Produktivität hin, dessen Gesamteffekt deshalb eher bei null als anderswo zu verorten ist. Klarerweise kann damit nicht ausgeschlossen werden, dass sehr langfristig betrachtet ein solcher Zusammenhang existiert. Aber damit würde der Bereich der Spekulation betreten werden, die jedenfalls keine Grundlage für verantwortungsvolle Politikberatung sein kann.

### 5. Warum gibt es keine Inflation?

Schaut man in die Lehrbücher, ist die Antwort einfach und plausibel: Dem AS-Modell gemäß steigen die Preise

- (i) wenn die Preiserwartung steigt
- (ii) wenn sich die Kosten (einschließlich der Kreditkosten) erhöhen oder
- (iii) eine höhere Marktmacht den Unternehmen ein größeres Mark-up erlaubt (Blanchard / Illing 2004, 193ff.).

In einer zur Deflation neigenden Umgebung sinken jedenfalls die Kosten. Verstärkt wird diese Determinante durch niedrige Zinssätze für Kredite – sofern Unternehmen mit gut gefüllten Kassen überhaupt Kredite benötigen. Mit der Marktmacht ist es bei einem nur wenig über dem Potenzialpfad liegenden Wachstum, wie es für 2016 prognostiziert wird, und unter der Bedingung einer schwächelnden Weltwirtschaft auch nicht gerade zum Besten bestellt. Vom theoretischen Standpunkt der neoklassischen Synthese<sup>18</sup> würde es also an ein Wunder grenzen, wenn unter den gegebenen Voraussetzungen die Preise auf dem Gütermarkt anziehen würden. Man kann diese Situation als Liquiditätsfalle bezeichnen (Blanchard / Illing 2004, 641ff.), muss es aber nicht: Auf jeden Fall geht der Inflation die Belebung und das Wachstum der Wirtschaft logisch und zeitlich voran. Und eben daran hapert es seit einigen Jahren in Europa. Um auf einen eingangs erwähnten Vergleich zurückzukommen: Die Inflation ist der Geist in der Flasche. Der Pfropfen, der ihn daran hindert, zu entweichen, sind die vor sich hin dümpelnden Volkswirtschaften, die unter einem Spardiktat leiden. In dieser Situation empfehlen die von Keynes inspirierten „textbooks“, die Geldpolitik durch die Fiskalpolitik zu ergänzen. Was aber, wenn der Spielraum, weitere Schulden zu machen, bereits ausgeschöpft ist? Dann blockieren drohende Staatspleiten den Ausweg aus der Wirtschaftskrise und nicht eine

---

<sup>18</sup> Der Bezug auf dieses Paradigma ist nicht gleichzusetzen mit der Ansicht, dass es alternativlos wäre. Ganz im Gegenteil wird die Ansicht vertreten, dass die ökonomische Wissenslandschaft voller theoretischer Alternativen ist, deren Leistungskraft aber ebenso wie die des Mainstreams einer stetigen Überprüfung bedarf. Vgl. Friedrun Quaas (2014).



eventuelle Liquiditätsfalle. Man braucht aber auch nicht zu warten, bis sich die Reichen bequemem, mehr zu konsumieren.

Die zentralen Modelle der neoklassischen Synthese – das IS-LM-Modell für die kurze Frist und das AS-AD-Modell für die lange – sind allerdings für die empirische Wirtschaftsforschung in Details viel zu wenig spezifiziert, um damit Prognosen und Simulationen zu erstellen, die in puncto Genauigkeit und Informationsbreite den aktuellen Bedürfnissen entsprechen könnten. Bislang ist es den neueren Trends in der Zeitreihenanalyse nicht gelungen, empirische Analysen vorzulegen, die hinsichtlich der Genauigkeit mit den „klassischen“ ökonomischen Modellen vom Keynes-Klein-Typ mithalten könnten – von der Breite des Informationsspektrums ganz zu schweigen. Man beschränkt sich auf die Beurteilung der Prognosen anderer, wenn man selber nicht in der Lage ist, welche vorzulegen. Das von einem der Autoren verwendete RWI-Konjunktur-Modell und sein Nachfolger-Modell implizieren jedenfalls eine AS-AD-Struktur und stellen insofern eine Erweiterung dar, als diese Modelle auch andere Wirkungskanäle zur Beeinflussung der Inflation erlauben. Die von Gunther Schnabl vorgeschlagene Hypothese, dass der Konsum der Reichen die Inflation treibt, war in diesem Sinne ein willkommener Kandidat zur Ergänzung der grundsätzlichen Wirkungsketten, die von den Modellen der neoklassischen Synthese vorgesehen sind. Leider hat sich diese Idee als haltlos erwiesen.

## Anhang A: LISREL

Der LISREL-Approach wurde Anfang der 70er Jahre entwickelt als man bemerkte, dass die Analyse von Kreuztabellen, die Pfadanalyse, die Korrelationsanalyse, die Formulierung von Strukturgleichungsmodellen, insbesondere in der Ökonomie, und die Faktorenanalyse (in der Psychologie und der Soziologie) sehr ähnliche bzw. eng verwandte Probleme darstellen. Es wurde ein allgemeiner linearer Ansatz aufgestellt, der aus einem Kausalmodell und einem (doppelten) Messmodell besteht, das es erlaubt, latente Faktoren mit beobachteten Variablen zu verbinden. Es stellte sich heraus, dass das resultierende allgemeine Modell eine Verallgemeinerung auch anderer Verfahrensweisen darstellt – bis hin zu qualitativen Methoden. In forschungspraktischer Absicht bedeutet das, dass man sehr verschiedene Methodologien sozialwissenschaftlicher Datenanalyse mit Hilfe eines einzigen Programms realisieren kann.

In Matrixschreibweise kann das allgemeine LISREL-Modell wie folgt formuliert werden:

Messmodelle:

$$y = \Lambda_y \eta + \varepsilon$$

$$x = \Lambda_x \xi + \delta$$

Ein Strukturmodell:

$$\eta = B \eta + \Gamma \xi + \zeta$$

Dabei sind:

Variable	beobachtet	Latent	Messfehler
abhängig	$y: p \times 1$	$\eta: m \times 1$	$\varepsilon: p \times 1$
unabhängig	$x: q \times 1$	$\xi: n \times 1$	$\delta: q \times 1$

Matrizen des Messmodells:

$$\Lambda_y: p \times m$$

$$\Lambda_x: q \times n$$

Matrizen des Strukturmodells:

Die Matrix der Koeffizienten in den strukturellen Beziehungen zwischen  $\eta$  und  $\eta$ :

$$B: m \times m, B_{ii} = 0, \text{ Annahme: } \det(I - B) \neq 0$$

Die Matrix der Koeffizienten für die strukturellen Beziehungen zwischen den latenten Faktoren  $\xi$  und  $\eta$  ist:

$\Gamma : m \times n$

Das allgemeine LISREL-Modell steht u.a. unter folgenden Annahmen:

- (i)  $\varepsilon, \eta$  unkorreliert
- (ii)  $\delta, \xi$  unkorreliert
- (iii)  $\zeta, \xi$  unkorreliert
- (iv)  $\zeta, \varepsilon, \delta$  untereinander unkorreliert
- (v)  $\varepsilon, \xi$  unkorreliert
- (vi)  $\delta, \eta$  unkorreliert

Idealer wird bei einer Systemschätzung vorausgesetzt, dass die Variablen eine multivariate Normalverteilung haben.

Als Hilfsmatrizen werden definiert:

$$\text{Cov}(\xi\xi') = \Phi$$

$$\text{Cov}(\zeta\zeta') = \Psi$$

$$\text{Cov}(\varepsilon\varepsilon') = \Theta_\varepsilon$$

$$\text{Cov}(\delta\delta') = \Theta_\delta$$

$$\Psi^* = (I - B)^{-1} \zeta\zeta'(I - B)^{-1}$$

Die empirische Basis geht in das Modell durch die folgende Matrix ein:

$$\Sigma = \text{Cov} \left[ \begin{pmatrix} y \\ x \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y' & x' \end{pmatrix} \right] = \begin{bmatrix} \text{Cov}(yy') & \text{Cov}(yx') \\ \text{Cov}(xy') & \text{Cov}(xx') \end{bmatrix}$$

Nach einigen Umformungen erhält man die folgende „fitted covariance matrix“:

$$\Sigma' = \begin{bmatrix} \Lambda_y A (\Gamma \Phi \Gamma' + \Psi) A' \Lambda_y' + \Theta_\varepsilon & \Lambda_y A \Gamma \Phi' \Lambda_x' \\ \Lambda_x \Phi \Gamma' A' \Lambda_y' & \Lambda_x \Phi \Lambda_x' + \Theta_\delta \end{bmatrix}$$

Im Fall empirischer Daten aus den Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen sind die Messmodelle weder nötig noch möglich. Dadurch reduziert sich das Modell zu folgender Matrix erklärter Kovarianz:

$$\Sigma' = \begin{bmatrix} A (\Gamma \Phi \Gamma' + \Psi) A' & A \Gamma \Phi' \\ \Phi \Gamma' A' & \Phi \end{bmatrix}$$

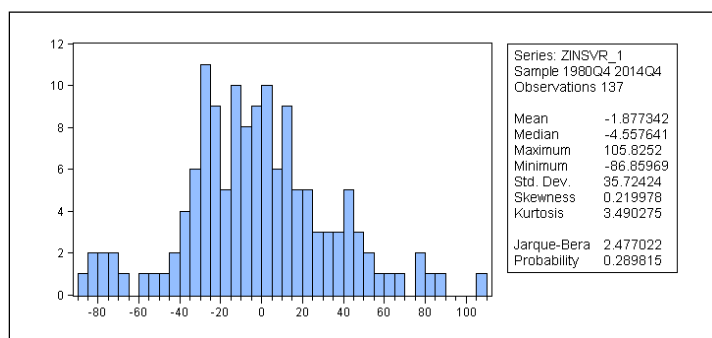
Eine weitere Besonderheit, die man den mit LISREL weniger vertrauten Zeitreihenanalytikern und Ökonometrikern mitteilen sollte, besteht darin, dass die auch in dieser Studie befolgte übliche Anwendung des LISREL-Programms auf einer Korrelationsmatrix beruht, so dass

implizit alle Variablen in standardisierter Form verarbeitet werden. Dementsprechend sind die Parameterwerte zu interpretieren (siehe Text).

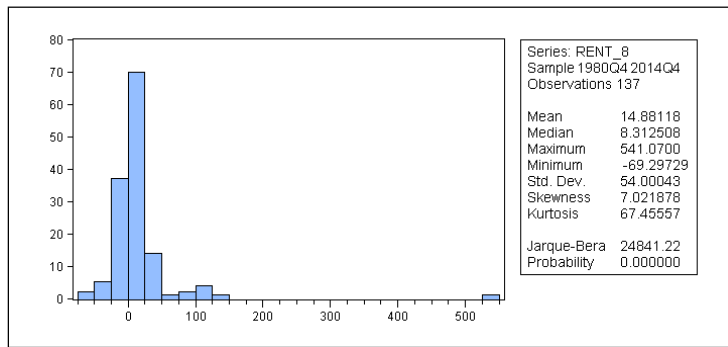
Zu der Annahme multivariater Normalverteilung der Variablen merken Saris und Stronkhorst an: „The argument is often put forward that the ML estimates should not be used because the assumption underlying the derivation are not fulfilled. Although this argument is correct in principle, this point should not be exaggerated. It is possible that an estimator leads to good estimates of the parameters even though the assumptions underlying the derivation of the estimator are not fulfilled.” (Saris, Stronkhorst 1984, 173). Jenseits dieses Plädoyers und wahrscheinlich wichtiger ist die Berücksichtigung des Kontextes und der Phase, in dem bzw. der sich die zu testende Hypothese befindet. Hätten wir uns einer Bestätigung der Hypothesen auch nur angenähert, wäre eine noch strengere Überprüfung der Resultate und Voraussetzungen angesagt gewesen. Da die Hypothesen jedoch schon bei Anwendung der üblichen Methoden versagen, erübrigt sich das.

Wenn man jedoch meint, dass eine Falsifikation unter weniger strengen Voraussetzungen nichtig sei und man deshalb an einer falsifizierten Hypothese festhalten dürfe, der möge doch den Nachweis bringen, dass noch strengere Tests (sofern man diese beherrscht) in der Lage sind, die Existenz der behaupteten Zusammenhänge nachzuweisen. Im vorliegenden Fall genügt im Grunde ein Blick auf die Daten (Abbildung 5) und auf die zugrunde liegende Logik, um die Haltlosigkeit der Behauptungen „zu sehen“. So einfach wollten es sich die Autoren jedoch auch nicht machen. Schließlich könnte man dann fast alle Behauptungen aufgrund der Intuition, die man hat oder auch nicht hat, bezweifeln.

Eine Überprüfung der im LISREL-Modell verwendeten Variablen hinsichtlich des Merkmals „Normalität“ ergab im Allgemeinen eine für ökonomische Variablen typische Ähnlichkeit mit der Normalverteilung, die allerdings mehr oder weniger schief ausfällt und manchmal auch extreme Ausreißer aufweist. Die Veränderungsraten des Zinssatzes sind ein typisches Beispiel (nachstehende Abbildung).



Einen extremen Ausreißer weist die Variable RENT auf, die im LISREL-Modell allerdings nur eine untergeordnete Rolle spielt:



## Anhang B: LISREL Output File (Auszug)

LISREL Estimates (Maximum Likelihood)

BETA

	AP_0	AP_1	AP_4	IB_1	ZINS_1
AP_0	- -	0.6609 (0.0661) 9.9916	-0.1772 (0.0623) -2.8446	0.1321 (0.0619) 2.1337	0.3449 (0.2279) 1.5133
AP_1	- -	- -	0.2184 (0.0716) 3.0516	0.4394 (0.0645) 6.8080	0.6153 (0.2647) 2.3243
AP_4	- -	- -	- -	- -	- -
IB_1	- -	- -	- -	- -	- -
ZINS_1	- -	- -	- -	- -	- -

GAMMA

	BIP_5	RENT_8	ZINS_2
AP_0	0.0019 (0.0690) 0.0281	- -	-0.2794 (0.2200) -1.2698
AP_1	0.1700 (0.0804) 2.1156	- -	-0.5080 (0.2567) -1.9788
AP_4	0.5017 (0.0675) 7.4279	- -	- -
IB_1	0.2021 (0.0795) 2.5429	-0.0734 (0.0747) -0.9825	-0.2794 (0.0795) -3.5158
ZINS_1	0.0969 (0.0194) 4.9871	- -	0.9348 (0.0194) 48.1002

### Goodness of Fit Statistics

Degrees of Freedom = 11  
 Minimum Fit Function Chi-Square = 15.5838 (P = 0.1573)  
 Normal Theory Weighted Least Squares Chi-Square = 15.4601 (P = 0.1624)  
 Estimated Non-centrality Parameter (NCP) = 4.4601  
 90 Percent Confidence Interval for NCP = (0.0 ; 19.0167)

Minimum Fit Function Value = 0.09332  
 Population Discrepancy Function Value (F0) = 0.02720  
 90 Percent Confidence Interval for F0 = (0.0 ; 0.1160)  
 Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA) = 0.04972  
 90 Percent Confidence Interval for RMSEA = (0.0 ; 0.1027)  
 P-Value for Test of Close Fit (RMSEA < 0.05) = 0.4513

Expected Cross-Validation Index (ECVI) = 0.4967  
 90 Percent Confidence Interval for ECVI = (0.4207 ; 0.5367)  
 ECVI for Saturated Model = 0.4390  
 ECVI for Independence Model = 3.1946

Chi-Square for Independence Model with 28 Degrees of Freedom = 507.9158  
 Independence AIC = 523.9158  
 Model AIC = 81.4601  
 Saturated AIC = 72.0000  
 Independence CAIC = 556.9075

Model CAIC = 217.5509  
Saturated CAIC = 220.4627

Normed Fit Index (NFI) = 0.9693  
Non-Normed Fit Index (NNFI) = 0.9757  
Parsimony Normed Fit Index (PNFI) = 0.3808  
Comparative Fit Index (CFI) = 0.9904  
Incremental Fit Index (IFI) = 0.9908  
Relative Fit Index (RFI) = 0.9219

Critical N (CN) = 265.9710

Root Mean Square Residual (RMR) = 0.05420  
Standardized RMR = 0.05413  
Goodness of Fit Index (GFI) = 0.9774  
Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI) = 0.9260  
Parsimony Goodness of Fit Index (PGFI) = 0.2986

## **Anhang C: Datenquellen und Berechnungsmethoden**

Deutsche Bundesbank Eurosystem: Statistiken, SU0316.

Statistisches Bundesamt (StBA): Fachserie 18, Reihe S.27, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnung, Revidierte Vierteljahresergebnisse. Erschienen am 05.09.2006, korrigiert am 29. November 2006.

StBA: Fachserie 18, Reihe 1.2, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnung, Vierteljahresergebnisse & Zusatztabelle. Erschienen am 24.11.2015.

StBA: Fachserie 18, Reihe 1.5, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen, Inlandsproduktberechnung, Lange Reihen ab 1970, 2014. Erschienen am 29.05.2015.

Die Zinsdaten vor 1999 sind dem Konjunkturmodell KoMo61 des Rheinisch-westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung entnommen worden.

Auf dieser Datengrundlage sind die Veränderungsdaten berechnet worden. Dabei handelt es sich um die Veränderung gegenüber dem Vorjahresquartal. Als Realwerte wurden in der Regel die Unverketteten Volumina verwendet. Einzige Ausnahme ist das BIP im Zusammenhang mit dem LISREL Modell, dort wurden die Verketteten Volumen zugrunde gelegt. Bei nur nominal verfügbaren Daten wurde als Deflator der Preisindex nach Paasche angewandt, der aus der vom StBA berichteten Preisentwicklung abgeleitet werden kann. Saisonale Glättungen wurden bei Modellvariablen, die keine Veränderungsdaten sind, nach dem Standardverfahren X12-ARIMA durchgeführt. Die Berechnung der abgeleiteten Variablen (Einkommen aus Vermögen und Rente) ist im Text erläutert worden.

Die Berechnungen wurden mit den Statistikprogrammen EViews und LISREL durchgeführt.



## Literatur

- Bernanke, Ben (2004): The Great Moderation, Remarks at the meetings of the Eastern Economic Association. Washington DC. URL: <http://www.federalreserve.gov/BOARDDOCS/SPEECHES/2004/20040220/>. Abgerufen am 8. Februar 2016.
- Bertrand, Marianne /Morse, Adair (2013): Trickle Down Consumption. NBER Working Paper No. 18883. Cambridge (Massachusetts). URL: <http://www.nber.org/papers/w18883>. Abgerufen am 10. Februar 2016.
- Blanchard, Olivier / Simon, John (2001): The Long and Large Decline in U.S. Output Volatility. In: Brookings Papers on Economic Activity. No. 1. Washington, DC. pp. 135-164.
- Blanchard, Olivier / Illing, Gerhard (2004): Makroökonomie. 3. Auflage. München.
- Blanchard, Olivier / Dell’Ariccia, Giovanni / Mauro, Paolo (2010): Rethinking Macroeconomic Policy. IMF Staff Position Note, SPN/10/03. International Monetary Fund. Washington, DC.
- Elsenhans, Hartmut (2001): Das Internationale System zwischen Zivilgesellschaft und Rente. Münster.
- Europäische Zentralbank (2003): Die geldpolitische Strategie der EZB. Pressemitteilung vom 8. Mai. URL: [https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2003/html/pr030508\\_2.de.html](https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2003/html/pr030508_2.de.html). Abgerufen am 23.1.2016.
- Europäische Zentralbank (2011). Die Geldpolitik der EZB. Frankfurt a.M.
- Friedman, Milton (1956): A Theory of the Consumption Function. Princeton.
- Hansen, Alvin H. (1941): Defense Financing and Inflation Potentialities. In: The Review of Economics and Statistics. Vol. 23(1). Cambridge (Massachusetts). pp. 1-7.
- Hayek, Friedrich A. von (1931): Preise und Produktion. Wien.
- Heilemann, Ullrich (2004): Das RWI-Konjunkturmodell. In: W. Gaab, U. Heilemann, J. Wolters: Arbeiten mit ökonometrischen Modellen. Heidelberg. S.161-212.
- Heilemann, Ullrich / Schuhr, Roland / Münch, Heinz Josef (2010): A „perfect storm“? The present crisis and German crisis patterns. Working Papers der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Universität Leipzig. Nr.93.
- Hoffmann, Andreas / Schnabl, Gunther (2011): Auf eine Blase folgt eine Blase folgt eine Blase. In: Ökonomenstimme vom 17. Juni. URL: <http://www.oekonomenstimme.org/artikel/2011/06/auf-eine-blase-folgt-eine-blase-folgt-eine-blase/>. Abgerufen am 12. 2. 2016.
- Issing, Otmar (2003): Geld Politik für den Euroraum. Vortrag auf der Jahrestages des Vereins für Socialpolitik. Zürich am 1. Oktober. URL: <https://www.ecb.europa.eu/press/key/date/2003/html/sp031001.de.html>. Abgerufen am 23.1.2016.
- Jöreskog, Karl / Sörbom, Dag (1996-2001): LISREL8. User’s Reference Guide. Scientific Software International.
- Klein, Lawrence (1950): Economic Fluctuations in the United States 1921-1941. New York und London.
- Landmann, Oliver (2014): Haben die Zentralbanken den rechtzeitigen Ausstieg aus der Niedrigzinspolitik verpasst? In: Wirtschaftsdienst 2014(9). S. 611-615.
- Piketty, Thomas (2014): Das Kapital im 21. Jahrhundert. München.
- Quaas, Friedrun / Quaas, Georg (2013): Die Österreichische Schule der Nationalökonomie. Darstellung, Kritiken, Alternativen. Marburg.
- Quaas, Friedrun (2014): Orthodoxer Mainstream und Heterodoxe Alternativen. Eine Analyse der ökonomischen Wissenslandschaft. Working Paper N. 129 der Wirtschaftswissenschaftlichen Fakultät der Universität Leipzig.

- Quaas, Georg (2009): Die Konsumfunktion in ökonometrischen Modellen für Deutschlands Volkswirtschaft auf Basis der VGR 2005. In: A. Wagner (Hrsg.): Empirische Wirtschaftsforschung heute. Stuttgart. S. 99-110.
- Quaas, Georg (2010a): Was the Worldwide Asymmetry in Current Accounts Caused by the Macroeconomic Policy of the Global Economy's Leader? In: Journal of Applied Economic Science. Vol. V. Issue 2(12) / Summer 2010, pp. 139-147.
- Quaas, Georg (2010b): Phänomenologie zweier Weltwirtschaftskrisen. In: Forschungsseminar Politik und Wirtschaft (Hrsg.): Bubbles, Schocks und Asymmetrien. Marburg. S. 179-216.
- Saris, Willem / Stronkhorst, Henk (1984): Causal Modelling in Nonexperimental Research. An Introduction to the LISREL Approach. Amsterdam.
- Schnabl, Gunther (2014): Negative Umverteilungseffekte und Reallohnrepression durch unkonventionelle Geldpolitik. In: Wirtschaftsdienst. 2014(11), S. 792-797.
- Schnabl, Gunther (2015): Warum gibt es keine Inflation? In: Frankfurter Allgemeine Sonntagszeitung vom 29.11.2015, S. 44.
- Sinn, Hans-Werner (2014): Öffentliches Geld senkt den Reformdruck. In: Handelsblatt vom 20. Oktober, URL: <http://www.wiwo.de/politik/europa/denkfabrik-oeffentliches-geld-senkt-den-reformdruck/10851164-all.html>. Abgerufen am 23.1.2016.
- Sinn Hans-Werner / Reutter, Michael (2000): Mindestinflationsrate für die Euro-Länder. In: ifo-Schnelldienst. 53. Jg., Nr. 35-35, S. 23-24.
- Statistisches Bundesamt (2016): Pressemitteilung Nr. 020 20.1.2016. URL: [https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressemitteilungen/2016/01/PD16\\_020\\_611.html](https://www.destatis.de/DE/PresseService/Presse/Pressemitteilungen/2016/01/PD16_020_611.html). Abgerufen am 24.1.2016.
- Stock, James H. / Watson, Mark W. (2003): Has the Business Cycle Changed and Why? In: Mark Gertler, Kenneth Rogoff (eds.): Macroeconomics Annual 2002 of the National Bureau of Economic Research (NBER). Cambridge (Massachusetts) u. London. S. 159-218.
- Wolters, Jürgen (1992): Der Zusammenhang zwischen Konsum und Einkommen: Alternative ökonometrische Ansätze. RWI-Mitteilungen 43. S. 115-132.
- Wolters, Jürgen (2004): Dynamische Regressionsmodelle. In: W. Gaab, U. Heilemann, J. Wolters: Arbeiten mit ökonometrischen Modellen. Heidelberg. S. 47-83.