



Munich Personal RePEc Archive

## **Remote diagnosis of the RWI business cycle model**

Quaas, Georg

3 June 2019

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/95427/>  
MPRA Paper No. 95427, posted 05 Aug 2019 02:17 UTC

## Ferndiagnose des RWI-Konjunkturmodells (revidiert)

Georg Quaas

Die revidierte Fassung enthält zwei Teile: die als Preprint publizierte „Ferndiagnose“ und im zweiten Teil die sich darauf beziehende Berichtigung aufgrund eines wesentlich erweiterten Informationsstandes. Gültig sind allein die Schlussfolgerungen nach dem zweiten Teil.

### Teil 1

Das Konjunkturmodell des Rheinisch-Westfälischen Instituts für Wirtschaftsforschung ist sicherlich das älteste aktive ökonometrische Modell mittlerer Größenordnung zur Darstellung der ökonomischen Entwicklung der bundesdeutschen Volkswirtschaft unter dem Einfluss fiskal- und geldpolitischer Impulse. Nach wie vor dient es zur Unterstützung der Gemeinschaftsdiagnose (Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (GD) 2018: 59). Bis vor zehn Jahren ist es mehrmals ausführlich beschrieben worden – zuletzt wohl von Heilemann (2004) sowie von Barabas und Döhrn (2008). Abgesehen von routinemäßigen Neuschätzungen zur Anpassung des Modells an die aktuellen Daten, hat es verschiedene Wandlungen durchgemacht, die vor allem durch tiefgreifende theoretische Entwicklungen in der Makroökonomik und in der Zeitreihenanalyse veranlasst worden sind. Im Folgenden wird auf der Grundlage kürzlich publizierter Simulationsergebnisse und Dokumentationen gezeigt, dass ein begründeter Zweifel an der korrekten Spezifikation der neusten Version des Modells besteht.

### Der Anlass

Die finanzwissenschaftlichen Experten des Projekts „Gemeinschaftsdiagnose“ haben für den Zeitraum 2018 bis 2022 die vorgesehenen Maßnahmen des aktuellen Koalitionsvertrages bewertet, zeitlich geordnet und in der folgenden Tabelle zusammengefasst:

Tabelle 1: Änderungen des gesamtstaatlichen Haushalts gegenüber dem Vorjahr (in Mrd. Euro)

Nr.	Maßnahmen	2018	2019	2020	2021	2022
<i>Steuern und Sozialbeiträge</i>						
1	Weitere Erhöhung des Kinderfreibetrags bei der Einkommensteuer		0,0	-0,2	-0,2	-0,5
2	Abbau der kalten Progression (im Zwei-Jahres-Rhythmus)		-1,3	0,0	-1,4	-0,1
3	Steuerliche Förderung von mehr Wohneigentum	-0,2	-0,2	0,0	0,0	0,0
4	Schrittweises Abschmelzen des Solidaritätszuschlags		0,0	0,0	-10,0	-0,4
5	Senkung Beitragsatz Arbeitslosenversicherung um 0,3	-1,5	-1,6	-0,1	-0,1	-0,1
6	Erhöhung der Forschungsausgaben auf 3,5 % des BIP		-0,5	-0,3	-0,3	0,0
7	Änderung bei Bemessungsgrundlage in der GKV		-0,2	0,0	0,0	0,0
8	Parität beim Zusatzbeitrag zur GKV		-0,4	0,0	0,0	0,0
9	Investive Maßnahmen (Summe)		-2,6	-2,4	-1,0	4,0
10	Zusätzliche Mittel für die Kinderbetreuung		-0,5	-0,5	-1,0	0,0
<i>Monetäre Transfers</i>						
11	Erhöhung des Kindergeldes um 10 Euro/Monat ab dem 1. Juli 2019		-0,8	-0,9	0,0	0,0
12	Erhöhung des Kindergeldes um 15 Euro/Monat ab dem 1. Januar 2021		0,0	0,0	-2,3	0,0
13	Erhöhung des Kinderzuschlags	-0,1	-0,2	0,0	0,0	0,0
14	Aufstockung des BAföG	-0,1	-0,2	0,0	0,0	0,0
15	Aufstockung der Mütterrente		-1,8	-1,7	-0,1	-0,1
16	Grundrente		-1,2	-0,1	0,0	0,0
<i>Sonstige Maßnahmen</i>						
17	Aufstiegsfortbildung in der beruflichen Bildung	-0,1	-0,1	0,0	0,0	0,0
18	Mehrausgaben für Verteidigung und Entwicklungshilfe	-0,2	-0,3	-0,1	-0,2	0,3
19	Zusätzliche Mittel für die Eingliederung Langzeitarbeitsloser		-1,1	-0,2	-0,2	0,9
20	Regionale Strukturpolitik	-0,3	-0,1	0,0	0,0	0,0
21	Ländliche Räume	-0,3	-0,1	0,0	0,0	0,0
22	Jährliche Summen	-2,8	-13,2	-6,5	-16,8	4,0
23	Jährliche Summen kumuliert	-2,8	-16,0	-22,5	-39,3	-35,3

Quelle: GD 2018: 59

Die zusätzlichen Belastungen des gesamtstaatlichen Haushalts gegenüber dem Vorjahr sind mit einem Minuszeichen versehen worden. Entlastungen haben kein Vorzeichen.

Das Deutsche Institut für Wirtschaftsforschung Berlin (DIW), das Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH) und das Rheinisch-Westfälische Institut (RWI) haben mit Hilfe ihrer jeweiligen hauseigenen Modelle und auf der Basis dieser Vorgaben die gesamtwirtschaftlichen Effekte der Maßnahmen aus dem Koalitionsvertrag berechnet. Dabei wurde unterstellt, dass Belastungen bzw. Entlastungen, sobald sie einmal Platz gegriffen haben, für die jeweils folgenden Jahre erhalten bleiben. Die Institute kommen bezüglich der Wirkungen auf das reale BIP zu folgenden Resultaten (Tabelle 2, Zeilen 1-3):

Tabelle 2: BIP-Effekte des Koalitionsprogramms (Mrd. Euro)

	2018	2019	2020	2021	2022
IWH	2,6	14,7	18,8	30,5	23,3
DIW	2,1	14,6	19,5	28,3	23,6
RWI	1,8	13,7	16,5	24,4	20,0
KM61	1,6	9,9	14,6	24,0	19,8
EMGE	1,7	10,3	15,2	23,4	15,5

Quelle: GD 2018: 59 sowie eigene Rechnungen

Demnach wirkt die Umsetzung des Koalitionsvertrages wie ein Konjunkturprogramm. Auf dieser Basis und der Datenlage vom 1. Quartal 2018 wurde eingeschätzt, dass „die Finanzpolitik somit wohl prozyklisch“ wirkt (Boysen-Hogrefe et al. 2018).

Auf den ersten Blick scheinen die Zahlen plausibel zu sein: Der BIP-Multiplikator liegt deutlich unter 1 und entspricht damit in etwa den in der Literatur berichteten Schätzungen (Kilponen et al. 2015). Der jeweils niedrigste Wert stammt vom RWI-Konjunkturmodell (RWI-KM). Direkt nachprüfen lassen sich die Angaben nur, wenn man über die verwendeten Modelle verfügt. Ist das nicht der Fall, kommen nur indirekte Methoden in Frage, wie zum Beispiel der Vergleich mit den Ergebnissen anderer Modelle. Dieser Mühe wird man sich nur unterziehen, wenn es begründete Zweifel an den Ergebnissen gibt. Eine Überprüfung mit einer älteren Version des RWI-Konjunkturmodells (KM61), das auf den Daten zwischen 1995 und 2004 basiert (Stützbereich), und mit einem eigenen aktuellen Modell (Econometric Modell of the German Economy EMGE, Dokumentation auf [www.forschungsseminar.de](http://www.forschungsseminar.de)) ergab deutliche Abweichungen für die Jahre 2019 und 2022 (Tabelle 2, Zeilen 4 und 5). Diese Abweichungen waren der Anlass für die Hypothese, dass die Simulationsergebnisse des RWI (und folglich auch die der anderen Institute) zu optimistisch sind.

### *Die Analyse-Methode*

In Ermangelung einer Verfügung über die aktuelle Version des RWI-KM wird dieses öffentlich weitgehend unbekannt und somit ebenfalls als „privat“ zu charakterisierende Modell im Folgenden mit Hilfe einer Black-Box-Methode analysiert. Dabei werden die veröffentlichten Simulationsergebnisse mit nachvollziehbaren Rechentechniken zurückgerechnet, um so auf die innere Struktur des verwendeten Modells zu schließen. Ergänzt wird diese Vorgehensweise durch Auswertung vorliegender Dokumentationen, durch die sowohl die alten als auch die neuen Modellversionen des KM beschrieben werden. Leider bieten diese Darstellungen für die neue Modellversion nur fragmentarische Einblicke, so dass alternative Rückrechnungen möglich sind. Im Folgenden wird nach bestem Wissen und Gewissen die Alternative ausgewählt und detailliert dargestellt, die den obigen Ergebnissen vermutlich am nächsten kommt. Da die diagnostizierten Abweichungen trotzdem gravierend sind, dürften andere Rückrechnungen kaum etwas am grundsätzlichen Ergebnis ändern.

### *Der historische Hintergrund*

Informationshalber wäre vorab zu berichten, warum das RWI-KM geändert worden ist. Der wichtigste Grund bestand darin, dass mit der Einführung der neuen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen im Jahr 2005 die gesamte logistische Struktur ökonomischer Modelle verändert werden musste, da die

Realwerte seitdem auf Vorjahrespreisbasis bestimmt werden und außerdem in verschiedenen Dimensionen angegeben werden können (Quaas 2009a). Das Ausmaß der erforderlichen Änderungen wird bei Weitem unterschätzt, wenn man sie wie in der Analyse der IAB-Version des RWI-KM durch Klinger und Ulrich (2009) auf die Einführung verketteter Preisindizes reduziert. Die dabei entstandenen Probleme sind besonders groß für ein Vierteljahresmodell und werden detailliert in Quaas (2009b) beschrieben. Die eben genannten Studien zur Umsetzung der neuen VGR im Modellbau basieren vor allem auf den Vorarbeiten von Nierhaus (2004a/b; 2005) und Tödter (2006), und sie erörtern die konkrete Problematik, vor denen Modellbauer gestanden haben und vielleicht immer noch stehen.

Hinzu kommt ein weiterer Unterschied zwischen älteren und neueren Modellversionen des RWI-KM. Der Modellbauer des RWI sah sich durch die Kritik der Zeitreihenanalytiker an den traditionell OLS-geschätzten Regressionsgleichungen gezwungen, jede einzelne Gleichung (zumindest jede wichtige Gleichungen) durch ein Fehlerkorrekturmodell (FKM) zu ersetzen, was zu einer Verdoppelung der Anzahl der Gleichungen und damit des Arbeitsaufwandes ihrer ständigen Überprüfung geführt haben kann. Es ist zu vermuten, dass nach anfänglichen Versuchen mit einer einstufigen Schätzung (Barabas, Döhrn 2008: 12), von denen auch Klinger und Ulrich (2009: 88, 90) berichten, eingesehen worden ist, dass diese Form für Simulationen langfristig wirkender wirtschaftspolitischer Maßnahmen eher ungeeignet ist, da exogene Schocks durch die FKM kurzfristig teilweise „glattgebügelt“ werden. Dieser unliebsame Effekt lässt sich vermeiden, wenn man eine zweistufige Schätzung anwendet und bei einer Simulation lediglich die Langfristgleichungen aktiviert. Ob diese Methode angewandt wurde, muss in Ermangelung entsprechender Informationen dahingestellt bleiben. Eine Bemerkung in Barabas und Döhrn (2006: 32) weist jedenfalls schon frühzeitig auf das zweistufige Verfahren hin (zu den Grundlagen vgl. Wolters 2004: 73 ff. sowie Hassler 2004: 107). Sollte das der Fall sein, unterscheidet sich das neue KM in dieser Beziehung [!] nicht wesentlich von seinen früheren Versionen, so dass hier zum Vergleich eine Simulation mit dem älteren KM61 vorgenommen worden ist (detaillierte Ergebnisse im Anhang). Mit diesem Modell wurde die Leipziger Sommerschule zum Thema „Arbeiten mit ökonomischen Modellen“ regelmäßig bestückt, so dass es auch anderen Empirikern zur Verfügung stehen sollte.

Last but not least ist zu erwarten, dass sich die Multiplikatoren, die zusammenfassende Maße für die Transformation exogener Impulse in volkswirtschaftliche Effekte sind, sich inzwischen evolutionär stark verändert haben.

### *Die Impuls-Variablen des RWI-Modells*

Im oben erwähnten Frühjahrgutachten wird als eine Besonderheit hervorgehoben, dass das RWI-KM „die wesentlichen Größen der Entstehungs-, der Verwendungs- und der Verteilungsseite der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen abbildet... Es enthält einen relativ detailliert modellierten Staatssektor, der auf der Einnahmenseite zwischen verschiedenen Steuerarten (direkte und indirekte Steuern, Lohnsteuern und übrige direkte Steuern) und Sozialabgaben unterscheidet, und der auf der Ausgaben-seite u.a. zwischen Staatskonsum, staatlichen Investitionen, Subventionen und Transferzahlungen unterscheidet.“ (GD 2018: 60) Diese Beschreibung deutet darauf hin, dass sich an den Möglichkeiten, im Rahmen einer der neuen Modellversionen des KM die Folgen wirtschaftspolitischer Maßnahmen zu simulieren, nicht viel geändert hat. Damit kann eine Überprüfung der obigen Simulationsergebnisse des RWI auf Basis der bekannten Instrument-Variablen durchgeführt werden.

### *Zuordnung zu den Instrument-Variablen*

Die 21 in Tabelle 1 aufgelisteten Maßnahmen sind so auf die Instrument-Variablen des Modells abzubilden, dass sie mit Daten bestückt werden können. Im vorliegenden Fall kommen als relevante Instrument-Variable die folgenden fünf in Frage:

(1) *Direkte Steuern.* Die entsprechenden Dateneingaben für die Variable werden modellintern in Arbeitnehmersteuern und Steuern auf Einkommen aus Unternehmertätigkeit und Vermögen aufgeteilt werden (tan, tu), und zwar den Anteilen der beiden Gruppen am Gesamtaufkommen entsprechend. Es wird unterstellt, dass die Maßnahmen 1-4 (Tabelle 1) gleichermaßen auf die direkten Steuern wirken, und sie werden deshalb zu einer einzigen Variablen zusammengefasst (tx). Im Modell bedeuten die Zahlen in Tabelle 1 eine steuerliche Entlastung der Arbeitnehmer und Arbeitgeber, zu-

gleich vermindern sie entsprechend die Einnahmen des Staates. Letzteres ist durch die Struktur des KM61 abgesichert.

(2) Ziemlich eindeutig lassen sich auch die *monetären Sozialausgaben* zur entsprechenden Instrument-Variable des KM (*ytra*) zuordnen, indem man die Maßnahmen 10-16 sowie 19 zusammenfasst. Die Modellierung der Arbeitsförderung wird in der Dokumentation der IAB-Version ausführlich von Barabas und Döhrn (2006: 57 ff.) beschrieben; letztlich läuft sie darauf hinaus, dass sich das verfügbare Einkommen der Haushalte erhöht und damit die Konsumgleichung beeinflusst wird. Insofern dürfte es ausreichen, Maßnahme 19 im „Kernmodell“ (dem KM61) genauso wie die anderen staatlichen Transfers zu behandeln.

(3) Für die Simulation der *Sozialversicherungsbeiträge* (*svb*) gibt es im KM61 verschiedene Möglichkeiten. Da in der obigen Tabelle konkrete Zahlen angegeben werden, kommt eine etwa hälftige Entlastung der Beiträge von Arbeitnehmern und Arbeitsgebern in Frage sowie die entsprechende Verminderung der Einnahmen des Staates. Zusammengefasst werden die Maßnahmen 5, 7 und 8.

(4) Die Zuordnung der Maßnahmen 6 und 17 zum *Staatskonsum* ist ziemlich eindeutig, es sei denn, man verwendet die IAB-Version des KM. Strittig könnte die Zuordnung der Maßnahme 18 sein, da hier zwei unterschiedliche Kategorien vermischt worden sind. Verteidigungsausgaben gehören neuerdings zu den staatlichen Investitionen, die im RWI-KM bislang als Bauinvestitionen unterstellt worden sind und die einen vergleichsweise hohen Multiplikator aufweisen (Heilemann 2004: 175; Quaas, Klein 2012: 50). Entwicklungshilfe wäre dagegen eher als Staatsverbrauch (Staatskonsum) einzustufen, der jedoch im vorliegenden Fall bestenfalls nur indirekt nachweisbare Effekte auf die Volkswirtschaft hat. Ad hoc wurde die Maßnahme 18 mit dem Faktor 0,3 versehen und ebenfalls dem Staatskonsum (*acst*) zugeordnet.

(5) Dem entsprechend ist die Maßnahme 18 außerdem mit dem Faktor 0,7 den staatlichen Investitionen (*ibst*) zuzuordnen. Hinzu kommen die Maßnahmen 9, 20 und 21. Bis auf die Maßnahme 9 sind diese Zuordnungen hoch problematisch, da es sich in der Regel nicht – wie unterstellt – um öffentliche Bauinvestitionen mit einem recht hohen Multiplikator handelt.

Eine andere Möglichkeit, diese Maßnahmen zu simulieren, bestünde darin, sie einfach als Staatsausgaben zu betrachten, wobei aber unklar bliebe, ob die entsprechenden Wirkungskanäle im Modell adäquat abgebildet worden sind. Wie die Auseinandersetzung zwischen Heilemann et al. (2006a/b) und Barabas et al. (2006) um die „richtige“ Umsetzung des Koalitionsvertrages für 2006 bis 2008 zeigt, gibt es im KM unterschiedliche Möglichkeiten, dies zu tun, ohne dass sich selbst die Modellbauer und –entwickler auf eine einzige gültige Zuordnung auf die Instrument-Variablen einigen können. Wenn hier in solchen Zweifelsfällen diejenige Zuordnung favorisiert wird, die vermutlich den größten volkswirtschaftlichen Effekt hat, so erfolgt das mit dem Ziel, zu zeigen, dass die oben berichteten Simulationsergebnisse trotz dieses Entgegenkommens zu hoch sind.

Aus den Zuordnungen ergeben sich folgende Simulationsvorgaben:

Tabelle 3: Werte der Instrument-Variablen (in Mrd. Euro)

Jährliche Änderungen	2018	2019	2020	2021	2022
Direkte Steuern ( <i>tx</i> )	-0,2	-1,5	-0,2	-11,6	-1,0
Monetäre Sozialausgaben ( <i>ytra</i> )	0,2	5,8	3,4	3,6	-0,8
SV-Beiträge ( <i>svb</i> )	-1,5	-2,2	-0,1	-0,1	-0,1
Staatskonsum ( <i>acst</i> )	0,2	0,7	0,3	0,4	-0,1
Investive Ausgaben des Staates ( <i>ibst</i> )	0,7	3,0	2,5	1,1	-4,2
Kumuliert:	2018	2019	2020	2021	2022
Direkte Steuern ( <i>tx</i> )	-0,2	-1,7	-1,9	-13,5	-14,5
Monetäre Sozialausgaben ( <i>ytra</i> )	0,2	6,0	9,4	13,0	12,2
SV-Beiträge ( <i>svb</i> )	-1,5	-3,7	-3,8	-3,9	-4,0
Staatskonsum ( <i>acst</i> )	0,2	0,9	1,2	1,6	1,5
Investive Ausgaben des Staates ( <i>ibst</i> )	0,7	3,7	6,2	7,3	3,1

Quelle: Eigene Rechnungen

### Bestimmung der Multiplikatoren der aktuellen KM-Version

Bezeichnen wir die Matrix der kumulierten und nach Jahren geordneten Werte der Instrument-Variablen mit  $A^T$  (Tabelle 3, die letzten fünf Zeilen und Spalten), so besteht zwischen den impliziten BIP-Multiplikatoren der aktuellen Version des KM, dazustellen durch eine bislang unbekannte (5,1)-Matrix  $M$ , und den Prognosen für das reale BIP in den Jahren 2018-2022, erfasst durch die (1,5)-Matrix  $B^T$  (Tabelle 2, Zeile 3), folgender Zusammenhang:

$$B = AM \quad (1)$$

Da  $A$  und  $B$  gegeben sind, lässt sich der Spaltenvektor  $M$  für die fünf Multiplikatoren aus der folgenden Formel bestimmen:

$$M = A^{-1}B \quad (2)$$

Im vorliegenden Fall ergibt sich bei Beachtung der Vorzeichen, die die Wirkungsrichtung wiedergeben (Tabelle 4, Zeile 1):

Tabelle 4: Multiplikatoren des RWI-Modells

	tx	ytra	svb	acst	ibst
Rückrechnung	-2,3	13,1	-21,3	-179,7	3,9
KM61	-0,52	0,52	-0,36	0,90	1,01

Quelle: Eigene Berechnungen; Quaas, Klein (2012)

Verglichen mit den Multiplikatoren des KM61 (Tabelle 4, Zeile 2) ist keiner der impliziten Multiplikatoren plausibel. Sie übersteigen die Grenzen des bislang Erfahrenen. Daraus ist die Schlussfolgerung zu ziehen: Instrument-Variablen und Simulationsergebnis passen nicht zueinander.

Dafür kann es zwei Gründe geben: (1) Die Zuordnung der wirtschaftspolitischen Maßnahmen zu den Instrument-Variablen ist anders als hier unterstellt vorgenommen worden. Deshalb wäre es generell nützlich, wenn solche Zuordnungen stets zusammen mit oder parallel zu den Simulationsergebnissen publiziert werden würden. (2) Die Modellergebnisse des neuen KM sind – wie es bei den Konsensprognosen üblich ist – nachträglich durch Expertenurteile geändert worden. In beiden Fällen kann eine Rückrechnung nicht auf konsistente Multiplikatoren führen.

### Berechnung der Effekte mit den Multiplikatoren des KM61

Um zu überprüfen, ob die hier vorgenommene Zuordnung zwischen Maßnahmen und Instrumenten fehlerhaft ist, gehen wir den umgekehrten Weg und berechnen mit Hilfe der Multiplikatoren des KM61 (Tabelle 4, Zeile 2, erstellt aufgrund der Angaben von Quaas, Klein 2012: 50) und der Matrix  $A$  einen alternativen Vektor  $B$ , der die Veränderung des realen BIP erfasst (Gl. 2).

Daraus ergeben sich die in Tabelle 2, Zeile 4 aufgelisteten BIP-Effekte in den berichteten fünf Jahren. Es zeigt sich, dass die Ergebnisse auf Basis der neuen Modellversion in drei Jahren recht genau mit den Ergebnissen des alten KM61 übereinstimmen und in zwei Jahren bemerkenswert davon abweichen, wobei vor allem 2019 betroffen ist.<sup>1</sup> Da die Zuordnung zu den Instrument-Variablen aber für alle Jahre nach den gleichen Kriterien vorgenommen wurde – wenn man von der zeitlichen Platzierung der Maßnahmen absieht – spricht das gegen die Annahme, dass in der obigen Zuordnung der wirtschaftspolitischen Maßnahmen zu den Instrument-Variablen ein grober Fehler enthalten ist.

<sup>1</sup> Bei der Beurteilung der Abweichungen wäre von einem durchschnittlichen Fehler von mindestens einem halben Prozent bezogen auf den jeweiligen Impuls auszugehen (Heilemann, Müller 2018). Des Weiteren wäre zu berücksichtigen, dass kleinere Abweichungen durch die Evolution der durchschnittlichen Multiplikatoren zustande kommen könnten.

### Vermutliche Ursache des Bias

Die tieferen Wurzeln für die problematischen Ergebnisse des neuen RWI-KM reichen womöglich über 10 Jahre zurück und liegen in dem Versuch einer Umsetzung der Anforderungen, die die Umstellung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen auf die Vorjahrespreisbasis für die Logistik eines ökonomischen Modells mit sich bringt. Ein volkswirtschaftliches Aggregat für sich genommen, das heißt ohne Berücksichtigung seiner Beziehung zu anderen Aggregaten, wird seit 2005 umfassend durch acht verschiedene Dimensionen dargestellt (Quaas 2009a: Tabelle 6). Die entsprechenden Daten werden vom Statistischen Bundesamt sowohl vierteljährlich als auch jährlich veröffentlicht. Beim Nachvollzug der Berechnung vierteljährlicher Daten sind außerdem Besonderheiten der Annual-Overlap-Methode zu beachten (Quaas 2009b).

Da es in Deutschland keine einheitliche Normierung der Aggregate und ihrer Dimensionen gibt, ist jeder Forscher frei, seine eigene Symbolik zu verwenden. Die folgende Tabelle stellt die im EMGE und im RWI-KM verwendete Symbolik anhand des BIP gegenüber (insofern entfallen die Wachstumsbeiträge). Die Angaben zum KM stammen von Barabas und Döhrn (2008):

Tabelle 5: Vergleich der explizit berücksichtigten vierteljährlichen Variablen am Beispiel des BIP

#	Definition	EMGE	RWI-KM
1	Volumen, nominal	BIP	BIP
2	Unverkettete Volumen	BIPUV	BIP <sub>p</sub>
3	Verkettete Volumen	BIPVV	BIP <sub>9</sub>
4	Mengen-Kettenindex	BIPKI	BIP <sub>i</sub>
5	Mengenindex	BIPMI	---
6	Preisindex	BIPPI	---
7	Preisentwicklung	BIPPE	PBIP <sub>p</sub>
8	Veränderung gegenüber Vorjahr der VV	--	BIP <sub>r</sub>
9	Veränderung gegenüber Vorjahr der PE	--	BIP <sub>r</sub>
10	Unverkettete Volumen der Vorjahresperiode in Preisen des Vorjahres	--	BIP <sub>4</sub>

Quellen: Quaas 2009a, Barabas und Döhrn 2008

Beim Vergleich fällt auf, dass wesentliche Variablen der neuen VGR, die Glieder der Kettenindizes (4) und (7) nämlich, hier unter 5 und 6 notiert, vom RWI-Modell gar nicht explizit berücksichtigt werden. Damit stellt sich die Frage, wie die entsprechenden Kettenindizes berechnet werden. Des Weiteren sieht man, dass inzwischen überflüssige Variable (8) und (9), die besser durch die jährlichen Mengenindizes (*MI*) und die jährlichen Preisindizes (*PI*) abgebildet werden, im neuen RWI-KM weiter mitgeschleppt werden. Unklar ist, was mit BIP<sub>4</sub> gemeint ist: „Unverkettete Volumen der Vorjahresperiode in Preisen des Vorjahres“ ist eigentlich das nominale Volumen.

Weitere Aufschlüsse, über die Art und Weise, wie im neuen KM die VGR 2005 umgesetzt worden ist, geben die „definitorischen Zusammenhänge“, so wie sie von Barabas und Döhrn verstanden und publiziert worden sind. Hier die kritische Passage: „Die Datenkonstruktion erfolgt in EViews in der Datei KummChain.prg... Diese Gleichungen berechnen im ersten Quartal (durch die Saisonvariable *ds* gesteuert) den Vorjahrespreis, in den nächsten Quartalen (1-*ds*) wird dieser Preis übernommen, z.B. [das Beispiel bezieht sich auf den privaten Konsum CP]:

$$(9) \quad PCP\_p = ds * @movav(CP(-1),4) / @movav(CP\_9(-1),4) + (1-ds) * PCP\_p(-1)''$$

Da die Verketteten Volumina innerhalb eines Jahres addiert werden dürfen – und die Nominalwerte sowieso – erzeugt der Term  $ds * @movav(CP(-1),4) / @movav(CP\_9(-1),4)$  den Wert der jährlichen Preisentwicklung *PE* des Vorjahres (!) und setzt ihn identisch mit dem Preisindex des 1. Quartals des laufenden Jahres. Für den Rest des laufenden Jahres wird dieser Wert dann fortgeschrieben.

So plausibel diese Berechnungsmethode auf den ersten Blick erscheint, wenn man von den Worten „Vorjahrespreise“ und „Annual Overlap“ ausgeht – mit der Methode des Annual-Overlap hat sie nicht das Geringste zu tun.

(i) Um die vierteljährliche Preisentwicklung *PE* in einem beliebigen Quartal *q* des Jahres *y* – und um diese geht es in der Formel (9) – zu erhalten, muss die jährliche Preisentwicklung *PE* des Vorjahres *y-1* mit den vierteljährlichen Preisindizes *PI* des laufenden Jahres, die in der RWI-KM-Spalte der Tabelle 5 fehlen, multipliziert werden.

(ii) Der vierteljährliche Preisindex  $PI$  des ersten (und jedes weiteren) Quartals  $q$  eines Jahres  $y$  ergibt sich – korrekt berechnet – aus dem Quotienten zwischen Nominalwert  $Nom$  und dem Wert der Unverketteten Volumina  $UV$  im ersten (bzw. in jedem weiteren) Quartal  $q$  des Jahres  $y$  und NICHT aus einem Quotienten, der sich auf das gesamte Vorjahr  $y-1$  bezieht. Also:

$$PI(Var, y, q) = \frac{Var\_Nom(y, q)}{Var\_UV(y, q)} \quad (3)$$

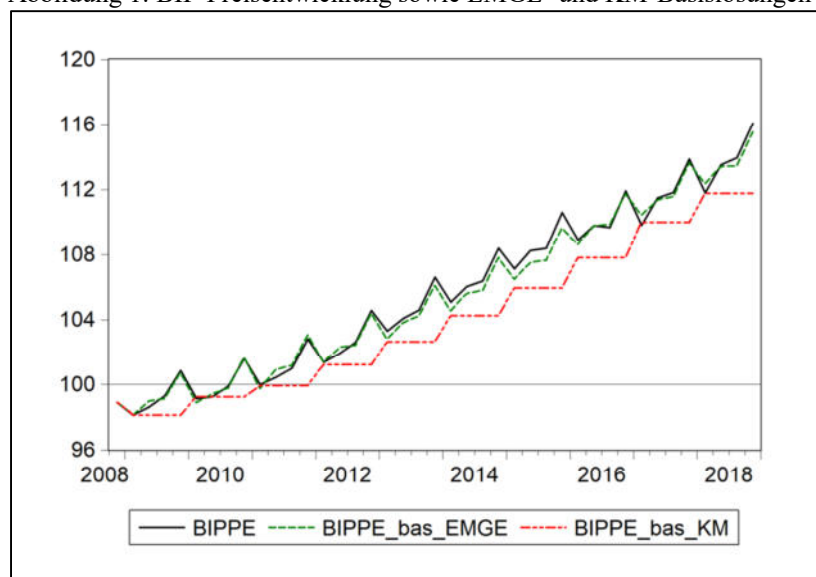
(iii) Daraus folgt, dass sich die vierteljährlichen Preisindizes  $PI(y, q)$  und des entsprechenden Kettenindexes  $PE(y, q)$  des laufenden Jahres  $y$  im Allgemeinen voneinander unterscheiden und nicht vom ersten Quartal übernommen werden können, wie es auf Basis der Gleichung (9) geschieht.

Diese Aussage lässt sich auch ohne Kenntnis des Formelsystems an jeder Vierteljahrestabelle des Statistischen Bundesamtes überprüfen.

Für eine rechentechnisch realisierbare, korrekte Methode des „Annual-Overlap“ ist auf eine systematische Darstellung zu verweisen (Nierhaus 2005, Tödter 2006). In Quaas (2009b) werden übrigens mehrere Möglichkeiten, den Preisindex mit Hilfe von E-Views näherungsweise oder auch exakt zu berechnen, aufgezeigt.

Die Autoren geben freimütig zu, dass es „manchmal [?] Diskrepanzen zwischen den Werten aus der Modelldatenbank und den Angaben des Statistischen Bundesamtes“ gibt (Barabas, Döhrn 2008: 29). Sie kommen aber nicht auf die Idee, dass ihre Rechenmethode falsch sein könnte. Greift man bei der statischen Lösung eines ökonometrischen Modells jedes Jahr auf die Echtdaten des vergangenen Jahres zurück, sind die Abweichungen in der Tat sehr klein, so dass die Autoren mit Recht Rundungsfehler vermuten können (ebd.). Anders sieht es aber aus, wenn sich die Abweichungen über den gesamten Stützbereich kumulieren können wie es bei einer dynamischen Modelllösung der Fall ist. Dann betragen die Abweichungen am Ende eines 10-jährigen Stützbereiches etwas mehr als 2 Prozentpunkte (Abbildung 1). Das hätte der Modellbauer des RWI erkennen können, wenn er die dynamische Basislösung des Modells für den Preisindex mit den Echtdaten verglichen hätte. Eine Beschreibung der Abweichungen durch Rundungsfehler wäre ihm sicherlich selber als nicht zutreffend aufgefallen. Im Falle einer Simulation können die Verantwortlichen für das Projekt „KM“ diese Abweichung nicht erkennen, da sie über keine korrekte Berechnungsmethode verfügen.

Abbildung 1: BIP-Preisentwicklung sowie EMGE- und KM-Basislösungen



Quelle: Eigene Berechnungen

Die Abbildung 1 zeigt neben der Preisentwicklung des BIP von 2008 bis 2018 die dicht daneben liegende Basislösung des EMGE und die davon abweichende Basislösung, die sich bei einer Berechnung nach Formel (9) ergibt. Durch den unterschätzten Preisindex fallen alle Simulations- und Prognoseergebnisse des RWI-Konjunkturmodells zu hoch aus. Die durchschnittliche Abweichung beim BIP-De-



flator liegt bei 0,2 Prozentpunkte pro Jahr. Wie man an der Abbildung erkennt, werden die saisonalen Strukturen komplett glattgebügelt und die Preisentwicklung durch eine jährliche Stufenfunktion ersetzt, die genau um ein Jahr hinterherhinkt. In den ersten fünf und in den letzten zwei Jahren einer Simulation gibt es aller vier Quartale eine Fast-Übereinstimmung, die zu der Täuschung geführt haben mag, dass nur geringfügige Diskrepanzen vorliegen. Die exakten Auswirkungen der falschen Formel (9) im Modellverbund sind jedoch von außen betrachtet schwer abzuschätzen. Einerseits wirkt verstärkend, dass die Preisentwicklung aller Variablen und Aggregate mit dem Teilprogramm KummChain.prg falsch berechnet werden; andererseits wirkt entlastend, dass auch die Basislösung – der gegenüber die Simulationslösung ausgewiesen wird – von der fehlerhaften Berechnungsmethode betroffen ist. Insofern ist zu vermuten, dass die Abweichungen von Simulationsergebnissen geringer sind als bei den (hier nicht untersuchten) Prognoseergebnissen.

### *Zusammenfassung Teil 1*

Die volkswirtschaftlichen Effekte, die bei der Umsetzung des Programmes der Großen Koalition von 2018 in den Jahren 2018-2022 eintreten würden, sind vom RWI um einige Milliarden zu hoch geschätzt worden. Das ergibt sich aus der Analyse der Simulationsergebnisse, die vom neuen RWI-Konjunkturmodell produziert worden sind. Zwischen ihnen, den vermuteten Instrument-Variablen und den modellinternen Multiplikatoren besteht kein kohärenter Zusammenhang. Bei Auswertung der spärlich vorliegenden Dokumentationen des Modells ergibt sich, dass die Ursache für die Überschätzung der volkswirtschaftlichen Effekte darin bestehen könnte, dass die vierteljährlichen Preisindizes im Rahmen des Modells falsch berechnet werden. Durch die zu niedrig berechnete Preisentwicklung fallen zwangsläufig alle Realgrößen zu hoch aus. Wenn aber die Simulationsergebnisse des RWI bereits zu hoch sind, dann begründet das auch Zweifel an denen der anderen beiden Institute, deren Ergebnisse noch höhere Werte aufweisen.

Wenn hier gewisse Vorbehalte hinsichtlich der Ursachen des Bias gemacht werden müssen, so liegt das daran, dass keine aktuelle Publikation vorliegt, die eventuelle Änderungen des zugrunde liegenden Modells dokumentiert. Mit Ausnahme der Studie von Klinger und Ulrich liegt auch keine externe Analyse der neuen Modellversion vor. Bedauerlicherweise haben die zuletzt genannten Autoren keinen Blick für die Problematik der logistischen Struktur eines ökonometrischen Modells unter den Bedingungen der neuen VGR. Sie konzentrieren sich auf die Treffsicherheit des alten und des neuen KM. Allerdings stellen sie schon im Jahr 2009 fest, dass sich die Fehler bei den privaten Konsumausgaben ins Positive entwickelt haben, „deren Bias sich von -0,1 auf 0,1 Prozentpunkte geändert hat.“ (Klinger, Ulrich 2009: 92) Außerdem warnen die Autoren davor, die Prognostik über drei Jahre hinaus auszudehnen (96), was vom Modellbauer zwar anerkannt wird (Barabas 2019), in der Praxis des RWI aber offenbar ignoriert worden ist.

Anzuregen wäre, dass im Fall von Prognosen und Simulationen, die mit öffentlichen Geldern gefördert werden, ein höheres Maß an Transparenz hergestellt wird. Ohne in die Betriebsgeheimnisse der Institute einzudringen wäre das möglich, indem die Instrument-Variablen und die dazugehörigen Multiplikatoren parallel zu den Prognosen und Simulationen publiziert würden. Nachträgliche Änderungen von Modellergebnissen durch Expertenurteil sollten vermieden oder mitgeteilt werden.

## Teil 2

### Die „Nahdiagnose“

Von einem Redakteur eines statistischen Journals wurde eingeschätzt, dass die oben dargestellte Ferndiagnose „zu fern“ sei. Er schlug vor, die Analyse durch Kooperation mit einem Mitarbeiter des Rheinisch-Westfälischen Instituts zu präzisieren. Der Modellbauer des RWI, Dr. György Barabas, zeigte sich erstaunlich kooperativ, um die inzwischen bei MPRA eingestellte Studie zu überprüfen. „Erstaunlich“ deshalb, weil man bislang – nicht nur mit Blick auf das RWI – eher den Eindruck haben konnte, dass die Umsetzung der VGR2005 in eine technisch machbare statistische Methode eine Art Betriebsgeheimnis jedes Instituts darstellt. Die Probleme, auf die man bei der Umsetzung im Rahmen eines ökonometrischen Modells stößt, sind in Quaas (2009b) geschildert worden. Nach einer kurzen, aber wegen unterschiedlicher Terminologie anfangs recht schwierigen Kommunikation mit Herrn Barabas (im Weiteren: G.B.) entschied das RWI, mir interne Dokumente und das damals (2017) zugrunde liegende Modell zur Verfügung zu stellen. Auf dieser Grundlage kann und muss die Ferndiagnose in entscheidenden Punkten berichtigt werden. Herrn G.B. bin ich für zahlreiche Hinweise zu Dank verpflichtet. Verbliebene Fehler gehen auf mein Konto.

### Überprüfung der verdächtigten Gleichung (9)

Nach der Feststellung, dass die publizierten Simulationsdaten unter den gegebenen Bedingungen (5 Gleichungen, 5 Jahre) einen eindeutig bestimmten Rückschluss auf die zugrunde liegenden Multiplikatoren zulassen müssten, dies aber zu absurden Ergebnissen führt (Tabelle 4), sind diese Daten als inkonsistent betrachtet worden. Als eine (!) mögliche (!) Ursache wurde ein schon länger bestehendes Problem in der Umsetzung der Vorjahrespreisbasis vermutet und anhand der Gleichung (9) aus der Dokumentation von Barabas und Döhrn (2008) festgemacht.

Dazu merkt G.B. an, dass dieser Hypothese eine Fehlinterpretation der Variablen  $PVar_p$  zugrunde liegt, die in der Gleichung (9) bestimmt wird (E-Mail vom 23.07.2019). Richtig sei Folgendes: „ $PBIP_p$  ist der Vorjahrespreis, der ist in jedem Quartal des laufenden Jahres identisch.“ In einer weiteren E-Mail vom selben Datum stellt G.B. klar, dass die Variable  $PVar_p$  nicht mit den Preisindizes verwechselt werden dürfe, die durch eine andere Variable ( $PVar$  den Deflatoren) abgebildet werden.

Lässt man kleinliche verbale Kritik, dass es sich keinesfalls um einen Vorjahrespreis handeln kann, da diese gar nicht vom Statistischen Bundesamt berichtet werden, sondern Preisindizes und ein Ketten-(Preis-)Index, genannt Preisentwicklung, beiseite, so sind alle denkbaren Interpretationen zu prüfen, ob darunter eine im Kontext der von Barabas und Döhrn (2008) dokumentierten Formeln Sinn macht. Ausgangspunkt ist die angeblich falsche Interpretation der Variable  $PBip_p$  in der Tabelle 5 als „Preisentwicklung“.

Bei einer Überprüfung am Modell ergibt sich, dass im Rahmen des logistischen Teils des RWI-Modells (dieser besteht nur aus Identitäten) auf eine umfassende Berechnung aller Dimensionen eines volkswirtschaftlichen Aggregats (mindestens acht) verzichtet wird. Der Vorwurf, die Gleichung (9) sei falsch, kann schon deshalb nicht erhoben werden, weil eine Berechnung der Preisindizes ( $PI$ ) und der Preisentwicklung ( $PE$ ) für einzelne Quartale damit nicht angestrebt wird. Die von Barabas und Döhrn (2008: 27-30) veröffentlichten Gleichungen stellen die denkbar minimalste Zusammenstellung von VGR-Identitäten dar, mit deren Hilfe das Aggregationsproblem der VGR2005 in einem ökonometrischen Modell gelöst werden kann.

Diese Identitäten lassen sich im Rahmen einer Terminologie, die alle Dimensionen berücksichtigt (angelehnt an Quaas 2009a), wie folgt darstellen:

(1) Die Interpretation der Variable  $PVar_p$  in der Tabelle 5 als „Preisentwicklung“ muss präzisiert werden: Es handelt sich um die jährliche Preisentwicklung, versehen mit dem Wert des Vorjahres,  $PE(y-1)$ , wobei  $y$  das laufende Jahr bezeichnet.  $PE(y-1)$  wird im KM allerdings dem laufenden Jahr  $y$  zugeordnet, mit der Begründung, dass der entsprechende Wert erst zum Schluss des Jahres  $y-1$  berechnet werden kann und die Verzögerung bereits in seiner Terminologie (Vorjahrespreis) angedeutet ist. Eine allgemein gültige Formel für die Preisentwicklung des laufenden Jahres  $y$  lautet (Quaas 2009a: Gl. 44):

$$PE(Var, y) = \frac{Var\_Nom(y)}{Var\_VV(y)} \quad (4)$$

Dabei bezeichnet der Suffix *Nom* eine Nominalgröße, der Suffix *VV* eine Realgröße in Gestalt eines verketteten Volumens und der (weiter unten verwendete) Suffix *UV* eine Realgröße in Gestalt unverketteter Volumen.

(2) Die Preisentwicklung des Vorjahres gestattet es mit minimalem Aufwand, nämlich in nur zwei Schritten, das Aggregationsproblem zu lösen. Dem dient im ersten Schritt die Gleichung (3) bei Barabas und Döhrn (2009: 28), die wie folgt in eine übersichtlichere Notation übersetzt werden kann:

$$Var\_UV(y) = Var\_VV(y) \cdot PE(Var, y-1) \quad (5)$$

Nach den Gleichungen (51) und (66) bei Quaas (2009a) gilt dieser Zusammenhang sowohl für Jahresdaten als auch für Vierteljahresdaten – was nicht bei allen Gleichungen der Fall ist. Wenn  $q$  eines der Quartale von  $y$  bezeichnet, kann man also schreiben:

$$Var\_UV(y, q) = Var\_VV(y, q) \cdot PE(Var, y-1) \quad (6)$$

Setzt sich ein Aggregat – beschrieben durch *Var* – aus den beiden Teilaggregaten *Var1* und *Var2* zusammen, so kann es im zweiten Schritt wie folgt berechnet werden:

$$Var\_VV(y, q) = \frac{Var\_UV(y, q)}{PE(Var, y-1)} = \frac{Var1\_UV(y, q) + Var2\_UV(y, q)}{PE(Var, y-1)} \quad (7)$$

Diese Formel kann für beliebig viele Teilaggregate erweitert werden und entspricht dann (in anderer Notation) der Gleichung (6) bei Barabas und Döhrn (2009) und der Gleichung (55) bei Quaas (2009).

Die Hypothese in der „Ferndiagnose“, dass die Inkonsistenzen der Simulation durch eine fehlerhafte Gleichung (9) verursacht worden sind, kann somit nicht aufrechterhalten werden. Das bedeutet jedoch nicht, dass kein anderes Problem im VGR-Teil des Modells vorliegt.

#### *Die Annual-Overlap-Methode*

Die Darstellung aller Dimensionen eines volkswirtschaftlichen Aggregats umfasst mindestens acht Variablen, die systematisch durch ein System von analytischen Gleichungen miteinander verbunden sind (Quaas 2009a: 37). Allerdings werden nicht alle Dimensionen gebraucht, um das Problem zu lösen, den Realwert eines aus mehreren Teilen zusammengesetzten Aggregats zu berechnen. Wie soeben gesehen, reichen zwei bis drei Gleichungen aus, um die Barriere der Nicht-Additivität verketteter Volumina zu überwinden. Ebenso klar ist, dass Preisindizes und Preisentwicklung nicht getrennt voneinander bestimmt werden können, da sie ebenfalls zu dem System untereinander analytisch verbundener Gleichung gehören. Die Gleichung (9) produziert zu jedem Aggregat die jährliche Preisentwicklung  $PE(y-1)$  auf der Grundlage der nominalen und der realen Jahreswerte zu  $y-1$  (Gl. 4 oben). Die Annual-Overlap-Methode (AO-Methode) verlangt, die vierteljährliche Preisentwicklung  $PE(y, q)$  auf dieser Grundlage zu berechnen, indem  $PE(y-1)$  mit den Preisindizes  $PI(y, q)$  des Quartals  $q$  multipliziert wird. Die entsprechende Formel lautet – immer auf ein bestimmtes Aggregat bezogen (Quaas 2009a: Gl. 63):

$$PE(Var, y, q) = PI(Var, y, q) PE(Var, y-1) \quad (8)$$

Die Logik der AO-Methode lässt sich schematisch wie folgt darstellen:

$$\frac{PI(Var, y, q) \setminus}{PE(Var, y-1) /} \rightarrow PE(Var, y, q) \quad (9)$$

Die Berechnung der vierteljährlichen Preisentwicklung (der Deflatoren) muss auf der Grundlage der Gleichung (8) erfolgen, also auf Basis einer Identität – nicht auf der Grundlage einer Regressionsgleichung. Eine korrekte Berechnung nach der für die deutschen Statistikämter bindenden AO-Methode setzt somit voraus, dass  $PE(y, q)$  in ihre Faktoren – die Preisindizes  $PI(y, q)$  – zerlegt wird. Die Zerlegung ergibt übrigens von sich aus eine stationäre (wenn auch „unechte“) Zeitreihe.

Die Berechnung der vierteljährlichen Preisentwicklung wird ergänzt durch die Berechnung der vierteljährlichen Nominalgrößen des laufenden Jahres. Je nachdem, ob dabei unverkettete oder verkettete Volumina vorliegen, werden die Preisindizes  $PI(y, q)$  oder die Preisentwicklung  $PE(y, q)$  benutzt (Quaas 2009c).

Mit Hilfe der nominalen und realen Jahreswerte, die durch einfache Addition der Quartalswerte gebildet werden, wird dann der jährliche Preisindex  $PI(y)$  bzw. die Preisentwicklung  $PE(y)$  bestimmt, die die Grundlage für die Inflationsrate und für die Berechnungen im Folgejahr darstellen.

Durch die AO-Methode entsteht im Rahmen der Quartalsdaten ein unechter Kettenindex – „unecht“, weil mit jedem neuen Jahr die jährliche Preisentwicklung eine Neuausrichtung der vierteljährlichen Preisentwicklung erzwingt und sich diese Intervention beispielsweise als Drift bei der Mengenänderung zwischen viertem und erstem Quartal bemerkbar macht. Diese Eigenheit der VGR2005 ist u.a. von Tödter (2005: 17) und Nierhaus (2004b: 17) als prinzipieller Mangel kritisiert worden, steht hier aber nicht zur Debatte.

#### *Die Berechnung der vierteljährlichen Preisentwicklung im KM2017*

Am Beispiel des Konsums der privaten Haushalte ( $CP$ ) wird im Folgenden der Frage nachgegangen, ob und wie der analytische Zusammenhang (8) im KM berücksichtigt worden ist. Die vierteljährliche Preisentwicklung ( $PCP$ ) wird in den Tabellen des StBA unter dem Titel „Deflatoren“ berichtet. G.B. bezeichnet sie auch als „Preisindizes“. In einer E-Mail vom 25.07.2019 teilt er mit, dass die „Preisindizes“ so wie im alten KM mit Hilfe einer Regressionsgleichung verarbeitet werden. Einem internen Papier (Barabas 2016: 131-133) kann man entnehmen, dass die vierteljährlichen Deflatoren mit ziemlich hoher Genauigkeit (adjusted R squared = 0.995) u.a. auf Aspekte der folgenden Variablen regressiert werden: Arbeitnehmerentgelte je Stunde ( $BYA/AVA$ ) und Importpreisindizes ( $PIM$ ). Für das zugehörige Fehlerkorrekturmodell wird die Preisentwicklung  $PE(y, q) = PCP$  durch Differenzenbildung stationär gemacht, die Differenzen werden mit einem  $R^2$  von knapp 90% u.a. auf die oben genannten Variablen regressiert.

Das Modell KM2017 verwendet die mit Hilfe einer Regression (Gl. 195) verarbeitete Preisentwicklung, um zusammen mit den ebenfalls regressierten verketteten Volumina den Nominalwert des Konsums zu berechnen (Gl. 102 im Modell): Die entsprechende Gleichung ist ebenfalls korrekt, da die oben notierte Gleichung (4) auch für Quartalsdaten gilt.

Die nominalen und realen Quartalswerte des laufenden Jahres  $y$  lassen sich zu den nominalen und realen Jahreswerten addieren. Im darauffolgenden Jahr werden sie mit Hilfe der oben diskutierten Gleichung (9) zur jährlichen Preisentwicklung  $PE(y)$  verarbeitet. Diese modellinterne Logik lässt sich bei korrekter zeitlicher Zuordnung wie folgt darstellen:

$$\frac{PE(Var, y, q) \setminus}{Var\_VV(y, q) /} \rightarrow \frac{Var\_Nom(y, q)}{\rightarrow Var\_VV(y) /} \rightarrow \frac{Var(y) \setminus}{\rightarrow PE(Var, y)} \quad (10)$$

Die einzelnen Gleichungen, die in diesem Schema verwendet werden, sind korrekt. Allerdings wird die Logik der AO-Methode auf den Kopf gestellt, indem die vierteljährliche Preisentwicklung zur Basis der jährlichen Preisentwicklung gemacht wird. Die vierteljährlichen Preisindizes spielen keine Rolle.

### *Fehlereinschätzung*

Der von Tödter und Nierhaus thematisierte Verzerrungseffekt müsste sich auf die Genauigkeit der Regression (Gl. 195 im Modell) auswirken. Bei jedem Jahreswechsel findet eine vorhersehbare, aber nicht berücksichtigte Störung der Zeitreihe  $PE(y,q)$  statt, die ihre Kontinuität beeinträchtigt. Die entsprechenden Fehler kumulieren mit den Jahren und affizieren die jährliche Preisentwicklung  $PE(y)$ . Wenn die Regression (Gl. 195 im Modell) trotz dieses systematischen Fehlers mit knapp 90% eine für eine Preisgleichung recht gute Genauigkeit aufweist, so beruht das darauf, dass generell die Fehlersumme durch Einbeziehung von verzögerten Variablen und von Dummy-Variablen stark gesenkt werden kann. Beispielsweise wird der jährlich auftretende Bruch durch den Dummy für Q1 berücksichtigt – allerdings nur im 10-Jahres-Durchschnitt.

Dieser Argumentation kann entgegnet werden, dass auch bei dem alternativen Schema (9), das sich eng an die AO-Methode hält, Fehler eingespeist werden, die kumulieren.

Ein experimenteller Fehlervergleich ist nicht möglich. Die korrekte Anwendung der AO-Methode (9) verlangt eine Einspeisung der Preisindizes, während das Schema (10) von der Preisentwicklung ausgeht. Bei einer dynamischen Lösung werden beide Zeitreihen durch unterschiedliche Regressionsgleichungen erzeugt, deren Fehlermaße sich in praxi stets unterscheiden werden. Die Fehlermaße müssten jedoch gleich sein, um die von beiden Methoden erzeugten Fehler vergleichen zu können. Allerdings gibt es theoretische Gründe, um die Methode (10) zu verwerfen:

Die Preisindizes  $PI(y,q)$  stellen eine (unechte) Zeitreihe dar, die von sich aus stationär ist, während die Preisentwicklung  $PE(y,q)$  erst stationär gemacht werden muss. Werden dabei wie üblich Differenzen angewandt, so erscheint es aus mathematischer Sicht äußerst unpassend, eine aus Faktoren bestehende Zeitreihe künstlich in Differenzen aufzuspalten. Es liegt nahe, für die Herstellung der Stationarität eine Methode anzuwenden, die der Konstruktion der Zeitreihe folgt. Und dies ist die Umwandlung in vierteljährliche Preisindizes auf der Grundlage der entsprechenden Identitäten.

Die Behauptung einer systematischen Über- oder Unterschätzung der Realwerte durch die im KM verwendete Methode der Berechnung der Preisindizes und der Preisentwicklung kann jedoch nach dieser Überprüfung nicht aufrechterhalten werden. Nach wie vor steht aber die Frage im Raum, warum die Rückrechnung (Gleichungen 1 und 2, Tabelle 4) auf absurde Werte führt.

### *Überprüfung der Zuordnung zu den Instrument-Variablen*

Die Projektion wirtschaftspolitischer Maßnahmen auf die Instrument-Variablen erfordert eine gewisse Erfahrung, die man in langjähriger empirischer Arbeit erwirbt „sowie eine Teamarbeit, bei der sich der Modellbauer über die Einzelheiten z.B. mit auf den Staatsektor spezialisierten Mitarbeitern berät.“ (G.B.) Zu der 08/15-Vorgehensweise, die in der „Ferndiagnose“ demonstriert worden ist, gehört die Aufteilung der jährlichen Änderungen von Einnahmen und Ausgaben auf die Quartale. Im Vergleich dazu zeichnet sich die Vorgehensweise des RWI zusätzlich noch durch die Besonderheit aus, dass bei etwa der Hälfte der wirtschaftspolitischen Maßnahmen das Zeitprofil geändert worden ist, und zwar so, dass die Maßnahme im ersten Jahr nicht voll, dafür aber in den Folgejahren mit einem Zuschlag realisiert wird. Damit wird ein schleppender Anlauf unterstellt. Die Konsequenz ist, dass die jährlichen Summen mit denen der Tabelle 1 nicht exakt übereinstimmen. Dafür stimmt die Summe aller vierteljährlichen Änderungen über den gesamten Zeitraum betrachtet mit der Summe der finanzpolitischen Vorgaben überein – mit einer Ausnahme (siehe unten). Die Zuordnung sieht folgendermaßen aus:

Tabelle 6: RWI- Instrumente

Instrument-Variablen (in Mrd.)	2018	2019	2020	2020	2020
Beitrag zur Arbeitslosenversicherung	-1,97	-3,94	-3,94	-3,94	-3,94
Beitrag zur KV Arbeitnehmer	0,0	-5,68	-5,8	-5,8	-5,8
Beitrag zur KV Arbeitgeber	0,0	7,4	7,4	7,4	7,4
Lohnsteuer	0,0	-2,1	-3,2	-15,8	-16,8
Übrige direkte Steuern	-0,2	-0,9	-1,2	-2,6	-2,6
Investitionen, öffentliche Nichtwohnbauten	0,9	1,9	2,5	3,7	3,4
Monetäre Sozialleistungen	0,2	3,6	5,4	5,5	5,6
Vermögenstransfers	0,0	2,6	5,0	6,0	2,0
Ausrüstungsinvestitionen	0,0	5,3	9,8	11,9	5,1
Wohnbauten	0,4	1,7	2,5	2,9	1,7

Quelle: Tab2.x, eigene Rechnungen

Zum Vergleich hier noch einmal der entsprechende Teil der Tabelle 3 aus der „Ferndiagnose“:

Tabelle 3: Vermutete Werte der Instrument-Variablen (in Mrd. Euro)

Kumulierte Zahlen (in Mrd.)	2018	2019	2020	2021	2022
Direkte Steuern	-0,2	-1,7	-1,9	-13,5	-14,5
Monetäre Sozialausgaben	0,2	6,0	9,4	13,0	12,2
SV-Beiträge	-1,5	-3,7	-3,8	-3,9	-4,0
Staatskonsum	0,2	0,9	1,2	1,6	1,5
Investive Ausgaben des Staates	0,7	3,7	6,2	7,3	3,1

In beiden Tabellen handelt es sich um „kumulierte Zahlen“. Dahinter steht die Vorstellung, dass ein Impuls im Jahr  $y$  in gleicher Weise in den Folgejahren fortwirkt und von dem Impuls des jeweiligen Folgejahres additiv überlagert wird. Das lässt sich am deutlichsten anhand der Sozialversicherungsbeiträge der Tabelle 3 demonstrieren, die die Differenz zwischen Arbeitgeber- und Arbeitnehmerbeiträgen nicht berücksichtigen und daher mit den Beiträgen zur Arbeitslosenversicherung der RWI-Tabelle in etwa übereinstimmen: Ab 2019 nehmen sie kaum noch zu bzw. werden in der RWI-Tabelle sogar konstant gesetzt, weil keine Änderung des Beitragssatzes zu erwarten ist. Im Modell KM2017 passen sich die Beiträge automatisch an den neuen Beitragssatz von 2,7 Prozent an, der exogen gesetzt wird.

Neben der Änderung des Zeitprofils hat die Zuordnung der wirtschaftspolitischen Maßnahmen (Tabelle 1) zu den verschiedenen Instrument-Variablen entscheidenden Einfluss auf die Simulationsergebnisse, da die Multiplikatoren der einzelnen Instrumente sehr unterschiedlich sein können. Ein direkter Vergleich der obigen beiden Tabellen ist deshalb nicht in allen Positionen möglich. Es ist aber möglich, eine gewisse Vergleichbarkeit herzustellen. Im Einzelnen:

#### Direkte Steuern

In der RWI-Tabelle werden die Lohnsteuern separat von den übrigen direkten Steuern, darunter Unternehmersteuern, ausgewiesen. Letztlich werden aber die Effekte der übrigen Steuern wie die Unternehmersteuern simuliert.

Tabelle 7: Direkte Steuern

RWI-Daten und Vergleich	2018	2019	2020	2021	2022
Lohnsteuer	0,0	-2,1	-3,2	-15,8	-16,8
Übrige direkte Steuern	-0,2	-0,9	-1,2	-2,6	-2,6
Direkte Steuern (Summe Zeile 1 und 2)	-0,2	-3,0	-4,4	-18,4	-19,4
Vergleich mit den direkten Steuern Tab. 3	-0,2	-1,7	-1,9	-13,5	-14,5

Wie kommen die Unterschiede von fast 5 Mrd. € am Ende des Simulationszeitraumes zustande? Bis auf drei kleinere Posten von je 0.1 Mrd. €, die Parität beim Zusatzbeitrag der GKV betreffend, gehen beide Rechnungen von der gleichen Bewertung der Maßnahmen des Koalitionsvertrages aus (Tabelle 1), genauer gesagt: von annähernd denselben Zahlen. Denn dem RWI standen diese in einer Genauigkeit bis zu Hundertsteln zur Verfügung. Tab2.x der Unterlagen ordnet der Lohnsteuer die Maßnahmen #1, #2, #4\*0.88, -#11 und -#12 zu (siehe Tabelle 1). Die Erhöhung des Kindergeldes (Maßnahmen #11 und #12) werden nach neuem Verständnis den steuerlichen Maßnahmen zugeordnet, während sie in der „Ferndiagnose“ bei den monetären Sozialleistungen berücksichtigt worden sind. Allerdings waren die Multiplikatoren im alten KM für beide Variable fast identisch.

Zu den übrigen steuerlichen Maßnahmen werden die folgenden Maßnahmen addiert: #3, #4\*0.12 (Unternehmersteuern), und -#6. Beim letzten Punkt wird davon ausgegangen, dass durch die Forschungsförderung die Steuerbelastung gesenkt wird.

Insgesamt wirken diese Impulse positiver auf das Wachstum der Volkswirtschaft als bei der „Ferndiagnose“ unterstellt.

### Monetäre Sozialausgaben

Tabelle 8: Monetäre Sozialausgaben

RWI-Daten und Vergleich	2018	2019	2020	2021	2022
Monetäre Sozialleistungen RWI	0,2	3,6	5,4	5,5	5,6
Monetäre Sozialausgaben nach Tab. 3	0,2	6,0	9,4	13,0	12,2

Da die Werte des RWI geringer ausfallen, könnte man vermuten, dass der den Steuern zugerechnete Teil hier nicht mehr auftritt. Im Prinzip ist das auch so. Zusammengefasst werden die finanziellen Belastungen #13-16. Unklar ist, warum die zusätzlichen Mittel zur Eingliederung Langzeitarbeitsloser nur im Jahr 2018 berücksichtigt werden. Die Maßnahmen #10 (eventuell gewichtet), #11 und #12 sind, wie gesagt, bei der Lohnsteuer berücksichtigt worden.

Diese Impulse wirken weniger positiv als in der „Ferndiagnose“ unterstellt.

### SV-Beiträge

In der RWI-Instrument-Tabelle werden die Beiträge zur Sozialversicherung in Prozentpunkten (PP) angegeben: Beispielsweise die Arbeitslosenversicherung mit -0,3 PP weniger. In der Quelle Tab2.x findet man aber auch die veranschlagten Beitragssummen, auf die in der Tabelle 6 zurückgegriffen worden ist. Aus der Programmierung des Modells geht hervor, dass bei der Arbeitslosenversicherung der neue Prozentsatz von 2,7 unterstellt worden. Im Folgenden gehe ich von den Angaben in Mrd. € aus, um einen Vergleich zu ermöglichen.

Zusammengefasst werden die Maßnahmen #5, #7 und #8, aber nicht mit den Werten, die in Tabelle 1 ausgewiesen sind, sondern auf der Grundlage einer eigenen Bewertung. Beispielsweise wird beim Beitrag zur Arbeitslosenversicherung konstant eine jährliche Mindereinnahme von 3,94 Mrd. € unterstellt (2018 die Hälfte davon). Insgesamt ergeben sich folgende jährliche Impulse:

Tabelle 9: SV-Beiträge

RWI-Daten und Vergleich	2018	2019	2020	2021	2022
Beitrag Arbeitslosenversicherung (Mrd, €)	-1,97	-3,94	-3,94	-3,94	-3,94
KV AN-Anteil		-2,84	-2,9	-2,9	-2,9
KV AG-Anteil		5,68	5,8	5,8	5,8
SV-Beiträge RWI (jährlich)	-1,97	-0,98	-1,04	-1,04	-1,04
SV-Beiträge kumuliert	-1,97	-2,95	-3,99	-5,03	-6,07
Vergleich mit den SV-Beiträgen in Tab. 3	-1,5	-3,7	-3,8	-3,9	-4,0

Offensichtlich weichen die Modellvorgaben bei den SV-Beiträgen von der Tabelle 1 ab. Für die letzten beiden Jahre wirken die Impulse positiver als in der „Ferndiagnose“ unterstellt.

### Staatliche Investitionen

Die Investiven Maßnahmen (#9 der Tabelle 1) werden vom RWI formal als „Vermögenstransfer“ interpretiert und dann mit dem Gewicht  $0.85 \cdot 2$  den Ausrüstungsinvestitionen zugeschlagen; davon werden die Forschungsausgaben (Maßnahme #6) mit dem Gewicht  $0.85 \cdot 2$  wieder abgezogen. Die restlichen 15% der „Vermögenstransfers“ werden ebenfalls verdoppelt und den Wohnbauten (Bauinvestitionen) zugeordnet. Bei den Wohnbauten werden außerdem die steuerlichen Maßnahmen zur Förderung des Wohnungsbaus (Maßnahme #3) nach Verdopplung abgezogen, ebenso das Doppelte von 15% der Forschungsaufgabe (Maßnahme #6). Mit dieser Vorgehensweise wird eine Senkung der Steuern unterstellt. Bei der Verdoppelung handelt es sich nach Auskunft von G.B. um „reine Annahmen“ hinsichtlich der Wirkung der Staatsausgaben auf die Ausrüstungs- und Bauinvestitionen.

Unklar bleibt trotz Inspektion des Modells, ob der Vermögenstransfer zugleich mit den Impulsen auf den anderen Variablen simuliert wird, oder ob er nur zu Testzwecken herangezogen worden ist.

Unter der Rubrik „öffentliche Nicht-Wohnbauten“ werden die Maßnahmen #10, #17, #18, #20 und #21 zusammengefasst – worunter zumindest #17 und #18 problematisiert werden könnten.

Die Förderung der beruflichen Bildung (Maßnahme #17) rangiert etwas deplatziert unter der Rubrik „öffentliche Nicht-Wohnbauten“. Es handelt sich aber um lediglich 0,1 Mrd. € pro Jahr. Die Mehrausgaben für Verteidigung und Entwicklungshilfe (Maßnahme #18) sind in der „Ferndiagnose“ in Investitionen, zu denen die Ausgaben für Verteidigung zählen, und Staatsverbrauch zerlegt worden, vom RWI aber allein den Investitionen zugeordnet worden. Korrekt, weil nicht anders vorzunehmen, ist die Zuordnung der Maßnahmen #20 und #21.

Wahrscheinlich in der Annahme, dass die Multiplikatoren ähnlich sind, werden in den Simulationsvorgaben des RWI keine konsumtiven Ausgaben angenommen, obwohl eine entsprechende Instrument-Variable implementiert ist. Die wenigen Maßnahmen, die so einzuordnen wären, gelten als Investitionen.

Tabelle 10: Investitionen

RWI-Daten und Vergleich	2018	2019	2020	2021	2022
Investitionen, öffentliche Nichtwohnbauten	0,9	1,9	2,5	3,7	3,4
Ausrüstungsinvestitionen	0,0	5,3	9,8	11,9	5,1
Wohnbauten	0,4	1,7	2,5	2,9	1,7
Summe	1,3	8,9	14,8	18,5	10,2
Vergleich mit Tab. 3	0,7	3,7	6,2	7,3	3,1

Die staatlichen (Bau-) Investitionen hatten bislang im KM den höchsten Multiplikator. Ab dem zweiten Jahr der Simulation werden aufgrund der Einbeziehung von konsumtiven Ausgaben höhere Impulse unterstellt als in der „Ferndiagnose“. Das wirkt sich verständlicher Weise positiv auf das simulierte Wachstum der Volkswirtschaft aus.

Zusammengefasst ergeben sich folgende Werte für die Instrument-Variablen:

Tabelle 11: Verwendete Instrumente

Simulationsvorgaben des RWI in Mrd, €	2018	2019	2020	2021	2022
Direkte Steuern (insgesamt)	-0,2	-3,0	-4,4	-18,4	-19,4
Monetäre Sozialleistungen	-0,2	-3,6	-5,4	-5,5	-5,6
SV-Beiträge	-1,97	-2,95	-3,99	-5,03	-6,07
Vermögenstransfers	0,0	-2,6	-5,0	-6,0	-2,0
Investitionen	-1,3	-8,9	-14,8	-18,5	-10,2
Summe	-3,67	-21,05	-33,59	-53,43	-43,27
Vergleichszahlen aus Tab. 3	-1,25	-11,1	-17,2	-33,6	-30,4

Daraus ergibt sich, dass die in der Ferndiagnose behauptete „Überschätzung“ (Höherbewertung) der volkswirtschaftlichen Effekte des Koalitionsvertrages, die sich durch Vergleich mit zwei anderen Modellen ergab, durch die Zuordnung von wirtschaftspolitischen Maßnahmen zu den Investitionen ergeben haben kann, die im Vergleich mit den anderen Instrumenten den höchsten Multiplikator aufweisen.



### *Warum versagt die Rückrechnung?*

Ein Rückschluss auf die Multiplikatoren war ermöglicht worden, weil fünf Instrumente bei fünf Simulationsjahren unterstellt werden konnten, sodass eine quadratische Matrix der Instrument-Variablen vorlag, die außerdem noch den Rang fünf hatte. Tatsächlich sind für die Simulation jedoch sieben bzw. neun (tu dreimal!) Instrumente (tan, tu, tms (früher ytra), ivm (wirkt wie acst), iau, ibwo, ibnwo) verwendet worden, deren Multiplikatoren mit über fünf Jahren gestreuten Daten schon aus mathematischen Gründen nicht bestimmt werden können. Zwar könnte man unterstellen, dass mit der Zusammenfassung der Instrumente wie in der letzten Tabelle fiktive Instrumente existieren, denen implizite Multiplikatoren entsprechen; eine entsprechende Rückrechnung liefert zwar nicht ganz so absurde Resultate wie in der „Ferndiagnose“, plausibel sind sie aber immer noch nicht. Daraus ist die Schlussfolgerung zu ziehen, dass die Methode der Rückrechnung nur dann geeignet ist, wenn die unterstellten mit den tatsächlich verwendeten Instrumenten übereinstimmen und die Werte der letzteren bekannt sind.

### *Zusammenfassung Teil 2 und Schlussfolgerungen*

Die volkswirtschaftlichen Effekte, die bei der Umsetzung des Programmes der Großen Koalition in den Jahren 2018-2022 eintreten werden, sind vom RWI im Vergleich zu den Ergebnissen der hier benutzten Modelle (siehe Anhang) um einige Milliarden € höher geschätzt worden. Eine Analyse der Dokumentation und des Modells KM2017 belegt eine äußerst geringfügige Überschätzung der Simulationsvorgaben in Höhe von 2 Mrd. Euro auf einen Zeitraum von 10 Jahren verteilt. Multipliziert mit dem höchsten Multiplikator ergibt das einen maximalen durchschnittlichen Fehler von einem Hundertstel Prozent des BIP. Aus der Analyse des logistischen Teils des KM kann nicht, wie zunächst behauptet, der Schluss gezogen werden, dass eine systematische Überschätzung der Effekte vorliegt. Was bleibt, sind modell- und simulationsbedingte Unterschiede, die durch die verschiedensten Ursachen zustande kommen können und durch rationale Argumentation niemals völlig beseitigt werden können: Sie bilden die Grundlage für den Wettbewerb der Modelle, der letztlich durch einen (leider kaum noch stattfindenden) Leistungsvergleich bei der Erklärung und der Prognose volkswirtschaftlicher Entwicklungen entschieden werden sollte.

Ob die hier quasi nebenbei offengelegten Probleme zu einer Änderung des Modells führen müssen, ist eine Entscheidung des Modellbauers, die er auf dem Hintergrund der ihm bekannten Eigenschaften des Modells trifft. Kann er davon ausgehen, dass die Multiplikatoren von investiven und konsumtiven Staatsausgaben gleich sind, besteht keine Notwendigkeit konsumtive Staatsausgaben extra auszuweisen. Eine systematische Bestimmung der Multiplikatoren ist eine aufwändige Angelegenheit, die den Rahmen dieser Studie bei Weitem sprengen würde.

Das zweite offengelegte Problem der Differenzenbildung in Zusammenhang mit einem (unechten) Kettenindex kann sicherlich ohne großen Aufwand gelöst werden, indem anstelle der Preisentwicklung die Preisindizes regressiert und mit Hilfe der angegebenen analytischen Formel die vierteljährliche Preisentwicklung berechnet wird. Dass dafür eine unbedingte Notwendigkeit besteht, kann im Rahmen der üblichen Fehlermargen nicht behauptet werden. Aus der Sicht des Zeitreihenanalytikers wäre es aber ratsam, die Differenzenbildung auf „natürliche“ Weise durchzuführen.

Wozu der ganze Aufwand der Überprüfung, wenn am Ende eigentlich alles bleiben kann wie es war? Überprüfungen sind der Motor des wissenschaftlichen Fortschrittes. Sie setzen Verschiedenes voraus: Das Interesse der Wissenschaftlergemeinschaft, in diesem Fall, ein gewisses Interesse an der aussterbenden Gattung ökonometrischer Modelle mittlerer Größenordnung; dieses Interesse sollte nicht erst dann geweckt werden, wenn anerkannte Modelle spektakulär in Frage gestellt werden, denn sie liefern nach wie vor die genauesten volkswirtschaftlichen Prognosen. Überprüfungen setzen voraus, dass hinreichend umfassende Informationen vorliegen, um sie durchführen zu können. Um beispielsweise das wichtigste Resultat dieser Diagnose zu erzielen, war ein Einblick in die Strukturen des Modells nicht unbedingt erforderlich – die Darstellung der Instrumente und ihrer jährlichen Werte hätte genügt. Das unterstreicht noch einmal, dass der Forderung nach mehr Transparenz durch Publikation einer relativ kleinen und übersichtlichen Tabelle zusammen mit den Simulationsergebnissen Genüge getan werden kann. Und schließlich ist eine letzte Voraussetzung zu nennen, die man leider auch sehr selten antrifft: Die Bereitschaft, Irrtümer öffentlich zuzugeben, wenn sie öffentlich publiziert worden sind.

## Anhang

## Simulationsergebnisse aufgrund der Vorgaben in Teil 1

Simulationen	EMGE_08_75					KM61					
	Jahr	2018	2019	2020	2021	2022	2018	2019	2020	2021	2022
<b>Entstehung</b>											
Erwerbstätige, in Tausend	3,9	28,8	64,0	116,8	145,4	24,6	167,9	352,1	535,2	596,9	
Arbeitslose, in Tausend	-2,6	-17,2	-28,7	-43,3	-29,1	-10,3	-79,4	-187,0	-253,9	-254,4	
<b>Verwendung, real, in Mrd. €</b>											
Privater Konsum	1,2	7,8	10,3	20,6	20,3	2,4	15,4	23,4	39,5	41,8	
Staatskonsum	0,1	0,6	1,6	2,3	1,6	0,1	0,7	2,1	3,1	3,9	
Bruttoanlageinvestitionen	1,0	6,0	9,6	13,7	9,6	1,4	8,1	12,8	16,3	9,2	
Ausrüstungen	0,3	1,8	2,8	4,0	2,7	0,6	3,3	4,7	6,1	4,1	
Bauten	0,7	4,0	6,2	8,8	6,1	0,8	4,2	7,3	8,8	3,9	
Vorratsveränderung	0,2	0,8	-0,5	-0,2	-1,8	0,1	0,6	0,3	0,0	-0,6	
Außenbeitrag	-0,9	-5,6	-7,7	-17,0	-17,7	-2,0	-12,7	-19,3	-30,2	-28,9	
Exporte	0,3	1,7	2,4	2,9	0,8	-0,3	-2,0	-3,7	-6,0	-6,3	
Importe	1,0	6,7	9,0	16,7	15,5	1,7	10,7	15,6	24,1	22,6	
Bruttoinlandsprodukt	1,7	10,3	15,2	23,4	15,5	2,0	12,2	19,3	28,8	25,3	
<b>Preisentwicklung, in %</b>											
Privater Konsum	0,0	0,0	0,1	0,2	0,2	0,0	-0,1	-0,1	0,1	0,5	
Bruttoinlandsprodukt	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,1	0,4	0,9	
Kurzfristiger Zinssatz	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
Lohnstückkosten (Kettenindex)	0,0	-0,2	-0,2	-0,2	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	
<b>Verteilung, in Mrd. €</b>											
Volkseinkommen	1,5	8,7	13,5	20,3	13,5	1,4	9,4	17,2	31,0	37,3	
Arbeitnehmerentgelte	-0,5	0,2	3,0	7,2	10,1	0,2	4,7	13,3	23,4	31,0	
Unternehmens-/Vermögenseink.	2,0	8,6	10,5	13,1	3,4	1,2	4,7	3,9	7,6	6,4	
Bruttolöhne und -gehälter	0,2	1,7	4,1	7,7	10,2	0,8	5,5	12,7	21,2	27,5	
Nettolöhne und -gehälter	1,0	3,8	5,1	15,5	17,8	1,3	6,0	9,7	22,8	26,7	
Nettoeinkommen aus Untern./Verm.	1,8	7,6	8,0	12,8	3,8	1,2	5,0	4,0	10,4	9,2	
Verfügbares Einkommen	1,4	9,9	13,9	27,6	28,0	2,2	15,5	24,7	45,8	53,4	
Durch. mtl. Pro-Kopf-Eink., in €	1,5	10,3	14,4	28,6	29,0	2,3	15,8	25,0	46,5	54,2	
<b>Einnahmen des Staates, in Mrd. €</b>											
Einnahmen des Staates, in Mrd. €	-0,9	-0,1	4,5	-0,4	-0,5	-0,6	2,1	9,5	7,8	12,0	
darunter: Steuern	0,4	2,2	5,3	-1,6	-2,4	0,4	2,8	7,1	1,7	3,8	
Sozialversicherungsbeiträge	-1,4	-2,9	-2,0	-0,6	0,0	-1,2	-1,7	1,0	4,1	6,3	
<b>Ausgaben des Staates, in Mrd. €</b>											
Ausgaben des Staates, in Mrd. €	1,5	13,1	21,6	28,4	22,4	1,2	11,7	20,2	29,7	30,8	
darunter: Monetäre Sozialleistungen	0,2	6,0	9,2	12,7	11,8	0,1	5,5	8,4	12,7	13,9	
Bruttoinvestitionen	0,7	3,7	6,2	7,3	3,1	0,7	3,7	6,2	7,3	3,1	
Finanzierungssaldo, in Mrd. €	-2,4	-13,2	-17,1	-28,8	-22,9	-1,8	-9,6	-10,7	-22,0	-18,8	

Anmerkung: Die modelinternen Wirkungen auf die Zinssätze sind selbst nach 10 Jahren vernachlässigbar gering; im KM 0,2 Prozentpunkte (PP) beim Langfristzinssatz, 0,08 PP beim Kurzfristzinssatz und 0,15 PP beim (fiktiven) Zinssatz auf die Staatsschulden. Im EMGE lauten die Zahlen 0,18 PP, 0,15 PP und 0,35 PP respektive.

### Verweise

- Barabas G (2019) Projekt RWI-Konjunkturmodell.  
<http://www.rwi-essen.de/forschung-und-beratung/wachstum-konjunktur-oeffentliche-finanzen/projekte/290/>  
 Abgerufen am 18.05.2019
- Barabas, G (2016): RWI-Konjunkturmodell. [Unveröffentlichte] Dokumentation 2016-02-22
- Barabas, G (2017a): [Unveröffentlichte Arbeitsunterlage] Tab2.x Finanzpolitische VorgabenKoMo\_04.xlsx
- Barabas, G (2017b): [Unveröffentlichtes Programm es Modells] KM2017.prg
- Barabas G, Döhrn R (2006) Konjunktur und Arbeitsmarkt. Simulationen und Projektionen mit der IAB-Version des RWI-Konjunkturmodells. Bundesagentur für Arbeit (Hrsg.) IAB-Forschungsbericht Nr.20/2006. Nürnberg
- Barabas G, Döhrn R, Gebhardt (2006) Gesamtwirtschaftliche Wirkungen der Haushaltspolitik. Anmerkungen zu Heilemann, Quaas und Ulrich. In: Wirtschaftsdienst Heft 5/2006, S.322-325
- Barabas G, Döhrn R (2008) Kurzfristige Arbeitsmarktanalyse und -projektionen. Weiterentwicklung, Aktualisierung und Anwendungsberatung der Arbeitsmarkt (IAB)-Version des RWI-Konjunkturmodells. Rheinisch-Westfälisches Institut für Wirtschaftsforschung (Hrsg.). Essen
- Boysen-Hogrefe Jens, Breuer Ch, Göttert M, Jessen R, Krolage C, Zeddies G (2018) Konjunkturwirkungen des Koalitionsvertrags. In: Wirtschaftsdienst Heft 5/2018, S.375-376
- Hassler U (2004) Leitfaden zum Testen und Schätzen von Kointegration. In: Gaab W, Heilemann U, Wolters J (2004) Arbeiten mit ökonomischen Modellen. Heidelberg, S.85-115
- Heilemann U (2004) Das RWI-Konjunkturmodell. In: Gaab W, Heilemann U, Wolters J (2004) Arbeiten mit ökonomischen Modellen. Heidelberg, S.161- 212
- Heilemann U, Müller K (2018) Wenig Unterschiede – Zur Treffsicherheit Internationaler Prognosen und Prognostiker. In: AStA Wirtsch Sozialstat Arch Heft 12/2018, S.195-233.
- Heilemann U, Quaas G, Ulrich J (2006a) Gesamtwirtschaftliche Wirkungen des Koalitionsvertrages. In: Wirtschaftsdienst Heft 1/2006, S.27-36
- Heilemann U, Quaas G, Ulrich J (2006b) Noch mehr Licht – Zu den Anmerkungen von Barabas, Döhrn und Gebhardt. In: Wirtschaftsdienst Heft 5/2006, S.325-327
- Kilponen J et al (2015) Comparing fiscal multipliers across models and countries in Europe. In: European Central Bank (Ed.) Working Paper Series No. 1760
- Klinger S, Ulrich J (2009) Aus Fehlern lernen. Zur Treffsicherheit der Fortentwicklung des IAB-RWI-Konjunkturmodells. In: Wagner A (Hrsg.) Empirische Wirtschaftsforschung heute. Stuttgart, S.85-98
- Nierhaus W (2004a) Wirtschaftswachstum in den VGR: Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik. In: ifo Schnelldienst 5/2004, S.28-34
- Nierhaus W (2004b) Zur Einführung der Vorjahrespreisbasis in der deutschen Statistik: Besonderheiten der Quartalsrechnung. In: ifo Schnelldienst 15/2004, S.14-21
- Nierhaus W (2005): Vorjahrespreisbasis: Rechenregeln für die Aggregation. In: ifo Schnelldienst 22/2005, S.12-16
- Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2018) Deutsche Wirtschaft im Boom – Luft wird dünner. 19. April 2018
- Quaas G (2006) Ganzheitliche Wirkungen von Dummyvariablen auf die Prognosegenauigkeit ökonomischer Modelle – analysiert am Beispiel des RWI-Konjunkturmodells KM59.  
[https://mpra.ub.uni-muenchen.de/19028/1/MPRA\\_paper\\_19028.pdf](https://mpra.ub.uni-muenchen.de/19028/1/MPRA_paper_19028.pdf)
- Quaas G (2009a) Realgrößen und Preisindizes im alten und im neuen VGR-System.

URL: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/22316/>

Quaas G (2009b) Die Umsetzung der Annual-Overlap-Methode in ökonomischen Modellen – eine Analyse der programmtechnischen Möglichkeiten von E-Views.

URL: <http://mpra.ub.uni-muenchen.de/19435/>

Quaas, G (2009c) Die Konsumfunktion in ökonomischen Modellen für Deutschlands Volkswirtschaft auf Basis der VGR 2005. In: A. Wagner (Hrsg.): Empirische Wirtschaftsforschung heute. Stuttgart 2009. S.99-110.

Quaas G, Klein M (2012) Multiplikatoren der deutschen Volkswirtschaft. Berlin.

Tödter K-H (2006) Volumenanteile und Wachstumsbeiträge der Vorjahrespreismethode mit Verkettung. In: Allgemeines Statistisches Archiv, Bd.90 (2006), S.457-463

Wolters J (2004) Dynamische Regressionsmodelle. In: Gaab W, Heilemann U, Wolters J (2004) Arbeiten mit ökonomischen Modellen. Heidelberg, S.47-83