

# Quartalsprognosen des Bruttoinlandsprodukts

## Möglichkeiten zur Erhöhung der Treffsicherheit

Udo Vullhorst



Dipl.-Staatswissenschaftler Dr. Udo Vullhorst ist Referent im Referat „Wirtschaftswissenschaftliche Analysen, Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen“ des Statistischen Landesamts Baden-Württemberg.

In unsicheren Zeiten sucht man nach Halt – und wer hätte dies angesichts der aktuellen (Wirtschafts-)Nachrichtenlage nötiger als ein Konjunkturbeobachter, der sich vor die Aufgabe gestellt sieht, eine Prognose über die künftige Wirtschaftsentwicklung abzugeben. Da konjunkturrelevante Daten wie die Quartalswerte des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) erst mit einer gewissen Zeitverzögerung vorliegen, ist man auch für die Gegenwart und jüngste Vergangenheit auf Schätzungen angewiesen. Im vorliegenden Beitrag wird gezeigt, wie die Zeitreihe des BIP-Kettenindex helfen kann, dessen zukünftige Entwicklung aus dem bisherigen Verlauf zu prognostizieren. Um zu prüfen, ob dieses autoregressive Modell tatsächlich geeignet ist, die Prognosegüte zu verbessern, werden frühere Quartalsprognosen, die auf weniger modelltheoretischem Vorgehen beruhen<sup>1</sup>, dem gnädigen Vergessen entrissen und der tatsächlichen Entwicklung gegenübergestellt. Auch das autoregressive Verfahren wird mit der Realität konfrontiert.

### Ohne Blechschaden durch den Nebel?

Das Prognostizieren der Wirtschaftsentwicklung gleicht dem Versuch, mit verbundenen Augen ein Auto zu steuern, indem man den Anweisungen eines Mitfahrers folgt, der durch die Heckscheibe blickt. Der anonyme Urheber dieser Einschätzung trifft damit durchaus den Kern, wenngleich man diesem beunruhigenden Bild noch einen weiteren unerfreulichen Aspekt hinzufügen könnte: Der rückwärtige Straßenverlauf liegt zu allem Überfluss zumindest teilweise auch noch im Nebel. Was ist also zu tun, wenn man den Wagen unter diesen Umständen möglichst unfallfrei steuern möchte? Allein auf die Intuition zu vertrauen, wäre ein weniger guter Rat an den Fahrer, zumindest auf die Konjunkturbeobachtung übertragen. Die Anweisungen des Mitfahrers in die Überlegungen zumindest mit einzubeziehen, ist allen Unzulänglichkeiten zum Trotz die bessere Strategie.

Die vierteljährliche erscheinende Publikation „Konjunktur Südwest“ des Statistischen Landesamts Baden-Württemberg enthält unter

anderem regelmäßig Aussagen zur Entwicklung des Bruttoinlandsprodukts (BIP) im Land. Sowohl für das laufende als auch das vergangene Quartal liegen zum Redaktionsschluss noch keine (auch keine vorläufigen) Berechnungen vor, sodass man auf Schätzungen angewiesen ist (*Übersicht*), erst recht, wenn eine Jahresprognose erstellt werden soll. Beispielsweise liegt bei Erscheinen der dritten Ausgabe von „Konjunktur Südwest“ Ende Juli der aktuelle Rand der BIP-Quartalsreihe für Baden-Württemberg beim 1. Quartal, sodass eine „ex-post-Prognose“ für das 2. und eine „echte“ Prognose für das 3. Quartal zu erstellen ist (implizit auch für das 4. Quartal, da das Juliheft üblicherweise auch eine Jahresprognose enthält).

Während es für das abgelaufene Quartal wenigstens noch gewisse Anhaltspunkte gibt – beispielsweise Produktions- und Umsatzzahlen sowie Auftragseingänge des Verarbeitenden Gewerbes für den 1. Monat des vergangenen Quartals – konnte für die Einschätzung des laufenden Quartals lediglich der Verlauf des Gesamtkonjunkturindicators der Intuition zur Hilfe kommen. Für konkrete Quartalsprognosen ist dieser Gesamtkonjunkturindikator allerdings konstruktionsbedingt und von seiner Zielset-

Ü BIP-Kettenindex – berechneter und prognostizierter Bereich

		Ausgabe "Konjunktur Südwest"					
		...	I/10	II/10	III/10	IV/10	...
Quartal	...						
	III/09						
	IV/09						
	I/10						
	II/10						
	III/10						
	IV/10						
I/11							
...							

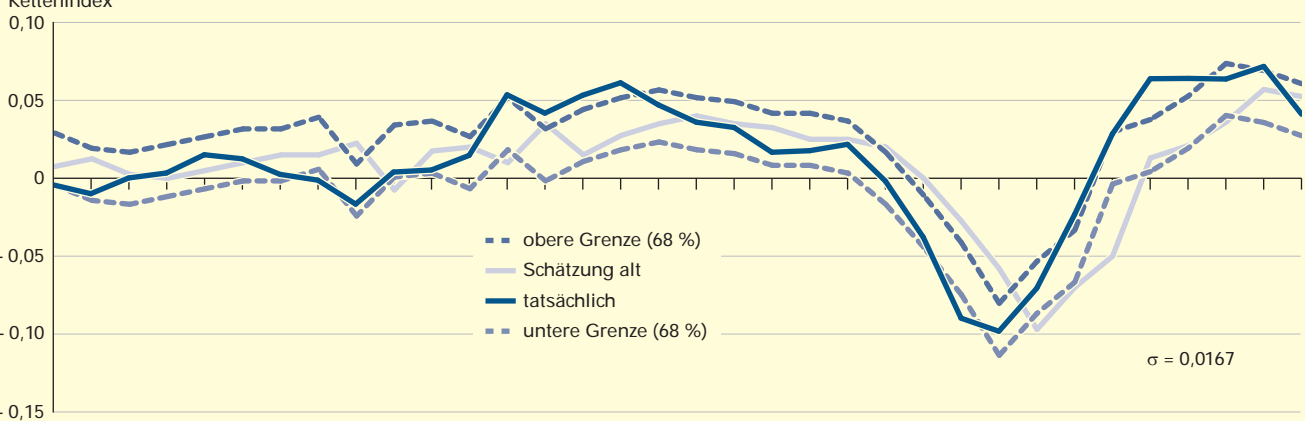
berechneter BIP-Kettenindex  
 Prognosebereich

1 Brauttsch, Hans-Ulrich / Ludwig, Udo: Vierteljährliche Entstehungsrechnung des Bruttoinlandsprodukts für Ostdeutschland: Sektorale Bruttowertschöpfung; IWH Diskussionspapiere Nr. 164, Juli 2002; S. 15.

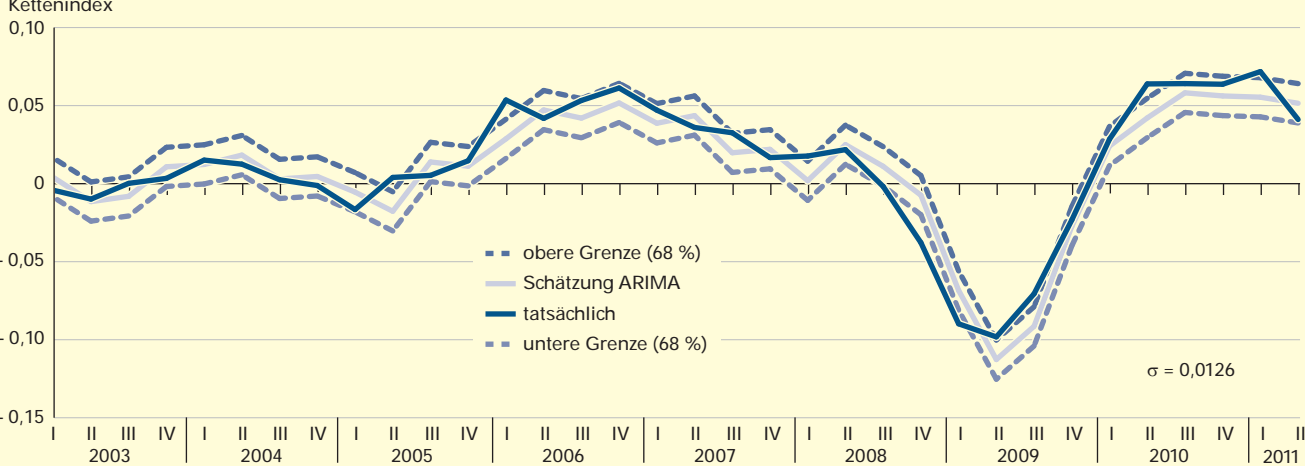
2 Das Anliegen ähnelt insofern dem Ansatz, der in einem früheren Beitrag dargestellt wurde (Vullhorst, Udo: Konjunkturprognosen – Lernen aus der Vergangenheit? In Statistisches Monatsheft Baden-Württemberg 4/2011, S. 34–38), Methode und Datengrundlage unterscheiden sich aber.

**S1** Veränderung des logarithmierten BIP-Kettenindex gegenüber dem Vorjahreszeitraum

In „Konjunktur Südwest“ veröffentlichte Prognose für das Vorquartal und tatsächliche Entwicklung



Mit autoregressivem Verfahren berechnete Prognose für das Vorquartal und tatsächliche Entwicklung



Statistisches Landesamt Baden-Württemberg

1017 11

zung her weniger geeignet, da die Einzelindikatoren stark geglättet und standardisiert sind. Die konjunkturelle Grundtendenz der nächsten 3 Quartale wird zwar recht passabel angezeigt, konkrete Quartalsveränderungsraten des BIP sind aus seinem Verlauf allein jedoch kaum herzuleiten. Das hier vorgestellte Verfahren soll ein weiterer Beitrag dazu sein, die Treffsicherheit der prognostizierten BIP-Veränderungsraten zu erhöhen.<sup>2</sup>

**ARIMA weist den Weg**

In *Schaubild 1* sind die Veränderungen des logarithmierten BIP-Kettenindex zum Vorjahresquartal für Baden-Württemberg den Prognosen für das vergangene Quartal gegenübergestellt, die in „Konjunktur Südwest“ veröffentlicht wurden oder der Veröffentlichung zugrunde lagen.<sup>3,4</sup> Dass Punktlandungen bei der Prognose zwar vorkommen, aber eher selten sind, ist

wenig verwunderlich und sollte auch nicht der Maßstab zur Beurteilung der Prognosegüte sein. Hier bietet sich eher der Standardfehler der Schätzungen an. Die *Schaubilder 1 und 2* enthalten also auch noch das Intervall von  $\pm$  einem Standardfehler, in dem im Durchschnitt rund 68 % der prognostizierten Werte liegen sollten. Insgesamt ist die Treffgenauigkeit der alten Methode durchaus passabel (*Schaubild 1 oben*). Es deutet sich aber an, dass die BIP-Veränderungsraten in Phasen der Hochkonjunktur eher unterschätzt und in Krisenzeiten eher überschätzt wurden.

Die Rede vom Konjunkturzyklus impliziert, dass der Wirtschaftsentwicklung eine gewisse Regelmäßigkeit innewohnt, wenn sie auch von vielen Zufälligkeiten überlagert wird. Diese Regelmäßigkeiten werden versucht, mit einem sogenannten ARIMA-Modell abzubilden (*siehe i-Punkt*). In *Schaubild 1 unten* sind die daraus resultierenden Prognosen dargestellt. Auch

3 Bei den in „Konjunktur Südwest“ veröffentlichten Werten handelt es sich um prognostizierte Veränderungsrate der Originalwerte, während für das ARIMA-Modell die saisonalen Differenzen des logarithmierten BIP-Kettenindex herangezogen wurden (zur Begründung siehe *i-Punkt*). Allerdings gilt  $\ln(BIP_t) - \ln(BIP_{t-1}) \approx (BIP_t / BIP_{t-1}) - 1$ . Bei den hier betrachteten Zeitreihen fällt der Unterschied nicht weiter ins Gewicht.

4 Nicht alle in den folgenden *Schaubildern 1 und 2* dargestellten Werte wird man in den entsprechenden Ausgaben von Konjunktur Südwest wiederfinden, was beispielsweise daran liegt, dass stattdessen saisonbereinigte Veränderungsrate zum Vorquartal veröffentlicht wurden. Nichtsdestotrotz lassen sich die zugehörigen Vorjahresveränderungsrate noch nachvollziehen.

das ARIMA-Verfahren schätzt geringere BIP-Rückgänge im Zuge des Schocks vom 3. Quartal 2008. Alles in allem ist der Standardfehler nach ARIMA jedoch kleiner und das entsprechende Prognoseintervall enger als das für die traditionelle Methode.

Wie verhält es sich mit den Prognosen für das laufende Quartal? *Schaubild 2* zeigt erneut die nach den jeweiligen Verfahren prognostizierten und die tatsächlichen Werte. Erwartungsgemäß ist der Standardfehler der Prognose bei beiden Verfahren für das laufende Quartal größer als



**ARIMA** steht für Auto Regressive Integrated Moving Average und bezeichnet ein Verfahren zur Analyse von

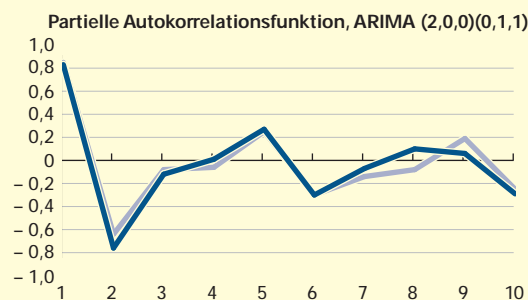
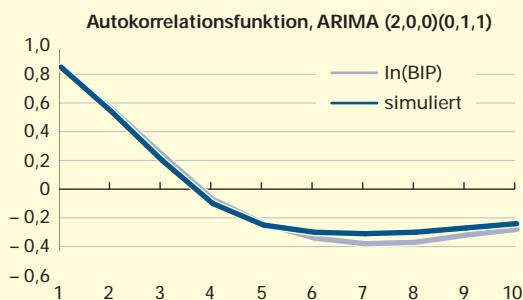
Zeitreihen, das nach den Autoren eines maßgeblichen Beitrags zu diesem Thema auch als Box-Jenkins-Methode bezeichnet wird.<sup>1</sup> Dieses Verfahren versucht nicht, den Verlauf einer zu erklärenden Größe mit anderen, exogenen Variablen zu erklären, sondern aus dem Verlauf der interessierenden Variablen selbst und durch eine eventuelle Zeitstruktur der Störterme. So wird in dem hier behandelten Fall geprüft, ob und gegebenenfalls in welcher Form ein BIP-Wert zum Zeitpunkt  $t$  als von vergangenen Werten abhängig modelliert werden kann (Autoregression, [AR]). Zunächst muss jedoch geprüft werden, ob die Zeitreihe stationär ist, das heißt Mittelwert und Varianz der Reihe sich im Zeitverlauf nicht ändern. Häufig kann Stationarität durch Differenzbildung erzielt werden, so auch im vorliegenden Fall. Hier wird dies durch die Differenz der logarithmierten Werte zum Vorjahresquartal erreicht (saisonal integriert [I] vom Grad 1, da nur eine Differenz – hier zum Vorjahresquartal – nötig ist, um Mittelwertstationarität zu erzielen, durch die Logarithmierung wird Varianzstationarität erreicht). Schließlich wird noch geprüft, ob ein Störterm auch mit Zeitverzögerung zur Vorhersage des BIP beiträgt (ist dies der Fall, spricht man von einem Moving-Average-Prozess [MA]).

Zunächst muss das ARIMA-Modell identifiziert werden, wozu es kein Patentrecht gibt.<sup>2</sup> Hier helfen allerdings die Autokorrelations- sowie die partielle Autokorrelationsfunktion weiter (ACF bzw. PACF). Die ACF

misst den Korrelationskoeffizienten einer Größe mit ihren um  $k$ -Zeiteinheiten verzögerten Werten. Die PACF misst diesen Zusammenhang unter Konstanthaltung aller vorangegangenen verzögerten Werte. Die entsprechenden Funktionen sind unten dargestellt (hellblaue Linien). Die ACF weist die Form einer gedämpften Schwingung auf, wie sie bei autoregressiven Prozessen zweiter Ordnung entstehen können. Die PACF weist eine positive Spitze bei lag 1 und eine schwächere im negativen Bereich bei lag 2 auf, was mit der AR(2)-Annahme vereinbar ist. Dieses Muster wiederholt sich abgeschwächt nach vier Perioden, was einen saisonalen Moving-Average-Prozess vom Grad 1 nahelegt. Insgesamt lässt sich das Modell damit folgendermaßen spezifizieren:  $bip_t = \phi_0 + \phi_1 \cdot bip_{t-1} + \phi_2 \cdot bip_{t-2} + \varepsilon_t + \theta \cdot \varepsilon_{t-4}$  mit  $bip_t \equiv \ln(BIP_t) - \ln(BIP_{t-4})$  und  $\varepsilon_t$  als Störterm. Die Modellstruktur lässt sich damit auch als ARIMA(2,0,0)(0,1,1) bezeichnen, wobei die zweite Klammer die saisonale Struktur beschreibt. Dass diese Modellspezifikation durchaus angemessen sein dürfte, zeigt sich auch an den ACF und PACF eines simulierten ARIMA(2,0,0)(0,1,1)-Prozesses, die ebenfalls abgebildet sind und ziemlich deckungsgleich mit denen der empirischen Reihe sind. Ein weiteres Indiz ist, dass die Störterme, die das Modell generiert, keinerlei zeitlichen Abhängigkeiten zeigen (was wiederum aus den – hier nicht dargestellten – ACF und PACF der Störterme hervorgeht).

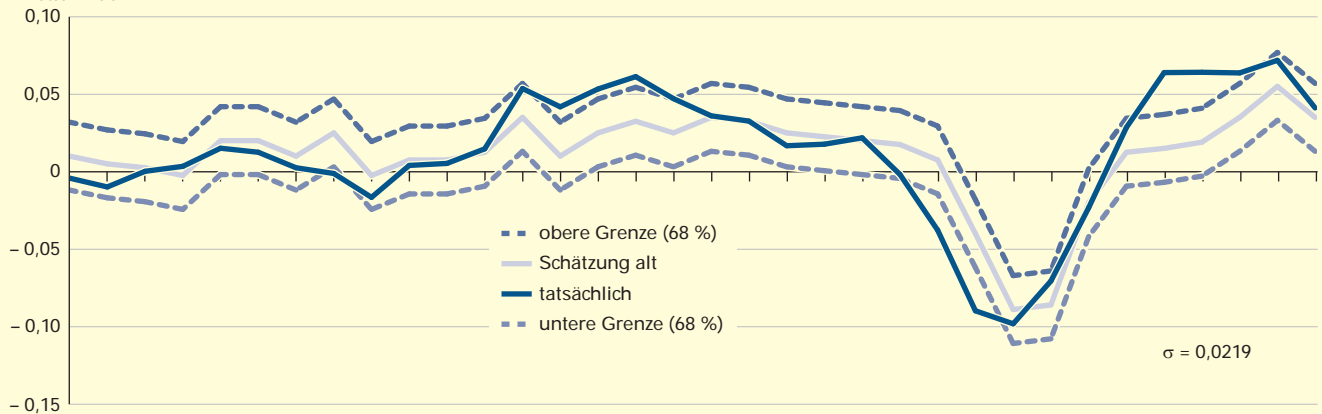
1 George E. P. Box, Gwilym M. Jenkins: Time Series Analysis. Forecasting and Control, San Francisco u. a. 1970.

2 Eine Orientierungshilfe für die Modellspezifikation in Form eines Flussdiagramms findet sich beispielsweise bei Makridakis, Wheelwright und Hyndman: Forecasting – Methods and Applications, New York 1998, S. 314.

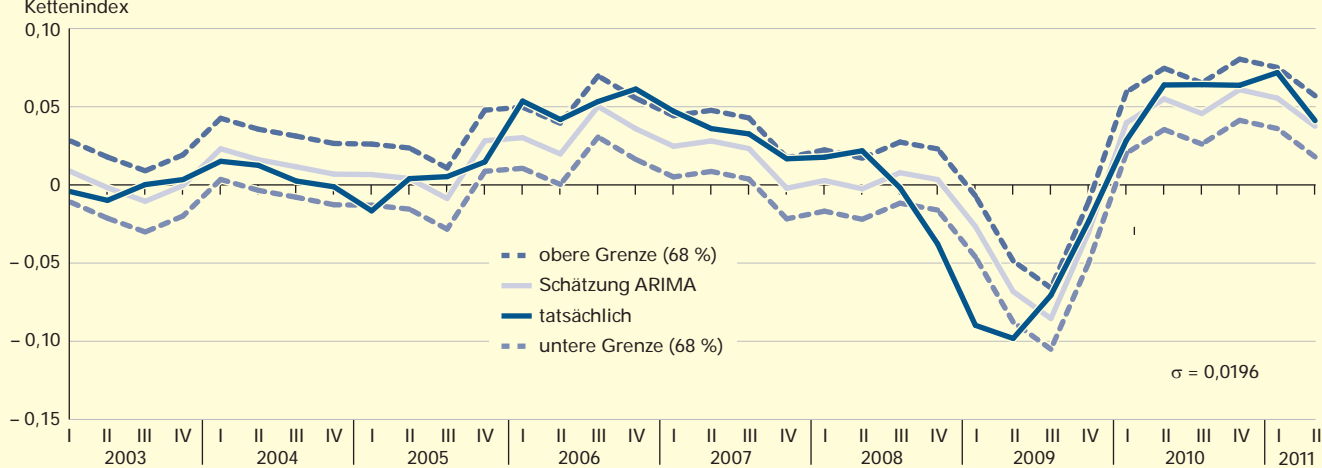


S2 Veränderung des logarithmierten BIP-Kettenindex gegenüber dem Vorjahreszeitraum

In „Konjunktur Südwest“ veröffentlichte Prognose für das laufende Quartal und tatsächliche Entwicklung  
Kettenindex



Mit autoregressivem Verfahren berechnete Prognose für das folgende Quartal und tatsächliche Entwicklung  
Kettenindex



Statistisches Landesamt Baden-Württemberg

1018 11

für das vergangene – je ferner der Prognosehorizont, desto größer die Unsicherheit. Aber auch hier ist das ARIMA-Modell im Vorteil.

Die Ergebnisse zeigen, dass die mit dem skizzierten Zeitreihenmodell erstellten Prognosen den Instrumentenkasten der Konjunkturberichterstattung sinnvoll erweitern, indem sie eine erste Orientierung geben, wohin konjunkturell die Reise geht, und zwar unabhängig von subjektiven Einschätzungen. Dass es sich lohnt, die Modellergebnisse ernst zu nehmen,

haben die vorangegangenen Ausführungen gezeigt, was allerdings nicht bedeutet, dass subjektive Einschätzungen keinen Platz mehr hätten. Im Gegenteil: Auch Informationen mit höherer Unsicherheit sind wertvoll, wenn diese Unsicherheit in das Urteil mit einfließt. ■

Weitere Auskünfte erteilt  
 Dr. Udo Vullhorst, Telefon 0711/641-29 70,  
 Udo.Vullhorst@stala.bwl.de

kurz notiert ...

Einzelhandelsumsatz

Der Einzelhandel in Baden-Württemberg erreichte im September 2011 gegenüber dem Vorjahresmonat ein nominales Umsatzplus von 2,9 %.

Die Umsätze stiegen real, das heißt unter Berücksichtigung der Preisentwicklung um 0,9 %. Der Umsatz im Einzelhandel in Deutschland lag im September 2011 nominal um 2,2 % und real um 0,3 % höher als im September 2010. ■