

VAR-Prognose-Pooling: Ein Ansatz zur Verbesserung der Informationsgrundlage der ifo Dresden Konjunkturprognosen

Gerit Vogt*

Seit einigen Jahren werden von der DRESDNER NIEDERLASSUNG DES IFO INSTITUTS im halbjährlichen Rhythmus Prognosen zur gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in Sachsen und Ostdeutschland erstellt. Das Bruttoinlandsprodukt (BIP), als wichtigste Konjunktur- und Prognosevariable, wird dabei entstehungsseitig aus der in den einzelnen Wirtschaftsbereichen erwarteten Bruttowertschöpfung berechnet [vgl. VOGT (2009), S. 78–105].

In diesem Beitrag wird ein Ansatz vorgestellt, der die Informationsgrundlage der IFO DRESDEN Konjunkturprognosen verbessern soll. Er basiert auf der Kombination von Prognosen, die mit sparsam spezifizierten vektorautoregressiven Modellen (VAR-Modellen) generiert werden. Der Ansatz orientiert sich in methodischer Hinsicht an einer Pooling-Strategie, die vom IFO INSTITUT in München bereits zur Konjunkturprognose verwendet wird. Er wird anhand der vierteljährlichen BIP-Daten für den FREISTAAT SACHSEN vorgestellt, die jüngst von NIERHAUS (2010) vorgelegt und auf den Internetseiten von IFO DRESDEN veröffentlicht wurden.

Der Beitrag ist wie folgt gegliedert: Nach der Einleitung wird zunächst kurz auf die bestehende Literatur zum Thema Prognose-Pooling eingegangen. Anschließend wird dargelegt, welche Daten zur Prognose des sächsischen BIP herangezogen werden. Danach werden der Pooling-Ansatz und die mit ihm generierten Prognosewerte vorgestellt. Abschließend wird der Ansatz einer kritischen Würdigung unterzogen.

Prognose-Pooling-Literatur

Eine sehr wegweisende Arbeit zum Thema Prognose-Pooling wurde im Jahr 1969 von BATES und GRANGER veröffentlicht [vgl. BATES; GRANGER (1969)]. Die beiden Autoren zeigten anhand von Flugpassagierdaten, dass durch die Kombination von verschiedenen Prognosen deren individuelle Treffgenauigkeit übertroffen werden kann. In der Folgezeit sind eine Vielzahl weiterer Arbeiten veröffentlicht worden, die sich aus empirischer, aber auch aus theoretischer Sicht mit der Kombination von Prognosen befassen [vgl. beispielsweise FAIR; SHILLER (1990), JORDAN; SAVIOZ (2003), STOCK; WATSON (2004) oder MAYR; ULBRICHT (2007)].

Vom theoretischen Standpunkt aus betrachtet, ist prinzipiell jedes Prognosemodell als fehlerhaft spezifiziert anzusehen, da bei der Modellierung nicht sämtliche verfügbare Informationen einbezogen werden. Wenn die Informationen vollständig, kostenlos und ohne zeitliche Verzögerung zusammengefasst werden könnten, wäre eine Informationsverdichtung („pooling of information“) optimal. Da dies aber im Allgemeinen nicht der Realität entspricht, wird in der Praxis häufig ein Ansatz zur Kombination von Prognosen („combining the forecasts“) verfolgt. Analytisch kann gezeigt werden, dass sich durch die Kombination von zwei unverzerrten Prognosen in der Regel ein „Diversifikationsgewinn“ ergibt, der mit einer Reduktion der Prognosefehlervarianz einhergeht. Dieser Gewinn ist nur in solchen Fällen nicht vorhanden, wenn die Prognosefehlervarianz von mindestens einer individuellen Prognose bereits Null ist oder die einzelnen Prognosefehler perfekt korreliert sind [vgl. MAYR; ULBRICHT (2007), S. 2–4].

Zur Frage, wie die Kombination von Prognosen praktisch vorgenommen werden soll, werden in der Literatur verschiedene Strategien diskutiert. Ein sehr häufig verwendeter Ansatz besteht in der Gleichgewichtung der einbezogenen Prognosen. In elaborierteren Ansätzen wird die Gewichtung anhand der vergangenen Treffgenauigkeit der einzelnen Prognosen vorgenommen. Auf analytischem Weg kann gezeigt werden, dass bei der Kombination von mehr als zwei individuellen Prognosen deren Gleichgewichtung nur in dem Fall optimal ist, in dem die einzelnen Prognosen identische Prognosefehlervarianzen aufweisen. Dies steht allerdings im Kontrast zu zahlreichen empirischen Untersuchungen, in denen sich die Gleichgewichtung der Prognosen häufig als die beste Kombinations-Strategie erweist. Der beschriebene Gegensatz zwischen Theorie und Empirie wird in der Literatur als Prognose-Kombinations-Rätsel („forecast combination puzzle“) bezeichnet [vgl. MAYR; ULBRICHT (2007), S. 5–7 und S. 11].

* Dr. Gerit Vogt arbeitet als wissenschaftlicher Mitarbeiter in der Dresdner Niederlassung des ifo Instituts.

Einbezogene Daten

In diesem Beitrag stellt das preisbereinigte sächsische BIP die zu prognostizierende Variable dar. Das BIP Sachsens wird – ebenso wie das BIP der anderen Bundesländer – von der amtlichen Statistik im Allgemeinen nur in jährlicher Frequenz veröffentlicht. Auf der regionalen Ebene werden – anders als auf der nationalen Ebene – in der Regel keine vierteljährlichen BIP-Daten bereitgestellt.¹ Dies ist problematisch, da sich die konjunkturelle Entwicklung nach allgemeiner Auffassung unterjährig vollzieht und von vielen privaten und öffentlichen Entscheidungsträgern möglichst zeitnah verfügbare Angaben zur gesamtwirtschaftlichen Entwicklung benötigt werden. Das IFO INSTITUT hat deshalb im Jahr 2007 ein Verfahren vorgestellt, durch das die Datenlücke auf der regionalen Ebene geschlossen werden kann [vgl. NIERHAUS (2007)]. Mit Hilfe von höherfrequenten länderspezifischen Indikatoren wurde für den FREISTAAT SACHSEN regressionsanalytisch ein vierteljährlicher Datensatz erstellt, der mit den Jahresergebnissen der amtlichen Statistik konsistent ist und Angaben zur Bruttowertschöpfung und zum BIP beinhaltet. Nachfolgend wird mit einer aktualisierten BIP-Reihe gearbeitet, die zuletzt für den Zeitraum vom ersten Quartal 1996 bis zum dritten Quartal 2009 vorgelegt und auf den Internetseiten von IFO DRESDEN veröffentlicht wurde. Den Angaben zufolge lag das BIP Sachsens im dritten Quartal 2009 um 3,4% unter dem Niveau des Vorjahresquartals. Die Trend-Konjunktur-Komponente der gesamtwirtschaftlichen Produktion ist allerdings in diesem Quartal – erstmals seit dem Frühjahr 2008 – wieder nach oben gerichtet [vgl. NIERHAUS (2010)].

Als Indikatorvariablen, von denen a priori erwartet wird, dass sie einen gewissen Erklärungsgehalt für die Entwicklung des sächsischen BIP besitzen und daher in der Prognose dieser Größe Verwendung finden sollten, werden die in Tabelle 1 aufgelisteten Variablen einbezogen.

Der Frage, ob eine Variable einen Erklärungsgehalt für das BIP besitzt, wird im Folgenden mit Hilfe ökonomischer Verfahren nachgegangen. Zuvor wurde überprüft, ob die einbezogenen Variablen stationär sind. Nichtstationäre Zeitreihen wurden dabei durch die Bildung von Differenzen zum Vorjahresquartal ($d4$), Differenzen zum Vorquartal ($d1$) oder Veränderungsraten zum Vorjahresquartal (Δ) in Reihen überführt, die als stationär anzusehen sind. So wurde beispielsweise für die zu prognostizierende Variable – das BIP Sachsens – eine Transformation in Veränderungsraten zum Vorjahresquartal vorgenommen (ΔBIP).

Eine erste Annäherung zur Beantwortung der Frage, inwiefern die einbezogenen Variablen einen Erklärungsgehalt für die Entwicklung der Veränderungsraten des

sächsischen BIP haben, liefern die in der zweiten Spalte der Tabelle 2 dargestellten Korrelationskoeffizienten. In der dritten und vierten Spalte der Tabelle 2 werden ergänzend die t-Statistiken und die p-Werte eines Tests mit der Nullhypothese „der Korrelationskoeffizient ist gleich Null“ dokumentiert.

Der mit einem Wert von 0,58 höchste Korrelationskoeffizient zeigt sich zwischen den Veränderungsraten des BIP und den Veränderungsraten des Umsatzes im verarbeitenden Gewerbe Sachsens. Ein mit Werten von 0,52 und 0,50 ebenfalls relativ hoher Korrelationskoeffizient ist bei den Differenzen der Variablen Ölpreis und Kapitalmarktzins feststellbar. Als vergleichsweise gering erweist sich hingegen die Korrelation mit den Differenzen der Variablen Arbeitslosenquote in Sachsen, Geldmenge, realer Wechselkurs des Euro und Verbraucherpreise in Sachsen. Bei diesen Größen kann zudem die Hypothese, dass der Korrelationskoeffizient gleich Null ist, auf einem Signifikanzniveau von 5% nicht verworfen werden. Dies spricht dafür, diese Variablen nicht in die Prognosen der BIP-Veränderungsraten einzubeziehen.

Neben der Korrelationsanalyse werden mit den Variablen auch Granger-Kausalitätstests und Wald-Tests durchgeführt. Die Ergebnisse der Granger-Kausalitätstests sind in der Tabelle 3 dokumentiert. Sie beruhen auf einer Schätzgleichung, in der die Veränderungsraten des BIP Sachsens ΔBIP_t auf eine Konstante α_0 , vier Lags der BIP-Veränderungsrate ΔBIP_{t-i} ($i=1, \dots, 4$), vier Lags der jeweiligen Indikatorvariable X_{t-i} ($i=1, \dots, 4$) und einen Störterm ϵ_t regressiert werden:²

$$\Delta BIP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i \Delta BIP_{t-i} + \sum_{i=1}^4 \beta_i X_{t-i} + \epsilon_t$$

Auf dieser Regressionsgleichung aufbauend wird nun getestet, inwiefern die Koeffizienten der Indikatorvariablen-Lags von Null verschieden sind ($\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$). Haben die Lags der Indikatorvariablen gemeinsam einen Erklärungsgehalt für die Veränderungsrate des BIP, wird davon gesprochen, dass sie im Granger-kausalen Zusammenhang mit dieser Variablen stehen. Die F-Statistiken und p-Werte der Granger-Kausalitätstests werden in der zweiten und dritten Spalte der Tabelle 3 gezeigt.

Die Hypothese, dass kein Granger-kausaler Zusammenhang mit den Veränderungsrate des sächsischen BIP besteht, kann für die Variablen Arbeitslosenquote in Sachsen, Ausfuhren in Sachsen, Geldmarktzins, Geldmenge, Geschäftserwartungen und Geschäftslage in Sachsen, realer Wechselkurs des Euro sowie Umsatz im verarbeitenden Gewerbe Sachsens bei einem Signifikanzniveau von 5% nicht verworfen werden. Für die Variablen Geschäftsklima in Sachsen, Kapitalmarktzins, Ölpreis und Verbraucherpreise in Sachsen kann diese Hypothese jedoch verworfen werden. Die Resultate des

Tabelle 1: A priori einbezogene Indikatorvariablen für das sächsische BIP

Variable	Abkürzung	Quelle und Beschreibung der Zeitreihen
Arbeitslosenquote in Sachsen	ALQ	Bundesagentur für Arbeit, Arbeitslosenquoten (bezogen auf alle zivilen Erwerbspersonen) monatlich ab 1991 nach Ländern, zu Quartalen aggregierte Monatsdaten
Ausfuhren Sachsens	EX	Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen, Außenhandel (Extra-handel, Intrahandel), GENESIS-Tabelle, Zeitreihe aus 51000LM001, zu Quartalen aggregierte Monatsdaten
Geldmarktzins	ISR	Deutsche Bundesbank, Zeitreihendatenbank, Zeitreihe SU0107: Geldmarktsätze am Frankfurter Bankplatz/Dreimonatsgeld/Monats-durchschnitte, zu Quartalen aggregiert
Geldmenge	M	Deutsche Bundesbank, Zeitreihendatenbank, Zeitreihe TVS301J: Geld-menge M1/Veränderung saisonbereinigt/Jahresrate/EWU, zu Quartalen aggregierte Monatsdaten
Geschäfts-erwartungen in Sachsen	GE	ifo Konjunkturtest, Geschäftserwartungen, gewerbliche Wirtschaft Sachsen/saisonbereinigte Saldenwerte, zu Quartalen aggregierte Monatsdaten
Geschäftsklima in Sachsen	GK	ifo Konjunkturtest, Geschäftsklima, gewerbliche Wirtschaft Sachsen/saisonbereinigte Durchschnitte, zu Quartalen aggregierte Monatsdaten
Geschäftslage in Sachsen	GL	ifo Konjunkturtest, Geschäftslage, gewerbliche Wirtschaft Sachsen/saisonbereinigte Saldenwerte, zu Quartalen aggregierte Monatsdaten
Kapitalmarktzins	ILR	Deutsche Bundesbank, Zeitreihendatenbank, Zeitreihe WX3950: Ungewogene Umlaufrendite der an der Eurex jeweils lieferbaren Bundes-WP/RLZ über 9 bis 10 Jahre, zu Quartalen aggregierte Monatsdaten
Ölpreis	OIL	U.S. Department of Energy, Energy Information Administration, Europe Brent Spot Price FOB (Dollars per Barrel), zu Quartalen aggregierte Monatsdaten
Realer Wechselkurs des Euro	REER	Deutsche Bundesbank, Zeitreihendatenbank, Zeitreihe YUDM01: Indikator der preislichen Wettbewerbsfähigkeit der deutschen Wirtschaft gegenüber 23 Industrieländern/auf Basis der Verbraucherpreise, zu Quar-talen aggregierte Monatsdaten
Umsatz im verarbeitenden Gewerbe Sachsens	UVG	Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen, Gesamtumsatz der Betriebe mit 50 und mehr tätigen Personen im verarbeitenden Gewerbe Sachsens (teilweise rückverkettete Werte), zu Quartalen aggregierte Monatsdaten
Verbraucherpreise in Sachsen	CPI	Statistisches Landesamt des Freistaates Sachsen, GENESIS-Tabelle: Zeitreihen aus 6111LM201, Verbraucherpreisindex, zu Quartalen aggregierte Monatsdaten

Quelle: Eigene Zusammenstellung.

Tabelle 2: Korrelationen mit den Veränderungsraten des sächsischen BIP

Variable	Korrelation	t-Statistik	p-Wert
Arbeitslosenquote in Sachsen (d4ALQ)	-0,20	-1,4007	0,17
Ausfuhren Sachsens (ΔEX)	0,31	2,3172	0,02
Geldmarktzins (d4ISR)	0,43	3,3263	0,00
Geldmenge (d4M)	-0,24	-1,7354	0,09
Geschäftserwartungen in Sachsen (GE)	0,37	2,8291	0,01
Geschäftsklima in Sachsen (GK)	0,44	3,4152	0,00
Geschäftslage in Sachsen (GL)	0,41	3,1781	0,00
Kapitalmarktzins (d4ILR)	0,50	4,0767	0,00
Ölpreis (d4OIL)	0,52	4,2115	0,00
Realer Wechselkurs des Euro (d4REER)	0,21	1,5166	0,14
Umsatz im verab. Gewerbe Sachsens (ΔUVG)	0,58	5,0378	0,00
Verbraucherpreise in Sachsen (d4d1CPI)	0,23	1,6493	0,11

Anmerkung: Die Korrelationskoeffizienten wurden mit den Daten des Zeitraums vom ersten Quartal 1997 bis zum dritten Quartal 2009 berechnet.

Quelle: Eigene Schätzungen.

Tabelle 3: Ergebnisse der Granger-Kausalitätstests

Hypothese	F-Statistik	p-Wert
d4ALQ does not Granger Cause ΔBIP	0,4904	0,74
ΔEX does not Granger Cause ΔBIP	0,1749	0,95
d4ISR does not Granger Cause ΔBIP	1,3227	0,28
d4M does not Granger Cause ΔBIP	1,3918	0,26
GE does not Granger Cause ΔBIP	2,6607	0,05
GK does not Granger Cause ΔBIP	4,9764	0,01
GL does not Granger Cause ΔBIP	2,4418	0,06
d4ILR does not Granger Cause ΔBIP	3,7274	0,01
d4OIL does not Granger Cause ΔBIP	4,6891	0,00
d4REER does not Granger Cause ΔBIP	1,6113	0,19
ΔUVG does not Granger Cause ΔBIP	0,4902	0,74
d4d1CPI does not Granger Cause ΔBIP	4,2109	0,01

Anmerkung: Die Tests wurden mit den Daten des Zeitraums vom ersten Quartal 1997 bis zum dritten Quartal 2009 durchgeführt.

Quelle: Eigene Schätzungen.

Granger-Kausalitätstests sprechen somit dafür, die vier zuletzt genannten Variablen in die Prognose der Veränderungsrate des BIP einzubeziehen.

Die Ergebnisse der Wald-Tests werden in Tabelle 4 vorgestellt. Diese Tests beruhen auf einer Schätzgleichung, in der die Veränderungsrate des BIP Sachsens ΔBIP_t auf eine Konstante α_0 , vier Lags der jeweiligen Indikatorvariable X_{t-i} ($i=1, \dots, 4$) und einen Störterm ϵ_t regressiert werden:

$$\Delta BIP_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^4 \beta_i X_{t-i} + \epsilon_t$$

In der zweiten Spalte der Tabelle 4 werden die F-Statistiken gezeigt, durch welche überprüft wird, ob die Regressoren einen gemeinsamen Erklärungsgehalt für die Veränderungsrate des BIP besitzen. Die p-Werte der Hypothese „die Regressoren sind von Null nicht verschieden“ ($\alpha_0 = \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \beta_4 = 0$) werden in der dritten Spalte aufgeführt.

Die Ergebnisse des Wald-Tests lassen erkennen, dass die meisten Indikatorvariablen offenbar einen gewissen Erklärungsgehalt für die BIP-Veränderungsrate besitzen. Die Hypothese, dass die Regressoren keinen

Erklärungsgehalt haben, kann lediglich bei den Regressionen mit den Variablen Arbeitslosenquote in Sachsen, Ausfuhren Sachsens, Geldmenge und realer Wechselkurs des Euro nicht verworfen werden. Für diese Variablen werden p-Werte ausgewiesen, die über der hier tolerierten Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 % liegen.

Zur abschließenden Entscheidung, welche Indikatorvariablen nun zur Prognose der Veränderungsrate des sächsischen BIP herangezogen werden sollen, werden in Tabelle 5 die Ergebnisse der Korrelationsanalyse, der Granger-Kausalitätstests und der Wald-Tests zusammenfassend gegenübergestellt. Letztendlich ausgewählt werden die Variablen, für die zumindest in zwei der drei Tests ein Erklärungsgehalt nahegelegt wird. Es sind dies die fett hervorgehobenen Variablen.

Pooling-Ansatz

Grundlage für den Pooling-Ansatz sind Prognosen, die mit Hilfe von VAR-Modellen erstellt werden. Diese Modelle gehen auf eine bahnbrechende Arbeit von Sims (1980) zurück. Sie zeichnen sich dadurch aus, dass sie keine

Tabelle 4: Ergebnisse der Wald-Tests

Variable	F-Statistik	p-Wert
Arbeitslosenquote in Sachsen (d4ALQ)	0,6545	0,63
Ausfuhren Sachsens (ΔEX)	0,5733	0,68
Geldmarktzins (d4ISR)	5,6240	0,00
Geldmenge (d4M)	2,3453	0,07
Geschäftserwartungen in Sachsen (GE)	4,6788	0,00
Geschäftsklima in Sachsen (GK)	6,2303	0,00
Geschäftslage in Sachsen (GL)	6,2639	0,00
Kapitalmarktzins (d4ILR)	6,2443	0,00
Ölpreis (d4OIL)	6,4826	0,00
Realer Wechselkurs des Euro (d4REER)	1,3969	0,25
Umsatz im verab. Gewerbe Sachsens (ΔUVG)	3,0407	0,03
Verbraucherpreise in Sachsen (d4d1CPI)	4,1378	0,01

Anmerkung: Die Tests wurden mit den Daten des Zeitraums vom ersten Quartal 1997 bis zum dritten Quartal 2009 durchgeführt.

Quelle: Eigene Schätzungen.

Tabelle 5: Übersicht zur Auswahl der Indikatorvariablen

Variable	Frage: Soll die Variable einbezogen werden?		
	Korrelation	Granger-Kausalitätstest	Wald-Test
Arbeitslosenquote in Sachsen (d4ALQ)	nein	nein	nein
Ausfuhren Sachsens (ΔEX)	ja	nein	nein
Geldmarktzins (d4ISR)	ja	nein	ja
Geldmenge (d4M)	nein	nein	nein
Geschäftserwartungen in Sachsen (GE)	ja	nein	ja
Geschäftsklima in Sachsen (GK)	ja	ja	ja
Geschäftslage in Sachsen (GL)	ja	nein	ja
Kapitalmarktzins (d4ILR)	ja	ja	ja
Ölpreis (d4OIL)	ja	ja	ja
Realer Wechselkurs des Euro (d4REER)	nein	nein	nein
Umsatz im verab. Gewerbe Sachsens (ΔUVG)	ja	nein	ja
Verbraucherpreise in Sachsen (d4d1CPI)	nein	ja	ja

Quelle: Eigene Darstellung.

Informationen aus dem Prognosezeitraum benötigen. Mit VAR-Modellen sind prinzipiell Prognosen über einen beliebig langen Zeitraum möglich. Sie können in der reduzierten Form wie folgt dargestellt werden:

$$Y_t = \mu + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \epsilon_t$$

In der Gleichung bezeichnet Y_t einen Vektor mit endogenen Variablen, μ einen Vektor mit Konstanten, A_i ($i=1, \dots, p$) verschiedene Koeffizienten-Matrizen und ϵ_t einen Vektor mit Störtermen. Mit dem Parameter p wird die Anzahl der Lags festgelegt.

Der Pooling-Ansatz besteht darin, eine Vielzahl von sparsam spezifizierten VAR-Modellen zu schätzen und die Prognosen der einzelnen Modelle in Form einer einfachen Durchschnittsbildung (arithmetischer Mittelwert) zusammenzufassen. In methodischer Hinsicht orientiert sich der Ansatz damit an dem „VAR-Prognosemodell“, das vom IFO INSTITUT in München bereits seit Jahren zur Konjunkturprognose verwendet wird [vgl. FLAIG et al. (2006), S. 21].

Dem Ansatz folgend können mit den im letzten Abschnitt ausgewählten acht Variablen insgesamt 162 verschiedene VAR-Modelle erstellt werden. Jedes dieser Modelle enthält neben den Veränderungsraten des sächsischen BIP bis zu vier weitere Variablen. Die Anzahl der

Lags p , die gemäß des hier verwendeten Prognose-Ansatzes Werte zwischen 1 und 4 annehmen können, wird anhand des Akaike Informationskriteriums (AIC) optimiert. Nach der Spezifikation und Schätzung der VAR-Modelle wird mit jedem einzelnen Modell eine Prognose generiert, die sich über den Zeitraum vom vierten Quartal 2009 bis zum vierten Quartal 2010 erstreckt. Die Kombination der Variablen, die Schätzung der Modelle und die Berechnung der Prognosewerte erfolgt dabei mit einem Programm, das vom Autor des vorliegenden Beitrags in der Anwendung EViews 6 erstellt wurde.

Ergebnisse

In Abbildung 1 werden die zentralen Ergebnisse des VAR-Prognose-Poolings präsentiert. Dargestellt sind zum einen die Veränderungsraten des sächsischen BIP für das Jahr 2009, die sich aus den von NIERHAUS (2010) für die ersten drei Quartale vorgelegten Daten und den mit dem Pooling-Ansatz gewonnenen Prognosewerten für das vierte Quartal ergeben. Zum anderen werden die aus den vierteljährlichen Prognosewerten berechneten jährlichen Veränderungsraten für das Jahr 2010 gezeigt. Neben dem arithmetischen Mittelwert der verschiedenen VAR-Prognosen sind in Abbildung 1 auch die Werte verschiedener

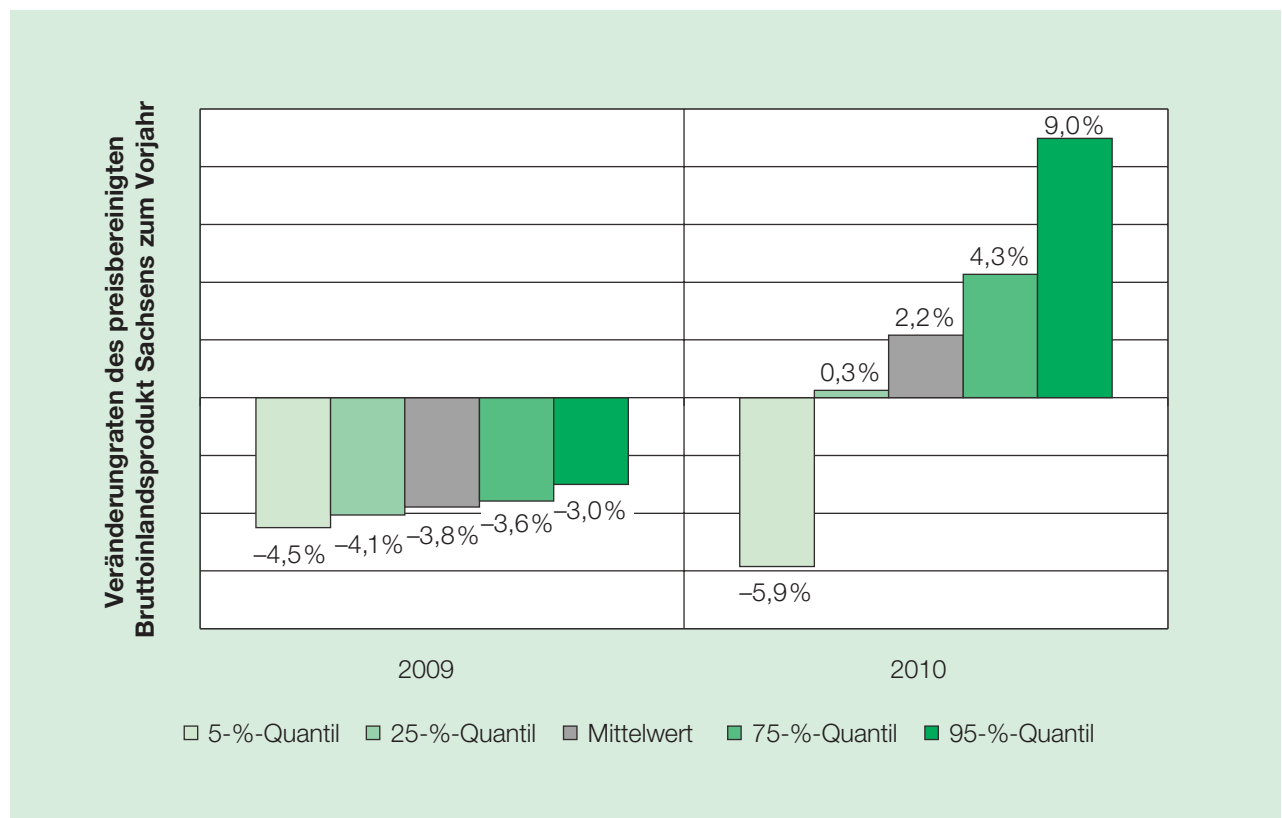
Quantile dargestellt, die einen Eindruck über das Ausmaß der Prognoseunsicherheit erlauben.

Aus der Abbildung 1 geht hervor, dass die Angaben für das Jahr 2009 weniger stark streuen als jene für das Jahr 2010. Dies verwundert nicht, da für die ersten drei Quartale des Jahres 2009 schon BIP-Daten vorliegen und somit die Dispersion der annualisierten Veränderungsrate ausschließlich aus den Prognosewerten für das vierte Quartal resultiert. Dem Mittelwert der 162 Prognosen zufolge ist das BIP Sachsens im Jahr 2009 um 3,8 % unter das Vorjahresniveau gesunken. Im Jahr 2010 könnte das sächsische BIP – gemäß dem Mittelwert der Prognosen – um 2,2 % steigen. Gleichwohl ist nicht auszuschließen, dass es nach dem kräftigen Konjunktur-einbruch im vergangenen Jahr im Jahr 2010 nochmals zu einem Rückgang der Wirtschaftsleistung kommen wird. Das 25%-Quantil der annualisierten Prognosen beträgt 0,3%. Dies bedeutet, dass sich aus 25 % der Prognosewerte eine Veränderungsrate ergibt, die unter 0,3 Prozentpunkten liegt. Andererseits sprechen gleichfalls 25 % der Prognosewerte dafür, dass die BIP-Veränderungsrate über 4,3 % liegen wird (Wert des 75%-Quantils). Die in der Abbildung 1 gezeigten Zahlen können so interpretiert werden, dass das Wirtschaftswachstum mit einer Wahrscheinlichkeit von 50 % zwischen 0,3 %

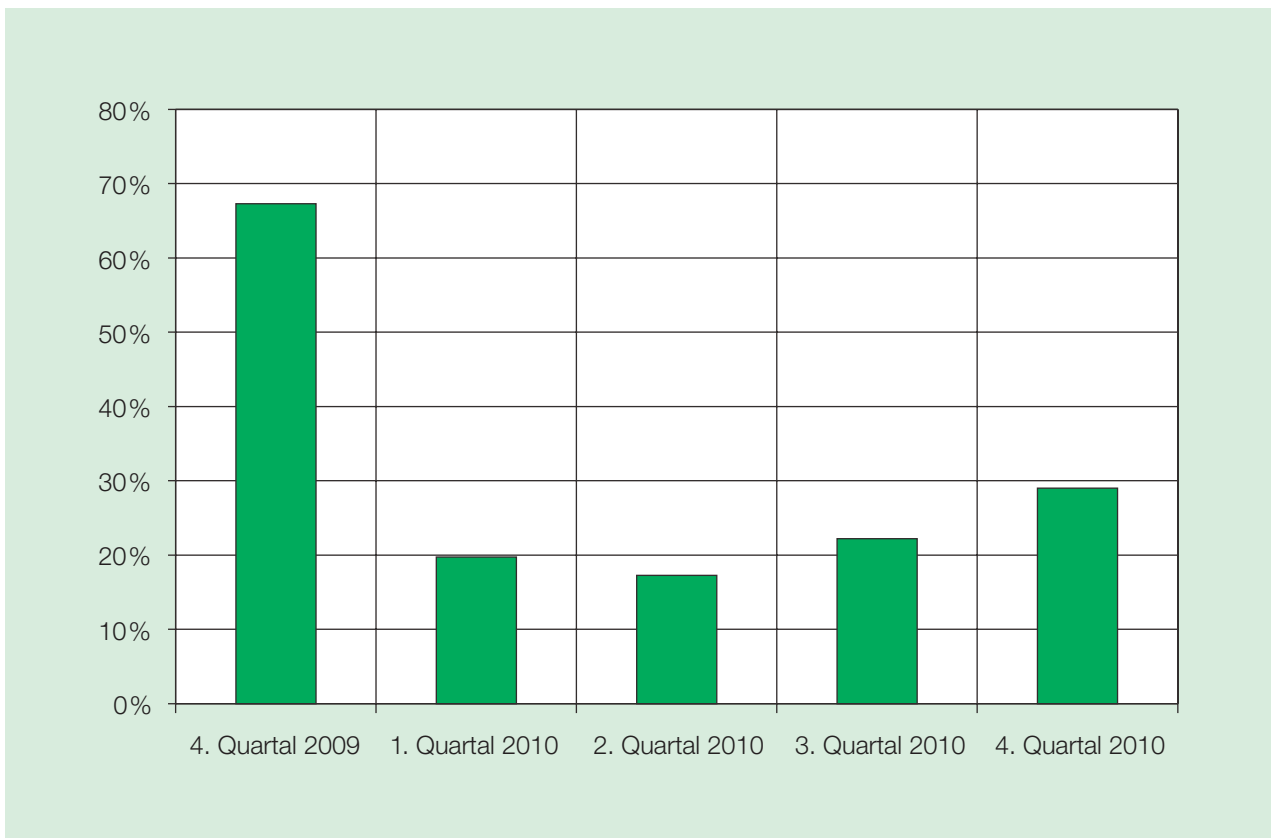
und 4,3 % und mit Wahrscheinlichkeit von 90 % zwischen –5,9 % (5%-Quantil) und 9,0 % (95%-Quantil) liegen wird. Dies verdeutlicht das hohe Maß an Unsicherheit, das sich hinter der Punktprognose von 2,2 % verbirgt.

Angesichts des massiven Konjunktur-einbruchs im vergangenen Jahr stellt sich gegenwärtig die Frage, inwiefern die sächsische Wirtschaft die tiefgreifende Schwächephase überwunden hat. Wie wahrscheinlich ist es, dass es in den nächsten Quartalen erneut zu einer Schrumpfung der Wirtschaftsleistung kommen wird? Eine Einschätzung hierüber kann ebenfalls anhand des Pooling-Ansatzes vorgenommen werden. In Abbildung 2 wird für jedes einzelne Quartal im Zeitraum vom vierten Quartal 2009 bis zum vierten Quartal 2010 der Anteil der VAR-Modelle gezeigt, die negative BIP-Veränderungsraten prognostizieren.³ Demnach lag das sächsische BIP im vierten Quartal 2009 mit einer Wahrscheinlichkeit von rund 70 % nochmals unter dem Vorjahresniveau. Für das erste Quartal 2010 und die Folgequartale lässt der Ansatz hingegen nur noch mit einer Wahrscheinlichkeit von unter 30 % eine weitere Schrumpfung der Wirtschaftsleistung erwarten. Dies spricht dafür, dass die Phase negativer BIP-Veränderungsraten bereits überwunden ist.

Abbildung 1: Prognosewerte für das sächsische BIP



Quelle: Eigene Prognose und Darstellung.

Abbildung 2: Anteil der Modelle, die negative BIP-Veränderungsraten prognostizieren

Quelle: Eigene Prognose und Darstellung.

Fazit

In diesem Beitrag wurde ein Prognose-Ansatz vorgestellt, der auf der Kombination von Prognosewerten beruht, die mit verschiedenen VAR-Modellen generiert wurden. Ein großer Vorteil des Ansatzes besteht darin, dass er neben Punktprognosen auch einen Eindruck über das Ausmaß der mit diesen Prognosen verbundenen Unsicherheit liefern kann. Der Ansatz hat jedoch auch gewichtige Defizite: So können nicht alle potenziell relevanten Informationen einbezogen werden. Als Beispiel sind die Daten zum Geschäftsklima in der gewerblichen Wirtschaft Sachsens zu nennen, die zum Zeitpunkt der Fertigstellung dieses Beitrags bereits bis zum Februar 2010 vorliegen, in den VAR-Modellen aber nur bis zum September 2009 genutzt werden können. Ferner ist kritisch anzumerken, dass der Pooling-Ansatz keine inhaltliche Begründung der Prognosewerte gibt. Deren Erstellung erfolgt weitestgehend ohne Rückgriff auf ökonomische Zusammenhänge und entzieht sich somit der Interpretation. Der Pooling-Ansatz stellt insofern keine Alternative, sondern eine Ergänzung zum bisherigen IFO DRESDEN Konjunkturprognose-Ansatz dar. Inwieweit er sich in der Prognosepraxis bewährt, bleibt abzuwarten.

Literatur

- BATES, J.; GRANGER, C. W. J. (1969): The combination of forecasts. In: *Operations Research Quarterly*, Vol. 20, Nr. 4; S. 319–325.
- CARSTENSEN et al. (2008): ifo Konjunkturprognose 2008/2009: Aufschwung geht zu Ende. In: *ifo Schnelldienst*, Vol. 61, Nr. 12; S. 9–54.
- FAIR, R. C.; SHILLER, R. J. (1990): Comparing information in forecasts from econometric models. In: *American Economic Review*, Vol. 80, Nr. 3; S. 375–389.
- FLAIG, G. et al. (2006): ifo Konjunkturprognose 2007: Konjunkturelle Auftriebskräfte bleiben stark. In: *ifo Schnelldienst*, Vol. 59, Nr. 24; S. 17–57.
- GRANGER, C. W. J. (1969): Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. In: *Econometrica*, Vol. 37, Nr. 3; S. 424–438.
- JORDAN, T. J.; SAVIOZ, M. R. (2003): Does it make sense to combine forecasts from VAR-models? An empirical analysis with inflation forecasts for Switzerland. In: *Quarterly Bulletin*, Swiss National Bank 4/2003; S. 80–93.
- MAYR, J.; ULBRICHT, D. (2007): VAR model averaging for multi-step forecasting. ifo Working Paper Nr. 48, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München.

- NIERHAUS, W. (2007): Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnungen für Sachsen mit Hilfe temporaler Disaggregation. In: ifo Dresden berichtet, Vol. 14, Nr. 4; S. 24–36.
- NIERHAUS, W. (2010): Vierteljährliche VGR für Sachsen: Ergebnisse für das dritte Quartal 2009. In: ifo Dresden berichtet, Vol. 17, Nr. 1; S. 23–27.
- SIMS, C. A. (1980): Macroeconomics and reality. In: *Econometrica*, Vol. 48, Nr. 1; S. 1–48.
- STOCK, J. H. und WATSON, M. W. (2004): Combination forecasts of output growth in a seven-country data set. In: *Journal of Forecasting*, Vol. 23, Nr. 6; S. 405–430.
- VOGT, G (2009): Konjunkturprognose in Deutschland. Ein Beitrag zur Prognose der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung auf Bundes- und Länderebene. ifo Beiträge zur Wirtschaftsforschung 36, ifo Institut für Wirtschaftsforschung, München.

¹ Für Details zur Datenverfügbarkeit siehe VOGT, G. (2009), S. 67.

² Das Vorgehen weicht insofern von dem Standard-Test ab, dass hier die Kausalität zwischen zwei Variablen nur in eine Richtung und nicht, wie von GRANGER (1969) vorgeschlagen, in beide Richtungen untersucht wird.

³ In der ifo Konjunkturprognose vom Sommer 2008 wurde für die USA in ähnlicher Weise die Wahrscheinlichkeit für einen Output-Rückgang im Zeitraum vom zweiten Quartal 2008 bis zum vierten Quartal 2009 berechnet [vgl. CARSTENSEN et al. (2008), S. 19].