

Zur Güte der ifo Dresden Konjunkturprognosen

Gerit Vogt*

In diesem Beitrag wird die Güte der Konjunkturprognosen analysiert, die in den letzten Jahren von der Dresdner Niederlassung des IFO INSTITUTS für den Freistaat Sachsen und die ostdeutschen Bundesländer insgesamt erstellt wurden. Die Ausführungen beruhen in wesentlichen Teilen auf einer früheren Veröffentlichung des Autors [vgl. VOGT (2009)] und fokussieren auf das Bruttoinlandsprodukt (BIP) als zentrale Konjunktur- und Prognosevariable.

Zunächst wird – nach allgemeinen Vorbemerkungen zur Aufgabe von Konjunkturprognosen – der an der IFO NIEDERLASSUNG DRESDEN verwendete Prognoseansatz in seinen Grundzügen vorgestellt. Anschließend werden einige statistische Maße zur Evaluierung von Konjunkturprognosen diskutiert. Anhand dieser Maße wird schließlich die Treffgenauigkeit der Prognosen des sächsischen und ostdeutschen BIP untersucht und mit der Genauigkeit der BIP-Prognosen verglichen, die vom IFO INSTITUT für Deutschland veröffentlicht wurden.

Zur Aufgabe von Konjunkturprognosen

Konjunkturprognosen haben die Aufgabe die Unsicherheit über die zukünftige gesamtwirtschaftliche Entwicklung zu vermindern und dadurch zur Verringerung der Kosten beizutragen, die mit Fehleinschätzungen verbunden sind [vgl. DÖHRN und SCHMIDT (2007), S. 54, oder GRANGER (2003), S. 93]. Eine besonders hohe Relevanz kommt ihnen dabei im Bereich der Wirtschaftspolitik zu. Für wirtschaftspolitische Akteure wie die Bundesregierung, Landesregierungen oder die EUROPÄISCHE ZENTRALBANK sind diese Prognosen aus verschiedenen Gründen bedeutsam. Zum einen sind sie, da die meisten Indikatoren zur gesamtwirtschaftlichen Entwicklung erst mit einer Zeitverzögerung von mehreren Monaten vorliegen, zur Analyse der aktuellen Konjunkturlage unverzichtbar. Zum anderen besteht für Entscheidungen, die sich lediglich an nachlaufenden Indikatoren wie Preis- und Beschäftigungsdaten orientieren, angesichts der Wirkungsverzögerungen von wirtschaftspolitischen Maßnahmen die Gefahr, dass diese prozyklisch statt antizyklisch wirken [vgl. TICHY (1994), S. 202].¹ Aus diesem Grund werden viele Beschlüsse, bspw. über die Etatplanung oder die Höhe des Hauptrefinanzierungssatzes, auf der Grundlage von Prognosen getroffen. Sie sind allerdings in den Entscheidungsprozessen zumeist nur ein Argument von mehreren [vgl. TICHY (1981), S. 340].

Konjunkturprognosen finden auch in Unternehmen, Wirtschaftsverbänden und privaten Haushalten Beach-

tung. In diesen Bereichen dürften sie, ebenso wie in der Wirtschaftspolitik, in erster Linie zur allgemeinen Bewusstseinsbildung und weniger als konkret-zahlenmäßige Parameter für Planungs- und Entscheidungsprozesse herangezogen werden. So dürfte bspw. die Prognose eines Aufschwungs einzelne Unternehmen darin bestärken, schon länger geplante Investitionen zu tätigen. Ähnliches ist auch für die Ausgabenbereitschaft der privaten Haushalte zu erwarten, die sich infolge einer solchen Prognose erhöhen könnte [vgl. TICHY (1981), S. 340]. Im Rahmen von Tarifverhandlungen zwischen Gewerkschaften und Arbeitgebern finden Konjunkturprognosen als allgemeine Orientierungsgröße ebenfalls vielfach Beachtung.

Wenn Prognosen die Entscheidungen der Marktakteure beeinflussen, kann es zu Verstärkungseffekten bis hin zur Selbsterfüllung oder Selbsterstörung der Prognose kommen. Im Fall der Prognose eines Abschwungs ist es bspw. denkbar, dass sich die Verbraucher und Investoren nach der Veröffentlichung der Prognose besonders zurückhalten und dadurch ein kumulativer Prozess in Gang gesetzt wird, der in Richtung des prognostizierten Trends wirkt. Wenn die wirtschaftspolitischen Akteure in Reaktion auf die Prognose Gegenmaßnahmen ergreifen, kann die prognostizierte Entwicklung aber auch ausbleiben. Solche Feed-back-Effekte setzen voraus, dass die Mehrzahl der relevanten Entscheidungsträger die Prognose kennt und ihr Vertrauen entgegenbringt [vgl. NIERHAUS und STURM (2003), S. 22–23 und TICHY (1981), S. 340].

Inwieweit die Konjunkturprognosen dem Anspruch, zu „besseren“ Entscheidungen zu führen, gerecht werden, ist aus volkswirtschaftlicher Sicht schwer abzuschätzen. Hierzu wäre die Erstellung einer gesamtwirtschaftlichen Verlustfunktion notwendig, zu deren Berechnung aber viele Voraussetzungen fehlen. Insbesondere die Frage, welche Entscheidungen ohne Prognosen getroffen worden wären, ist kaum zu beantworten [vgl. TICHY (1994), S. 236–237 und FRERICHS; KÜBLER (1980), S. 242]. Aus diesem Grund beschränken sich die meisten Analysen zur Beurteilung der Güte von Konjunkturprognosen auf Aspekte der Treffgenauigkeit.

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

Maße zur Beurteilung der Treffgenauigkeit

Im Folgenden werden einige statistische Maße zur Beurteilung der Treffgenauigkeit von Konjunkturprognosen vorgestellt.² Die Ausführungen stützen sich hierbei auf die Darstellung von DÖPKE (2004).

Die Maße bauen auf dem Prognosefehler F auf, der für eine Periode t als Differenz zwischen der tatsächlich eingetretenen Realisation R und dem Prognosewert P definiert ist:³

$$F_t = R_t - P_t$$

Ein in der wirtschaftswissenschaftlichen Literatur sehr häufig verwendetes Maß zur Beurteilung der Güte von Konjunkturprognosen ist der mittlere Fehler MF :

$$MF_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T F_t$$

Hierbei bezeichnet T die Anzahl der Prognosewerte. Gute Prognosen sollten einen mittleren Fehler von null aufweisen. Weicht der mittlere Fehler deutlich von null ab, deutet dies auf eine Verzerrung hin. Ein positiver bzw. negativer Wert ist als eine Unter- bzw. Überschätzung der tatsächlich eingetretenen Realisation zu interpretieren. Nachteilig an diesem Maß ist, dass sich positive und negative Werte ausgleichen können.

Zur Erfassung der durchschnittlichen Genauigkeit von Prognosen wird oftmals der mittlere absolute Fehler MAF verwendet:

$$MAF_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |F_t|$$

Zwei weitere Maße zur Beurteilung der Treffgenauigkeit von Konjunkturprognosen sind der mittlere quadratische Fehler MQF und die Wurzel aus dem mittleren quadratischen Fehler $WMQF$:

$$MQF_t = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T F_t^2$$

$$WMQF = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T F_t^2}$$

Bei diesen Maßen werden große Prognosefehler stärker gewichtet als kleine.

Die bisher genannten Maße sind insofern in ihrer Aussagekraft eingeschränkt, dass sie für sich genommen kein Urteil darüber erlauben, ob eine Prognose verbesserungswürdig ist oder nicht. So kann bspw. anhand eines einzelnen mittleren absoluten Fehlers nicht entschieden werden, ob die Prognoseleistung als gut oder schlecht zu bewerten ist. Zur Beurteilung der Prognose-

següte wird daher im Allgemeinen ein Vergleich mit anderen Prognosen vorgenommen. Des Öfteren wird als Vergleichsmaßstab eine so genannte „naive“ Prognose verwendet. Hierauf baut der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient *Theil's-U* auf, der wie folgt berechnet werden kann:⁴

$$Theil's-U = \frac{WMQF}{WMQF_{naiv}}$$

Als Vergleichsmaßstab können naive Prognosen verwendet werden, die wahlweise dem „no change“- oder dem „same change“-Prinzip folgen. Wenn die einbezogene Prognose niedrigere Prognosefehler aufweist als der naive Vergleichsmaßstab, nimmt der Theil'sche Ungleichheitskoeffizient Werte an, die kleiner als eins sind.

Ein weiteres – im Vergleich zu den bisher dargestellten Maßen in der Literatur seltener verwendetes – Gütemaß ist das noise-to-signal-Verhältnis *NTSV*. Hierbei wird der mittlere quadratische Fehler MQF in Relation zur Varianz der Prognosevariablen $V(R)$ gesetzt [vgl. GEMEINSCHAFTSDIAGNOSE (2007), S. 28]:

$$NTSV = \frac{MQF}{V(R)}$$

mit

$$V(R) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (R_t - \bar{R})^2, \quad \bar{R} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T R_t$$

Das Maß ermöglicht einen Vergleich von Prognosen, welche auf Variablen beruhen, die unterschiedlich stark schwanken.

Der Prognoseansatz

Bereits seit dem Jahr 2001 werden von der IFO NIEDERLASSUNG DRESDEN regelmäßig Konjunkturprognosen für den FREISTAAT SACHSEN erstellt.⁵ Der Veröffentlichungstermin hat sich allerdings im Laufe der Jahre verändert. Wurden in früheren Jahren die entsprechenden Prognosen jeweils im Frühjahr und Herbst eines Jahres mit der Bekanntgabe der Ergebnisse der GEMEINSCHAFTSDIAGNOSE herausgegeben, veröffentlicht IFO DRESDEN seit Dezember 2004 jeweils zur Jahresmitte und zum Jahresende Konjunkturprognosen für Sachsen und daneben auch solche für die ostdeutschen Bundesländer insgesamt. Das methodische Vorgehen zur Prognose der konjunkturellen Entwicklung in Sachsen und in Ostdeutschland ist dabei identisch.

Der Ansatz zur Prognose der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung in Sachsen und Ostdeutschland basiert auf den Ergebnissen der amtlichen Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnungen (VGR). Diese Ergebnisse

stehen allerdings auf der Länderebene nicht in dem Umfang zur Verfügung wie auf der Bundesebene. Viele Zeitreihen, die auf nationaler Ebene für Prognosezwecke genutzt werden können, sind auf der Ebene von Bundesländern nicht, nur mit einer größeren Zeitverzögerung oder einer geringeren Veröffentlichungsfrequenz (und damit weniger Beobachtungen) verfügbar. In Hinblick auf die Datenlage für Sachsen und die anderen ostdeutschen Bundesländer ist zudem zu beachten, dass hier die ersten Jahre nach der Wiedervereinigung stark von strukturellen Anpassungseffekten geprägt waren und daher streng genommen erst seit Mitte der 1990er Jahre VGR-Daten vorliegen, die zur Prognose der konjunkturellen Entwicklung genutzt werden können. Aus der vergleichsweise schlechteren Datenlage ergeben sich für die Applikation der üblicherweise zur Konjunkturprognose verwendeten Methoden gewisse Restriktionen. So stehen für den in der Praxis sehr häufig verwendeten iterativ-analytischen Ansatz auf der Länderebene nur die Angaben der BIP-Entstehungsseite zeitnah zur Verfügung. Die Einsatzmöglichkeiten von ökonomischen Strukturmodellen sind aufgrund des verminderten Angebots an VGR-Daten auf Ebene der Bundesländer prinzipiell als sehr begrenzt anzusehen. Zeitreihenanalytische Verfahren wie ARIMA-, ARX- und VAR-Modelle können auf der Länderebene ebenfalls nur eingeschränkt zur Prognose gesamtwirtschaftlicher Größen verwendet werden, da sie das Vorhandensein von längeren Zeitreihen voraussetzen, die auf dieser Ebene oft nicht zur Verfügung stehen.

Der Ansatz zur Prognose des preisbereinigten sächsischen und ostdeutschen BIP beruht – den Besonderheiten der Datenlage Rechnung tragend – methodisch auf verschiedenen Verfahren. Die Prognoseerstellung vollzieht sich in drei Arbeitsschritten. Zunächst wird ausgehend von den VGR-Daten der BIP-Entstehungsrechnung mittels einfacher Trendextrapolation eine so genannte Trendprognose erstellt. Hierbei werden die verfügbaren Angaben zur Zahl der Erwerbstätigen und zur Produktivität – die sich aus der Zahl der Erwerbstätigen und der Bruttowertschöpfung ergibt – differenziert nach 12 Wirtschaftsbereichen mit einem mehrjährigen Trend fortgeschrieben. Aus der Summe der Bruttowertschöpfung aller Wirtschaftsbereiche und dem ebenfalls mit einem mehrjährigen Trend fortgeschriebenen Saldo aus Gütersteuern und -subventionen ergibt sich dann eine erste Prognose des BIP. In einem zweiten Schritt werden dann die Ergebnisse der Trendprognose mit Hilfe von Zeitreihenmodellen (ARX-Modellen) zu zwei so genannten erweiterten Trendprognosen verfeinert. Grundlage hierfür sind die amtlichen Statistiken zur Umsatz- und Beschäftigtenentwicklung, die vielfach in Form von längeren Zeitreihen verfügbar sind und damit den Einsatz

der Modelle erlauben. Ergänzt werden diese um weitere Indikatorreihen (bspw. den ifo Geschäftsklimaindikatoren und Auftragseingangsdaten). Mit den Modellen wird die künftige Umsatz- und Beschäftigungsentwicklung in den Wirtschaftsbereichen geschätzt. Aus diesen Schätzungen werden dann weitere Prognosen der Bruttowertschöpfung und der Erwerbstätigkeit abgeleitet. Im dritten Schritt wird aus der Trendprognose und den beiden erweiterten Trendprognosen eine so genannte Konsensprognose gebildet. In diesem letzten (iterativ-analytischen) Arbeitsschritt finden dann auch die gesamtwirtschaftlichen Rahmenbedingungen, wie sie in der ifo KONJUNKTURPROGNOSE für Gesamtdeutschland zum Ausdruck kommen, und zusätzliche Informationen (bspw. zur Ansiedlung von neuen Großbetrieben in Sachsen oder Ostdeutschland) Berücksichtigung. Für eine detaillierte Beschreibung des Prognoseansatzes sei auf die Ausführungen von VOGT (2009), S. 78–100, verwiesen.

Zur Güte des Ansatzes

Nachfolgend wird die durchschnittliche Treffgenauigkeit der für Sachsen und Ostdeutschland erstellten ifo BIP-Prognosen betrachtet und mit jener der ifo BIP-Prognosen für Deutschland insgesamt verglichen. Ein solcher Vergleich kann allerdings nur für den Zeitraum der Jahre 2005 bis 2007 vorgenommen werden, da der beschriebene Prognoseansatz erst seit Dezember 2004 zum Einsatz kommt und zum Zeitpunkt der Analyseerstellung auf der Länderebene lediglich bis zum Jahr 2007 amtliche Angaben zur gesamtwirtschaftlichen Entwicklung vorlagen.

Die Analyse der Treffgenauigkeit erfolgt anhand der im vorletzten Abschnitt vorgestellten statistischen Maße. Als tatsächlich realisierte BIP-Werte werden, wie in den meisten vergleichbaren Untersuchungen, die für ein bestimmtes Jahr jeweils zuerst veröffentlichten Ergebnisse der amtlichen Statistik (erste Fortschreibungen) verwendet. In Tabelle 1 wird die Güte der BIP-Prognosen betrachtet, die im Dezember der Jahre 2004, 2005 und 2006 für das jeweilige Folgejahr veröffentlicht wurden.⁶ Aus den, in der zweiten Zeile der Tabelle dokumentierten, mittleren Fehlern *MF* geht hervor, dass das Wirtschaftswachstum im Durchschnitt der Jahre in allen drei Regionen eher unter- als überschätzt wurde. Eine mit einem mittleren Fehler von 0,37 vergleichsweise starke Unterschätzung zeigen die BIP-Prognosen für die deutsche Wirtschaft. Bei den Sachsen-Konjunkturprognosen gleichen sich die positiven und negativen Differenzen von den tatsächlich realisierten BIP-Veränderungsraten und den Prognosewerten hingegen nahezu aus. Für diese Prognosen wird ein mittlerer Fehler von 0,13 Prozentpunkten ermittelt. Ein etwas anderes Bild zeigt sich in

Hinblick auf die mittleren absoluten Fehler *MAF* und die Wurzeln aus den mittleren quadratischen Fehlern *WMQF*. Hieran gemessen wird für die Deutschland-Konjunkturprognosen, im Vergleich zu den Sachsen- und Ostdeutschland-Konjunkturprognosen, eine deutlich höhere Treffgenauigkeit erkennbar. Wird allerdings berücksichtigt, dass die tatsächlich realisierten BIP-Veränderungsraten für Sachsen und Ostdeutschland eine höhere Varianz aufweisen als die gesamtdeutschen BIP-Veränderungsraten, so sind für alle drei Regionen ähnlich hohe Prognosefehler festzustellen. Das noise-to-signal-Verhältnis *NTSV*, das die Prognosefehler um die unterschiedliche Varianz der jeweiligen Prognosevariablen bereinigt, beträgt für die Deutschland-Konjunkturprognosen 0,64 und für die Ostdeutschland- und Sachsen-Konjunkturprognosen 0,61 bzw. 0,67. Auch in Hinblick auf die Theil'schen Ungleichheitskoeffizienten *Theils-U* zeigen sich zwischen den Prognosen für die einzelnen Regionen keine großen Unterschiede. Die *Theils-U*-Werte liegen zumeist in einer Größenordnung von 0,5. Das bedeutet, dass die Prognosefehler der betrachteten Konjunkturprognosen durchschnittlich um rund 50 Prozent niedriger waren als jene der alternativen „no change“- oder „same change“-Prognosen.

An dieser Stelle ist noch einmal darauf hinzuweisen, dass sich die in der Tabelle 1 gezeigten Maße lediglich auf die Jahre 2005 bis 2007 beziehen. Aufgrund der Kürze des Zeitraums können nur Aussagen zu groben Tendenzen in der Prognosegüte getroffen werden. Die Maße deuten gleichwohl darauf hin, dass die Güte der Sachsen- und Ostdeutschland-Konjunkturprognosen, werden die unterschiedlichen Varianzen im Wirtschaftswachstum

der einzelnen Regionen berücksichtigt, ähnlich zu beurteilen ist wie die der Deutschland-Konjunkturprognosen. Die Treffgenauigkeit dieser Prognosen ist sowohl im Vergleich zu jener der „no change“- oder „same change“-Prognosen als auch in Hinblick auf das noise-to-signal-Verhältnis als passabel anzusehen. Sie dürften somit in der Vergangenheit erfolgreich dazu beigetragen haben, die Unsicherheit über die zukünftige gesamtwirtschaftliche Entwicklung in Ostdeutschland und Sachsen zu vermindern.

Literatur

- ANDRES, P; SPIWOKS, M. (2000): Prognosegütemaße. State of the Art der statistischen Ex-post-Beurteilung von Prognosen. Sofia-Studien zur Institutionenanalyse, Nr. 00–1.
- BERLEMANN, M.; GRUNDIG, B.; VOGT, G. (2005): Entwicklung von Wirtschaft und Arbeitsmarkt in Sachsen und Ostdeutschland 2004/2005. In: ifo Dresden berichtet, Vol. 12, Nr. 1; S. 3–13.
- DÖHRN, R; SCHMIDT, C. M. (2007): Kein Stein der Weisen – Prognosen erfordern eine intelligente Nutzung. In: Wirtschaftsdienst, Vol. 87, Nr. 1; S. 54–56.
- DÖPKE, J. (2004): Zur Qualität von Konjunkturprognosen. In: WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium, Vol. 33, Nr. 1; S. 8–13.
- FRERICHS, W.; KÜBLER, K. (1980): Gesamtwirtschaftliche Prognoseverfahren. 1. Aufl., WiSo Kurzlehrbücher.
- GEMEINSCHAFTSDIAGNOSE (2007): Gemeinschaftsdiagnose Herbst 2007: Aufschwung legt Pause ein. In: ifo Schnelldienst, Vol. 60, Nr. 20, S. 3–58.

Tabelle 1: Zur Genauigkeit der ifo Konjunkturprognosen für das folgende Jahr, Deutschland, Ostdeutschland und Sachsen im Vergleich

Region	Deutschland	Ostdeutschland (mit Berlin)	Sachsen
MF	0,37	0,20	0,13
MAF	0,57	0,93	1,13
WMQF	0,60	0,96	1,40
NTSV	0,64	0,61	0,67
Theils-U			
„no change“-Prinzip	0,29	0,45	0,50
„same change“-Prinzip	0,58	0,52	0,49

Anmerkungen: Den Angaben liegen die Prognosen der Veränderungsraten des preisbereinigten BIP zugrunde, die jeweils im Dezember eines Jahres für das Folgejahr erstellt wurden. Einbezogen werden die Daten des Zeitraums von 2005 bis 2007. Die Prognosen werden mit den Ergebnissen der ersten Fortschreibungen des Arbeitskreis Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung der Länder verglichen.

Quelle: Vogt (2009).

- GERSTENBERGER, W. (2001): Perspektiven für Konjunktur und Arbeitsmarkt in Sachsen. In: ifo Dresden berichtet, Vol. 8, Nr. 6; S. 15–24.
- GRANGER, C. W. J. (2003): Evaluation of forecasts. In: Understanding economic forecasts. HENDRY, D. F.; ERICSSON, N. R. (Hrsg.), MIT Press paperback edition, Cambridge Massachusetts, London, S. 93–103.
- NIERHAUS, W.; STURM, J.-E. (2003): Methoden der Konjunkturprognose. In: ifo Schnelldienst, Vol. 56, Nr. 4; S. 7–23.
- OSTERLOH, S. (2008): Accuracy and properties of German business cycle forecasts. In: Applied Economics Quarterly, Vol. 54, Nr. 1; S. 27–57.
- PINDYCK, R. S.; RUBINFELD, D. L. (1998): Econometric models and economic forecasts. 4. Aufl.
- RAGNITZ, J.; SCHIRWITZ, B.; VOGT, G. (2009): Konjunkturprognose Ostdeutschland und Sachsen 2008/2009: Abschwung und Rezession. In: ifo Dresden berichtet, Vol. 16, Nr. 1; S. 3–11.
- SARGENT, T. J.; WALLACE, N. (1976): Rational expectations and the theory of economic policy. In: Journal of Monetary Economics, Vol. 2, Nr. 2; S. 169–83.
- THEIL, H. (1961): Economic forecasting and policy. Amsterdam.
- THEIL, H. (1966): Applied economic forecasting. Amsterdam.
- TICHY, G. (1981): Prognose. In: ALBERS, W. (Hrsg.): Handwörterbuch der Wirtschaftswissenschaften (HdWW). S. 334–341.
- TICHY, G. (1994): Konjunktur. Stilisierte Fakten, Theorien, Prognose. 2. Aufl.
- 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.

¹ Wenn rationale Erwartungen vorliegen, ist die Wirksamkeit wirtschaftspolitischer Maßnahmen gemäß der „policy ineffectiveness proposition“ von SARGENT und WALLACE (1976) allerdings prinzipiell in Frage zu stellen. Bei dieser Form der Erwartungsbildung wird davon ausgegangen, dass alle verfügbaren Informationen – auch in Hinblick auf die gegenwärtige und zukünftige Ausgestaltung der Wirtschaftspolitik – optimal genutzt werden.

² Neben den in diesem Abschnitt vorgestellten Standardmaßen lassen sich in der Literatur eine Vielzahl weiterer Gütemaße finden. Einen Überblick über die 50 wichtigsten Maße liefert die Studie von ANDRES und SPIWOKS (2000).

³ Der Prognosefehler wird in der Literatur verschiedentlich auch in umgekehrter Reihenfolge als Differenz von Prognosewert und Realisation definiert [vgl. beispielsweise OSTERLOH (2008), S. 32 oder PINDYCK und RUBINFELD (1998), S. 205].

⁴ Das Maß wird in der Literatur in verschiedenen Varianten verwendet. Dies ist auf Theil zurückzuführen, der in mehreren Arbeiten [unter anderem THEIL (1961) und THEIL (1966)] unterschiedliche Fassungen des Ungleichheitskoeffizienten veröffentlicht hat.

⁵ Die Ergebnisse der Prognosen werden gewöhnlich mit einem Pressegespräch, einer Pressemitteilung und einem Beitrag in dieser Zeitschrift veröffentlicht [vgl. beispielsweise GERSTENBERGER (2001), BERLEMANN et al. (2005) oder RAGNITZ et al. (2009)].

⁶ Hierzu ergänzend wurden auch die BIP-Prognosen betrachtet, die jeweils im Juni oder Juli und im Dezember eines Jahres für das laufende Jahr veröffentlicht wurden. Die Maße zur Beurteilung der Treffgenauigkeit dieser Prognosen sind in der Arbeit von VOGT (2009) im Abschnitt A.11 des Anhangs dokumentiert.