



WWP

Wolfsburg Working Papers

No. 14-01

Prognoserevisionen bei Konjunkturprognosen

Empirische Ursachenforschung anhand von
Konsensprognosen für das Bruttoinlandsprodukt der
G7-Staaten

Prognoserevisionen bei Konjunkturprognosen

Empirische Ursachenforschung anhand von Konsensprognosen für das Bruttoinlandsprodukt der G7-Staaten

Johannes Scheier

Email: j.scheier@gmx.de

Zusammenfassung

Abfolgen von Prognosen für das Bruttoinlandsprodukt auf Jahresbasis sind häufigen Revisionen unterworfen. Der Theorie der rationalen Erwartungsbildung zufolge müssten Informationen effizient ausgewertet werden und die Revisionen einem random-walk unterliegen. In der Empirie zeigt sich jedoch eine gewisse Trägheit bzw. Ineffizienz der Informationsverarbeitung. Diese Studie zeigt anhand monatlich abgegebener Konsensprognosen für die Wachstumsrate in den G7-Staaten, dass die Effizienz der Informationsverarbeitung keinen Zusammenhang zur Prognosequalität aufweist. Der Revisionsbedarf ergibt sich im Wesentlichen aus zu hohen Prognosen, die zudem eine erheblich geringere Standardabweichung als die realisierten Wachstumsraten aufweisen.

Keywords: adjusting forecasts, business cycles, evaluating forecasts, forecast accuracy, forecast efficiency, forecast monitoring, forecast revisions, forecast rigidity, macroeconomic forecasts, panel data, time series

JEL classification: E32, E37, G14

I. Einführung

Wirtschaftsprognosen sind Bestandteil unternehmerischer Planungsprozesse und spielen im Finanzsektor (Kapitalanlage) sowie in der Politik (Steueraufkommen, wirtschaftspolitische Maßnahmen) eine Rolle. Im Fokus der Öffentlichkeit steht dabei besonders die Konjunkturprognose auf Jahresbasis. Dabei wird für ein bestimmtes Jahr eine Serie von Prognosen abgegeben, und zwar sowohl vor Beginn als auch während des entsprechenden Jahres. Man spricht von sogenannten fixed-event-Prognosen, da der Zeitpunkt der Prognosegültigkeit immer gleich bleibt.

Besondere Aufmerksamkeit der Forschung richtet sich auf den Verlauf der Prognoserevisionen bis zum Gültigkeitszeitpunkt. Ziel ist es, Einblick in die Art und Weise der Erwartungsbildung der Prognostiker zu bekommen. Nach der maßgeblich von Muth (1961) und Lucas (1972) entwickelten Theorie der rationalen Erwartungsbildung wären nur diejenigen Prognosen effizient, in die sämtliche verfügbaren Informationen vollständig eingearbeitet worden sind. Als Konsequenz müssten die Prognosefehler rein zufällig sein und dürften keinesfalls mit verfügbaren Informationen korrelieren.

Aus der Problematik heraus, dass sich dies wegen der Menge der denkbaren relevanten Informationen und der mangelnden Transparenz der Prognoseprozesse kaum hinreichend testen lässt, hat Nordhaus (1987) eine Methode zur Überprüfung von Prognosen auf das Vorliegen sogenannter schwacher Informationseffizienz entwickelt. Das Konzept der schwachen Informationseffizienz ist von Fama (1970) im Zuge der „Efficient Market Hypothesis“ entwickelt worden und besagt, dass sich alle öffentlich verfügbaren vergangenen Kursinformationen in den Kursen an den Kapitalmärkten widerspiegeln. Nordhaus kommt zu dem Schluss, dass wenn man schon nicht die effiziente Verarbeitung aller Informationen für die Generierung von Prognosen testen kann, so aber doch zumindest ob die Prognosen der jüngsten Vergangenheit effizient verarbeitet worden sind. Demnach dürften sich keine Zusammenhänge zwischen den Prognoserevisionen ergeben. Der Verlauf der Prognoserevisionen müsste also unsystematisch sein und der Form eines random-walks gleichen.

Dies ist empirisch in der Regel jedoch nicht der Fall, wie schon Nordhaus (1987) sowie bspw. Doornik u. a. (2013) in einer aktuellen Studie zu Konjunkturprognosen festgestellt haben. Statt eines random-walks ist eine „Glättung“ der Prognosen zu beobachten, das sogenannte forecast smoothing. Dabei erfolgen überproportional häufig kleine schrittweise Anpassungen der Prognosen in die jeweils gleiche Richtung.

Hinsichtlich der mangelnden Effizienz der Informationsverarbeitung von Wirtschaftssubjekten werden verschiedene Ursachen diskutiert: Mankiw u. a. (2003) vermuten die Kosten der Informationsbeschaffung und damit verbundene seltenere Beschaffungen als Ursache (sticky information theory). In den Momenten in denen Informationen beschafft werden, verfügen die Prognostiker allerdings über vollständige Information gemäß der Theorie der rationalen Erwartungsbildung. Bei einer weiteren Theorie nach Woodford (2001) und Sims (2003) wird davon ausgegangen, dass die Prognostiker Informationen zwar effizient verarbeiten, die Informationen aber von zweifelhafter Qualität sind (imperfect information theory).

Tversky u. a. (1981) bringen verhaltensökonomische Ursachen in die Diskussion ein und sehen hier besonders die Geschwindigkeit der Informationsverarbeitung als Problem an: „we tend to break the good or bad news to ourselves slowly, taking too long to allow surprises to be incorporated into our forecasts“. Nicht zuletzt könnte die Nutzenfunktion der Prognostiker weitere Aspekte beinhalten, die der bestmöglichen Prognose entgegenstehen. So weist Nordhaus (1987) darauf hin, dass starke Prognosekorrekturen Irritationen bei den Nutzern hervorrufen könnten und daher erklärungsbedürftig sind.

In dieser Studie werden die Ergebnisse einer empirischen Analyse der Qualität und Revisionen von Konsensprognosen für die Wachstumsraten in den G7-Staaten von 1991-2012 bei einem maximalen Prognosehorizont von 24 Monaten vorgestellt. Dabei werden die effiziente Informationsverarbeitung hinsichtlich der Prognoserevisionen und die Prognosequalität einer genauen Betrachtung unterzogen. Die zentrale Hypothese dieser Studie lautet:

H1: Je effizienter die Prognoserevisionen im Sinne von Nordhaus erfolgen, desto geringer fallen die Prognosefehler aus.

Zudem erfolgt eine Suche nach möglichen Ursachen für den fortwährenden Revisionsbedarf. Hierzu werden aufbauend auf einer grafischen Analyse der 24-Monats-Prognosen zwei weitere Hypothesen entwickelt und untersucht. Zum einen fällt auf, dass die 24-Monats-Prognosen des BIP jedes Jahr sehr ähnlich ausfallen. Als zweites richtet sich der Blick auf die Höhe der Prognosen – da die Prognostiker offensichtlich im Mittel deutlich zu optimistische Annahmen hinsichtlich des Wachstums in den G7-Staaten getroffen haben.

Die Studie ist folgendermaßen aufgebaut: Im zweiten Abschnitt wird die Datenbasis für die Analyse erläutert. In Abschnitt 3 erfolgen eine Betrachtung der Qualität der Prognosen und der Höhe und Effizienz der Prognoserevisionen. Die zentrale Untersuchungshypothese wird am Ende des dritten Abschnitts beantwortet. Der vierte Abschnitt dient der Suche nach den Ursachen für den Revisionsbedarf. Mit einer Diskussion der Ergebnisse und einem Fazit im fünften Abschnitt schließt dieses Papier.

II. Datenbasis

Als Datenbasis für die Untersuchung dienen Konsensprognosen für das prozentuale Wachstum des Bruttoinlandsprodukts in den G7-Staaten, die durch die britische Fachzeitschrift *Consensus Forecasts* erhoben worden sind. Jeden Monat werden zahlreiche Banken und Wirtschaftsforschungsinstitute seitens des herausgebenden Unternehmens *Consensus Economics* hinsichtlich ihrer Einschätzung der zukünftigen Entwicklung volks- und finanzwirtschaftlicher Kennzahlen befragt. Für das Wachstum des Bruttoinlandsprodukts wird die Prognose der Entwicklung des laufenden sowie des kommenden Jahres erhoben. So wird bspw. in der März-Ausgabe 2011 je eine Prognose für das Gesamtjahr 2011 und eine Prognose für das Jahr 2012 publiziert. Der Prognosehorizont der Prognose für das Jahr 2011 beträgt dabei 10 Monate (bis zum Ende des laufenden Jahres) und für das Jahr 2012 22 Monate (bis zum Ende des Folgejahres). Aus dieser Form der Datenerhebung ergeben sich für jedes Jahr 24 Prognosen bei einem sich stetig verkürzenden Prognosehorizont, so dass eine Betrachtung der monatlichen Prognoserevisionen ohne weiteres möglich wird.

Die arithmetischen Mittelwerte der je nach Land etwa 15-35 Einzelprognosen pro Monat werden von *Consensus Forecasts* als sogenannte Konsensprognose veröffentlicht. Die Zeitschrift ist Ende 1989 das erste Mal erschienen. Das erste Jahr, für welches Prognosen mit allen 24 Prognosehorizonten vorliegen, ist demnach 1991. Die betrachtete Datenbasis erstreckt sich von 1991 – 2012, womit bei je 24 Prognosen und 7 Staaten insgesamt 3696 Konsensprognosen in die Untersuchung einbezogen werden. Diese liegen in einer dreidimensionalen Panelstruktur vor (Prognosehorizont, Jahr, Land).

Prognosegegenstand ist die Wachstumsrate des BIP in den jeweiligen G7-Staaten. Dabei wird ebenfalls die Zeitschrift *Consensus Forecasts* als Datenquelle herangezogen. Für die Analyse findet diejenige Wachstumsrate Verwendung, die in der Mai-Ausgabe für das jeweils vorhergehende Jahr veröffentlicht wurde. Diese Vorgehensweise ist auf folgende Abwägung zurückzuführen: Bedient man sich heutiger Zeitreihen, die von den jeweiligen statistischen Ämtern für die vergangenen Jahrzehnte veröffentlicht werden, kann es durchaus zu Änderungen in der Berechnungsmethodik gekommen sein. Solche Strukturbrüche in den Daten

waren für die Prognostiker in aller Regel nicht vorhersehbar, so dass man sie auch nicht daran messen sollte. Greift man im Gegenteil auf Daten zurück, die direkt nach Vollendung des prognostizierten Jahres im Januar des Folgejahres veröffentlicht wurden, so basiert die Zahl zu großen Teilen noch auf Schätzungen. Die Diskussion über die Verwendung der „richtigen“ Vergleichsdaten wird bei empirischen Studien zur Evaluation von Wirtschaftsprognosen regelmäßig geführt, bspw. ausführlich bei Croushore (2006). Die Wahl der Mai-Ausgabe erfolgt analog zu einer Analyse der gleichen Datenbasis von Dovern und Weisser (2008).

Da die Datenbasis seit der Erstausgabe von Consensus Forecasts im Oktober 1989 kontinuierlich wächst und inzwischen eine beachtliche Größe erreicht hat, nimmt die Frequenz der Publikationen zu. Blix (2001), Loungani (2001), Spiwoks (2004), Isiklar u. a. (2006), Heilemann und Klinger (2006), Isiklar und Lahiri (2007), Batchelor (2007), Lahiri und Sheng (2008), Osterloh (2008), Spiwoks u. a. (2008a), Spiwoks u. a. (2008b), Ager u. a. (2009), Spiwoks u. a. (2010), Dovern und Weisser (2011), Gubaydullina u. a. (2011), Dovern u. a. (2012) sowie nochmals Dovern u. a. (2013) haben empirische Studien auf der Basis der Daten von Consensus Economics veröffentlicht. Dabei standen neben der Prognosequalität vor allem die Einigkeit der Prognostiker untereinander, die starke Orientierung der Prognostiker an der Gegenwart zum Zeitpunkt der Prognoseerstellung, die mögliche Verzerrtheit und Effizienz der Prognosen sowie der Umgang der Prognostiker mit neuen Informationen in Form von Prognoserevisionen im Vordergrund.

III. Prognosequalität und Revisionen

Für die Analyse der BIP-Prognosen erfolgt zunächst mit Hilfe des mittleren absoluten Prognosefehlers (*MAP*) die Betrachtung der durchschnittlichen Abweichung der Prognosen *P* von der tatsächlichen Wachstumsrate *BIP*. Hierzu wird zum jeweiligen Zeitpunkt *t* die absolute Abweichung berechnet, aggregiert und anschließend mit der Gesamtzahl der Beobachtungen *T* gewichtet.

$$(1) \quad MAP = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |P_t - BIP_t|$$

Anschließend erfolgt eine Darstellung der Änderung der Prognosequalität zum jeweils vorhergehenden Prognosehorizont *h*.

$$(2) \quad \Delta MAP = MAP_h - MAP_{h-1}$$

Die Ergebnisse der Berechnungen sind Abbildung 1 und Abbildung 2 zu entnehmen.

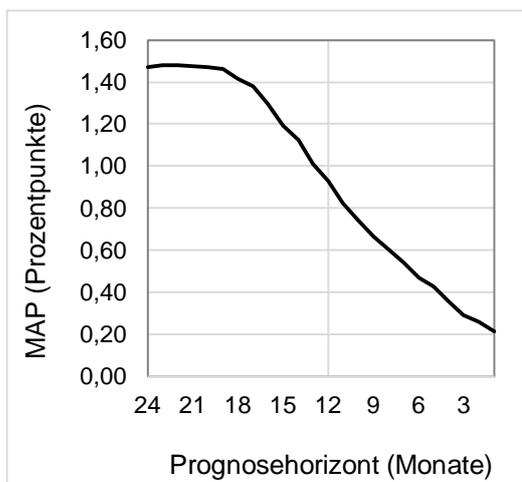


Abbildung 1: Mittlerer absoluter Prognosefehler

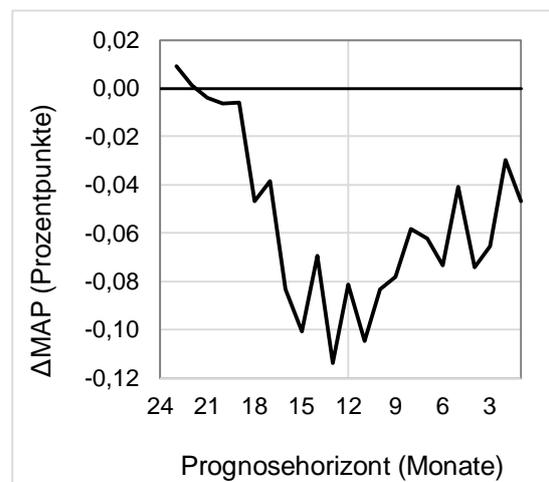


Abbildung 2: Unterschied des Mittleren absoluten Prognosefehlers zum jeweiligen vorherigen Prognosehorizont

Zunächst bestätigt sich der Stand der Forschung insofern, als dass sich die Prognosen mit abnehmenden Prognosehorizont deutlich verbessern. Während das Wirtschaftswachstum im Januar für das jeweilige Folgejahr noch mit einem durchschnittlichen Fehler von über 1,4%-Punkten vorhergesagt wurde, lag dieser im Januar für das jeweils laufende Jahr nur noch bei 0,93%-Punkten.

Die Betrachtung des Qualitätsunterschieds zum jeweils vorhergehenden Prognosehorizont zeigt auf, in welcher Geschwindigkeit sich die Qualität der Konsensprognosen mit der zunehmenden Nähe zum Prognosegegenstand verbessert (Abbildung 2). Im ersten halben Jahr (Prognosehorizont 24 – 19 Monate) verbessern sich die Prognosen nicht und verharren auf einem hohen Fehlerniveau von 1,46 – 1,47 Prozentpunkten. Danach kommt es zu merklichen Verbesserungen. Die deutlichsten Fortschritte in der Prognosequalität werden bei den Prognosen im Oktober (Prognosehorizont 15 Monate; -10 Basispunkte) und Dezember (Prognosehorizont 13 Monate; -11 Basispunkte) für das Folgejahr sowie bei den Prognosen im Februar (Prognosehorizont 11 Monate; -10 Basispunkte) für das laufende Jahr gemessen. Es lässt sich zunächst festhalten, dass sich die Prognosefehler ausgehend von einem hohen Niveau ab einem Prognosehorizont von 18 Monaten verringern.

Um die Qualität besser bewerten zu können, erfolgt nun die Hinzuziehung Maßstabs. Hierzu wird der *MAP* mit der durchschnittlichen Änderung des BIP im Untersuchungszeitraum verglichen. Dies führt zum mittleren absoluten skalierten Prognosefehler (*MAPS*)¹.

$$(3) \quad MAPS = \frac{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |P_t - BIP_t|}{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |BIP_{t-1} - BIP_t|}$$

Bei einem Ergebnis von 1 entspricht der *MAP* der durchschnittlichen Änderung der Wachstumsrate des BIP im Untersuchungszeitraum. Der Prognoseaufwand erscheint erst gerechtfertigt, wenn der Wert deutlich unter 1 liegt. Tabelle 1 sind die Ergebnisse der Berechnungen des *MAPS* für die Prognosen des BIP der G7-Staaten bei ausgewählten Prognosehorizonten zu entnehmen.

¹ Hyndman und Koehler (2006)

Tabelle 1: Mittlerer absoluter skaliertes Prognosefehler der Prognosen für das BIP der G7-Staaten bei ausgewählten Prognosehorizonten

PH*	USA	UK	Deutschland	Japan	Frankreich	Kanada	Italien
24	0,87	0,67	1,09	0,87	0,84	0,84	1,06
21	0,86	0,67	1,05	0,89	0,89	0,86	1,06
18	0,78	0,62	1,05	0,85	0,93	0,81	1,02
15	0,63	0,53	0,87	0,72	0,75	0,77	0,81
12	0,51	0,42	0,60	0,63	0,53	0,62	0,60
1	0,11	0,11	0,13	0,15	0,16	0,12	0,12

*PH=Prognosehorizont in Monaten

Lediglich die BIP-Prognosen für Großbritannien weisen bei den größeren Prognosehorizonten einen *MAPS* von deutlich unter 1 auf (0,67). Selbst bei den Prognosen, die im Oktober für das nächste Jahr abgegeben werden (Prognosehorizont 15 Monate), ist der *MAPS* bei fast allen G7-Staaten noch nennenswert hoch. Der Prognosefehler beträgt zu diesem Zeitpunkt im Mittel etwa dreiviertel der durchschnittlichen jährlichen Schwankung der realisierten Wachstumsraten.

Im Mittelpunkt der Studie stehen die Revisionen der Prognosen, d. h. die jeweiligen Korrekturen gegenüber den vorhergehenden Prognosen. Dabei werden zunächst die Mittelwerte der Revisionen (*MRev*) und die Mittelwerte der absoluten Revisionen ermittelt (*MARev*). Die beiden Maße unterscheiden sich in der unterschiedlichen Handhabung der Saldierung positiver und negativer Revisionen. Sei *P* die Prognose für das Jahr *y* im Land *i*, *h* der Prognosehorizont und *n* die Gesamtzahl Prognosen, dann berechnet sich die *MRev* wie folgt:

$$(4) \quad MRev = \frac{1}{n} (P_{y,i,h} - P_{y,i,h-1})$$

Um die gesamte Höhe der Revisionen zu ermitteln, zieht der *MARev* die absoluten Revisionen zur Ermittlung des arithmetischen Mittels heran:

$$(5) \quad MARev = \frac{1}{n} |P_{y,i,h} - P_{y,i,h-1}|$$

Für den Prognosehorizont von 24 Monaten gibt es keine vorhergehende Prognose, sodass erst ab einem Prognosehorizont von 23 Monaten Revisionen untersucht werden können. Bei einem Untersuchungszeitraum von 22 Jahren und

einem Umfang von 7 Staaten ergeben sich für jeden Prognosehorizont 154 Beobachtungen. Die Darstellung der Ergebnisse der Berechnungen als G7-Mittelwerte erfolgt in Abbildung 3 und Abbildung 4.

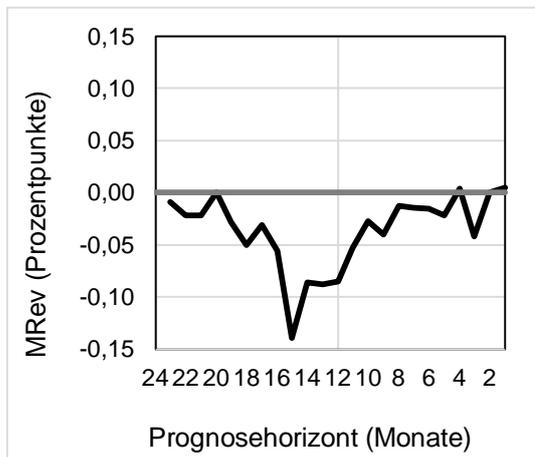


Abbildung 3: Durchschnittliche Prognoserevisionen

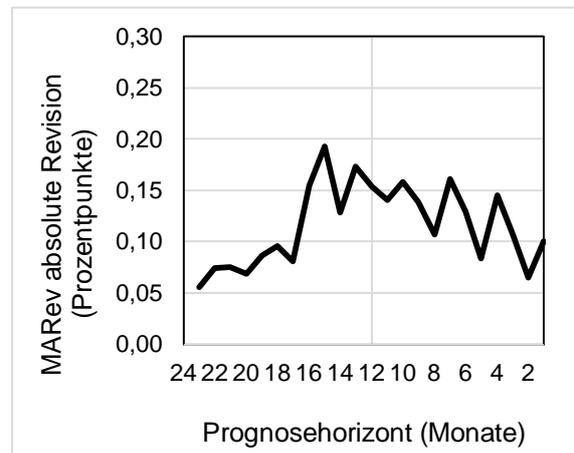


Abbildung 4: Absolute durchschnittliche Prognoserevisionen

Die stärkste Revisionsaktivität findet in den Monaten vor dem Jahreswechsel und dort vor allem im Oktober (Prognosehorizont 15 Monate) statt. Die durchschnittlichen Revisionen sind dabei negativ. Setzt man diese in Relation zu den absoluten Revisionen wird deutlich, dass das Ausmaß der Revisionen zu etwa 75% nach unten erfolgt. Scheinbar werden besonders Wachstumsabschwächungen spät erkannt und machen umfangreiche Revisionen erforderlich. Dieses Phänomen verschwindet nach und nach bei den Prognosen für das laufende Jahr. Zwar werden im letzten Halbjahr immer noch monatlich Revisionen in Höhe von 0,1 Prozentpunkten des BIP-Wachstums vorgenommen, diese verteilen sich jedoch fast gleichmäßig auf positive und negative Revisionen.

Setzt man diese Erkenntnisse in Relation zur Verbesserung der Prognosequalität, so ergibt sich ein konsistentes Bild. Bei den Prognosen im ersten halben Jahr für die Wachstumsraten im Folgejahr erfolgen kaum Revisionen – auch eine Verbesserung der Prognosequalität ist kaum feststellbar. Danach verbessern sich die Prognosen ab Oktober (Prognosehorizont 15 Monate) deutlich – einhergehend mit einer hohen Revisionsaktivität. Diese geht bei den Prognosen für das

laufende Jahr zurück, womit auch die Qualitätsverbesserung abnimmt. Das Potenzial für weitere (absolute) Verbesserungen ist zu diesem Zeitpunkt jedoch schon eingeschränkt, da die Prognosefehler bereits vergleichsweise niedrig sind.

Die Betrachtung der durchschnittlichen und absoluten Prognoserevisionen gibt jedoch noch keinerlei Aufschluss darüber, ob diese autokorreliert sind und somit ein Verstoß im Sinne der effizienten Informationsverarbeitung nach Nordhaus (1987) vorliegt. Um dies zu erkennen, muss der Zusammenhang zwischen den Revisionen betrachtet werden. Hierzu wird mittels des von Nordhaus (1987) vorgeschlagenen Tests überprüft, ob schwache Informationseffizienz bei den Konsensprognosen für die G7-Staaten vorliegt. Hierzu wird eine Regressionsanalyse mittels der Methode der kleinsten Quadrate durchgeführt. Abhängige Variable ist jeweils die Prognoserevision der Prognose des BIP für das Jahr y im jeweiligen Land i , welche sich aus der Differenz zur einen Monat vorher für den gleichen Prognosegegenstand abgegebenen Prognose P ergibt (zum Prognosehorizont $h-1$). Unabhängige Variable ist die vorherige Prognoserevision zwischen den beiden Prognosen der Prognosehorizonte $h-2$ und $h-1$.

$$(6) \quad P_{y,i,h} - P_{y,i,h-1} = \alpha + \beta(P_{y,i,h-1} - P_{y,i,h-2}) + \varepsilon$$

Für das Vorliegen schwacher Effizienz dürfte die vorherige Revision keinen Zusammenhang zur folgenden Prognoserevision aufweisen. Hierfür genügt der Nachweis von $\beta = 0$. Die Berechnung der Standardfehler erfolgt konservativ nach Driscoll und Kraay (1998), da komplexe Korrelationsmuster zwischen den Konsensprognosen für die einzelnen Länder bestehen dürften.

Der längste Prognosehorizont, für den die hier vorgestellte Schätzung des Revisionskoeffizienten durchgeführt werden kann, beträgt 22 Monate und greift auf die Prognosen von Januar - März für das kommende Jahr zurück. Die Revision der Februar-Prognose für das kommende Jahr ist die abhängige Variable und die vorhergehende Revision der Januar-Prognose für das kommende Jahr die unabhängige Variable. Die betrachteten 22 Jahre in Verbindung mit der Eingrenzung auf die G7-Staaten führen zu 154 Beobachtungen mit dem Ergebnis $\beta=0,12$ (p -Wert=0,34; nicht signifikant). Die Schätzung wird für alle 21 niedrigeren Progno-

sehorizonte wiederholt. Die Höhe des Revisionskoeffizienten β und mit den oberen und unteren Grenzen der 5%-igen Irrtumswahrscheinlichkeit ist Abbildung 5 zu entnehmen.

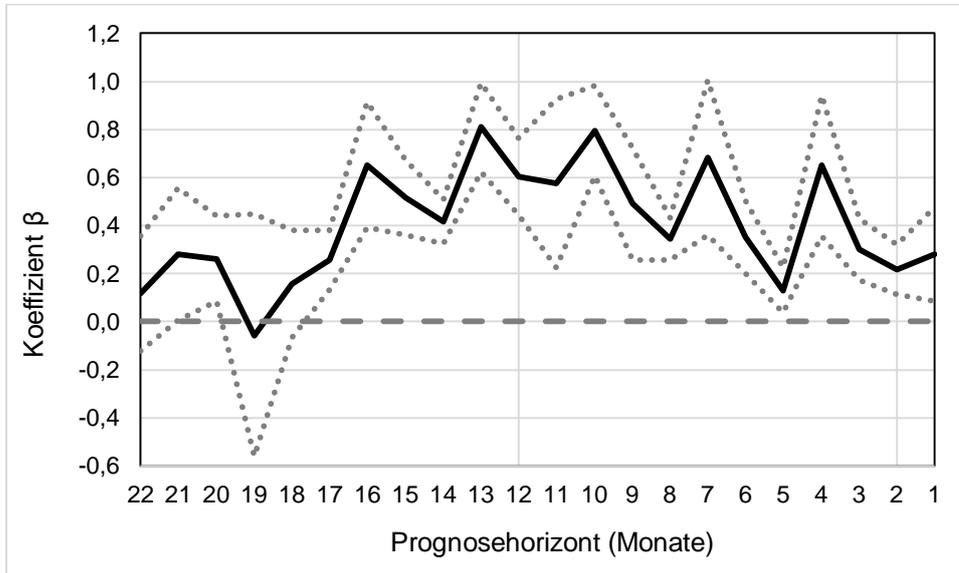


Abbildung 5: Ergebnisse der Schätzung des Revisionskoeffizienten

Für das erste halbe Jahr ist kaum ein signifikanter Zusammenhang zwischen den vorherigen und den folgenden Revisionen der Konjunkturprognosen feststellbar. Bei denjenigen Prognosen, die ab dem September für das Folgejahr abgegeben wurden (Prognosehorizont 16 Monate), steigt der Koeffizient auf über 0,4 an und erreicht bei den Prognosen im Dezember für das kommende Jahr sein Höhepunkt ($\beta=0,8$). Bei den anschließenden Prognosen für das laufende Jahr sinkt der Koeffizient im Mittel wieder – bleibt jedoch zu jedem Zeitpunkt signifikant über 0. Effiziente Informationsverarbeitung nach Nordhaus ($\beta=0$) könnte allenfalls für die Prognosen des ersten halben Jahrs für das Folgejahr gelten (Prognosehorizonte 22-18 Monate).

Das Ergebnis fügt sich mit einem arithmetischen Mittelwert von 0,4 nahtlos in die Ergebnisse anderer Studien ein, wenngleich die Koeffizienten dort nicht mit monatlichen sondern mit Revisionen im Abstand von jeweils einem Quartal geschätzt worden sind. Dovert u. a. (2013) kommen auf horizontübergreifende Werte zwischen 0,37 für Industrie- und 0,4 für Schwellenländer. Sie stellen bei

den Prognosehorizonten von 10 und 13 Monaten die höchsten Werte fest (maximal 0,57). Coibion und Gorodnichenko (2010) kommen bei verschiedenen weiteren Datenquellen auf Werte zwischen 0,38 und 0,7.

Die zentrale Untersuchungshypothese lautet:

H1: Je effizienter die Prognoserevisionen im Sinne von Nordhaus erfolgen, desto geringer fallen die Prognosefehler aus.

Die Hypothese muss klar verworfen werden. Bei den hohen Prognosehorizonten von 18 Monaten oder mehr erfolgt die Informationsverarbeitung effizient, aber mit Blick auf die Höhe der Prognosefehler besonders erfolglos. So sind die mittleren absoluten Prognosefehler (Abbildung 1) sowie die mittleren absoluten skalierten Prognosefehler (Tabelle 1) zu diesem Zeitpunkt besonders hoch. Nun ließe sich noch einwenden, dass die Fehler zwar hoch sind, die effiziente Informationsverarbeitung jedoch zu einem schnellen Rückgang führt. Mit Blick auf die Verringerung der Fehler in Abbildung 2 wird jedoch deutlich, dass bei den hohen Prognosehorizonten die geringsten monatlichen Fortschritte zu erkennen sind. Zentrales Ergebnis ist somit, dass es keinen positiven Zusammenhang zwischen der Verbesserung der Prognosequalität auf der einen Seite und einer effizienten Informationsverarbeitung nach Nordhaus auf der anderen Seite gibt. Dies lässt sich möglicherweise mit der vollkommenen Unkenntnis der Prognostiker erklären: „Planlose“ Änderungen der Prognosen in die eine oder andere Richtung sind eben „effizient“, da sich diese in Revisionen in Form eines random-walks manifestieren.

IV. Ursachen für den Revisionsbedarf

Der vorige Abschnitt hat gezeigt, dass die bei der Prognose für das BIP-Wachstum des Folgejahres im Februar beginnende Kette von Prognoserevisionen ab einem Prognosehorizont von 17 Monaten keinem random-walk mehr unterliegt. Wie sich ebenfalls herausgestellt hat, erfolgen die Revisionen nicht gleichmäßig, sondern weisen im Mittel einen Schwerpunkt in Form einer starken Korrektur nach unten bei den im Herbst für das Folgejahr abgegebenen Prognosen auf. Betrachtet man die durchschnittliche 24-Monats-Konsensprognose für das Wachstum der G7-Staaten im Vergleich zu den realisierten Wachstumsraten (Abbildung 6), lassen sich Ursachen für den Revisionsbedarf im Zeitverlauf vermuten.

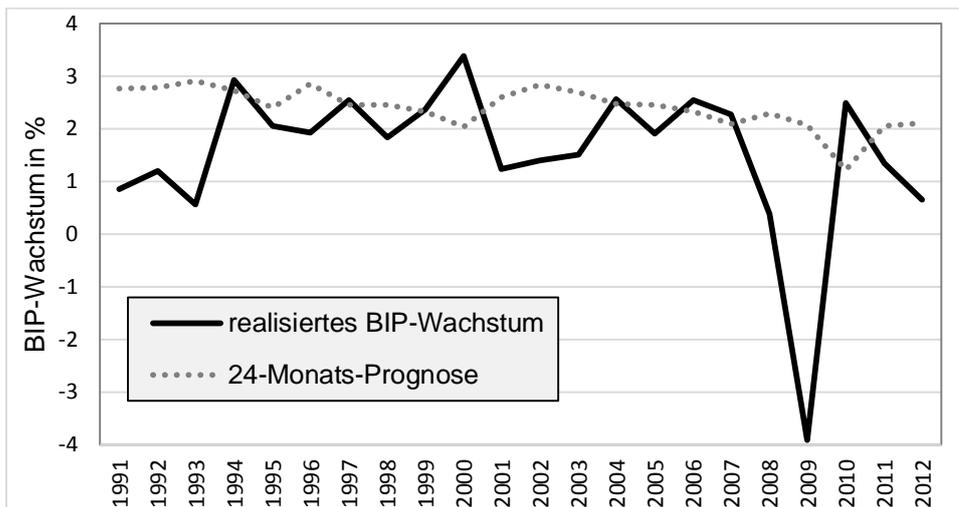


Abbildung 6: Durchschnittliches BIP-Wachstum in den G7-Staaten und entsprechende 24-Monats-Konsensprognose von 1991-2012

Während das durchschnittliche Wachstum in den G7-Staaten starken Schwankungen unterworfen ist, scheinen die 24-Monats-Prognosen weitgehend konstant. Aufbauend auf diesem optischen Eindruck soll folgende Hypothese untersucht werden:

H2: Ein Teil des Revisionsbedarfs resultiert aus der niedrigen Standardabweichung der 24-Monats-Prognosen.

Weiterhin scheinen die Prognosen im Mittel zu hoch zu sein. Neben dem Ausnahmejahr 2009 ist dies auch Anfang der 90er Jahre, 2001-2003 und zuletzt 2012 deutlich der Fall. Jahre, in denen die 24-Monats-Prognosen zu niedrig waren,

erscheinen hingegen deutlich weniger aufzutreten. Die Untersuchung der zweiten möglichen Ursache für den Revisionsbedarf erfolgt auf der Basis folgender Hypothese:

H3: Ein Teil des Revisionsbedarfs lässt sich durch die im Mittel deutlich zu hoch abgegebenen Prognosen erklären.

Zunächst richtet sich der Blick auf H2. Dabei wird als erstes für jeden G7-Staat und jeden Prognosehorizont die Standardabweichung σ berechnet und anschließend durch die Standardabweichung des eingetretenen BIP-Wachstums dividiert.

$$(7) \quad \sigma - \text{Koeffizient} = \frac{\sigma_{\text{Prognosezeitreihe}}}{\sigma_{\text{BIP-Wachstumsrate}}}$$

Diese Vorgehensweise führt zu einem einfach zu interpretierendem Vergleich der Unterschiede. Werte < 1 zeigen an, dass die Prognosen eine geringere Standardabweichung als die eingetretenen Wachstumsraten aufweisen. Bei Werten > 1 ist die Standardabweichung größer. Ein Wert von 1 zeigt an, dass die Standardabweichungen der Prognosen und der Wachstumsraten gleich hoch sind. Die folgende Abbildung zeigt den Verlauf der berechneten σ -Koeffizienten für die G7-Staaten nach Prognosehorizonten.

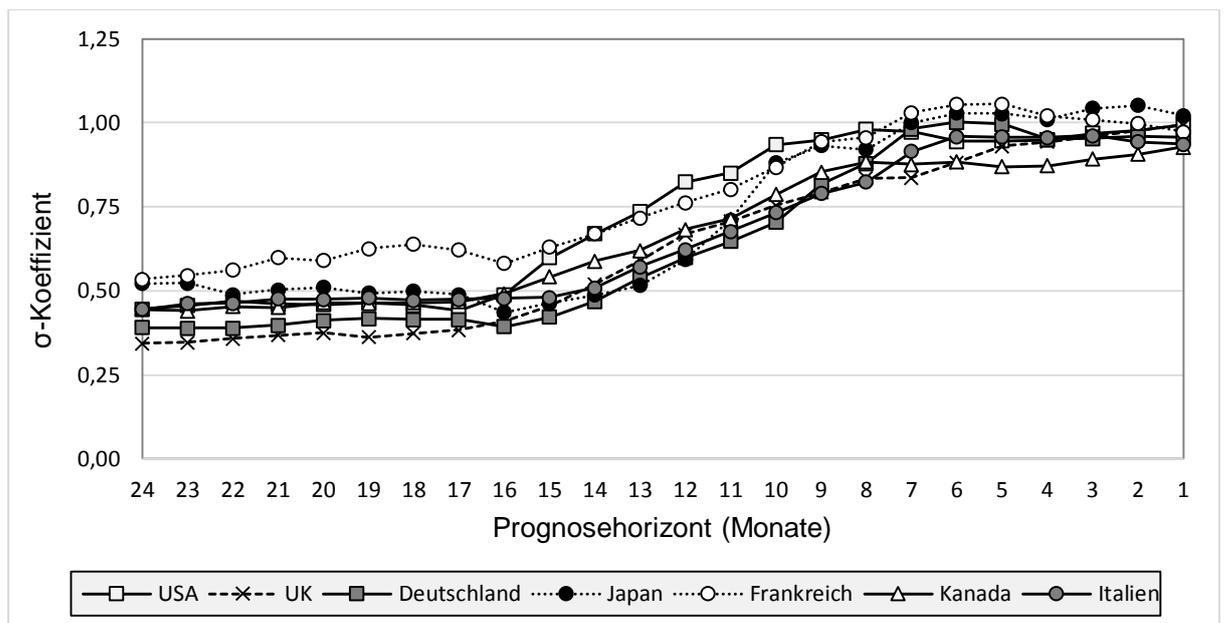


Abbildung 7: Gegenüberstellung der Standardabweichung von Prognosen und Wachstumsrate in den G7-Staaten mittels eines Koeffizienten

Es zeigt sich, dass die Standardabweichungen der Prognosen zunächst nur etwa halb so hoch wie die der tatsächlich eingetretenen Wachstumsraten liegen. Erst ab einem Prognosehorizont von 16 Monaten steigen die Koeffizienten deutlich an. Bei den sehr niedrigen Prognosehorizonten wird in etwa die Standardabweichung der Wachstumsraten in den G7-Staaten erreicht (Werte um 1), da die realisierten Werte im laufenden Jahr immer mehr Bestandteil der Prognosen werden. Wenngleich die Niveaus zwischen den einzelnen Staaten leichte Unterschiede offenbaren, so zeigt sich das Phänomen der zunächst sehr niedrigen Standardabweichungen für alle Staaten gleichermaßen.

Mittels eines F-Tests² wird die Hypothese überprüft, dass die Standardabweichung der Prognosen und des realisierten Wachstums gleich hoch sind. Die Irrtumswahrscheinlichkeit, dass diese Hypothese zu Unrecht verworfen wird, ist Tabelle 2 zu entnehmen.

² F-Test zum Vergleich zweier Varianzen nach Brown und Forsythe (1974). Das verwendete Verfahren ist robust hinsichtlich der Annahme, dass die zugrundeliegenden Zeitreihen normalverteilt sind. Dies lässt sich wegen der geringen Zahl der Beobachtungen pro Jahr und Prognosehorizont ($n=22$) nicht mit Sicherheit feststellen. Das Standardverfahren führt zu insgesamt sehr ähnlichen Resultaten.

Tabelle 2: Irrtumswahrscheinlichkeit, dass die Hypothese gleicher Standardabweichungen von Prognosen und Wachstumsraten in den G7-Staaten zu Unrecht abgelehnt wird.

PH	USA	Deutschland	UK	Japan	Frankreich	Kanada	Italien
24	0,435%***	2,749%**	1,200%**	1,852%**	0,915%***	0,630%***	5,379%*
23	0,607%***	2,912%**	1,207%**	1,971%**	1,379%**	0,524%***	6,646%*
22	0,887%***	2,802%**	1,492%**	1,123%**	1,920%**	0,757%***	6,174%*
21	0,695%***	3,329%**	1,717%**	1,503%**	3,003%**	0,666%***	7,447%*
20	0,672%***	3,616%**	1,846%**	1,464%**	2,921%**	0,865%***	8,105%*
19	0,723%***	3,914%**	1,826%**	1,297%**	6,274%*	0,909%***	8,565%*
18	0,491%***	3,943%**	2,578%**	1,405%**	7,770%*	1,009%**	8,137%*
17	0,368%***	3,968%**	3,502%**	1,209%**	5,906%*	1,137%**	9,266%*
16	0,885%***	3,062%**	5,579%*	0,447%***	4,264%*	2,044%**	10,148%
15	4,452%**	5,657%*	9,308%*	0,773%***	7,879%*	5,330%*	9,902%*
14	9,533%*	9,505%*	16,550%	1,228%**	12,064%	9,107%*	11,755%
13	17,306%	15,104%	24,753%	1,993%**	13,160%	12,460%	14,992%
12	31,365%	20,503%	37,429%	6,138%*	20,893%	17,422%	19,544%
11	41,126%	24,931%	44,999%	12,722%	28,032%	17,761%	23,545%
10	61,661%	33,200%	52,748%	30,815%	38,337%	27,145%	31,407%
9	66,584%	49,530%	60,691%	43,848%	49,720%	35,900%	37,930%
8	71,926%	57,970%	66,581%	43,606%	56,070%	41,993%	43,448%
7	72,890%	74,455%	67,953%	61,739%	73,762%	43,338%	60,177%
6	68,414%	80,355%	80,444%	86,735%	82,179%	52,178%	66,227%
5	72,929%	81,788%	89,972%	88,225%	87,901%	48,032%	69,283%
4	72,082%	85,699%	95,382%	84,083%	96,137%	56,559%	73,268%
3	83,958%	88,841%	99,231%	93,682%	97,395%	67,494%	77,354%
2	88,850%	94,361%	96,189%	92,068%	90,923%	71,157%	79,391%
1	95,988%	95,879%	90,900%	93,402%	85,521%	75,232%	77,647%

PH = Prognosehorizont; * = Irrtumswahrscheinlichkeit < 10%, ** = Irrtumswahrscheinlichkeit < 5%, *** = Irrtumswahrscheinlichkeit < 1%;

Es wird unabhängig vom jeweiligen G7-Staat deutlich, dass die Prognosen für das kommende Jahr signifikant geringere Standardabweichungen ausweisen, als die tatsächlich eingetretenen Wachstumsraten. Für die Mehrheit der Staaten liegt der Wert erst ab den Oktober-Prognosen für das kommende Jahr (Prognosehorizont 15 Monate) über dem 5%-Niveau der Irrtumswahrscheinlichkeit. Man kann in diesem Bereich also sicher davon ausgehen, dass die Standardabweichungen der Prognosen und der tatsächlichen Wachstumsraten nicht zufallsbedingt, sondern systematisch voneinander abweichen. Lediglich für Italien liegt das Signifikanzniveau bei den höheren Prognosehorizonten durchweg über 5%, allerdings unter 10%. Bei den Prognosen für das laufende Jahr ändert sich dieses Bild

grundlegend – die Standardabweichungen haben sich angenähert. Die Hypothese *H2* lässt sich demnach vorläufig bestätigen, da zumindest bei den Prognosen für das kommende Jahr eine sehr niedrige Standardabweichung im Vergleich zu den realisierten Wachstumsraten vorliegt.

Neben der großen Konstanz der Prognosen legt Abbildung 6 nahe, dass die 24-Monats-Prognosen im Durchschnitt zu hoch ausgefallen sein könnten. Dies hat zur Bildung der dritten Hypothese geführt:

H3: Ein Teil des Revisionsbedarfs lässt sich durch die im Mittel deutlich zu hoch abgegebenen Prognosen erklären.

Zu hohe Prognosen werden an dieser Stelle nicht erstmals thematisiert. Heilemann und Klinger (2006) weisen auf das Phänomen hin und sprechen für die G7-Staaten von „positiven Verzerrungen“ der Prognosen. Für Deutschland sei keine der Rezessionen frühzeitig erkannt worden. Generelle Aussagen lassen sich jedoch nicht treffen, wie der umgekehrte Befund von Blix (2001) zeigt. Er kommt zu dem Schluss, dass die Prognosen in den neunziger Jahren zu niedrig ausgefallen sind – vor allem für die USA.

Zur Überprüfung dieser Hypothese in Bezug auf die Datenbasis dieser Studie wird im Folgenden der Mittlere Prognosefehler (*MP*) ermittelt. *P* ist dabei die Prognose und *BIP* die realisierte Wachstumsrate jeweils zum Zeitpunkt *t*. Die Durchschnittswerte werden unter Zuhilfenahme der Gesamtzahl der Prognosen *T* ermittelt. Anders als beim *MAP* heben sich Über- und Unterschätzungen der Prognostiker gegenseitig auf, so dass dauerhafte Über- oder Unterschätzungen offensichtlich werden.

$$(8) \quad MP = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T P_t - BIP_t$$

Die Ergebnisse im G7-Durchschnitt sind Abbildung 8 zu entnehmen. In Abbildung 9 wird dargestellt, wie viel Prozent bezogen auf die Anzahl der Prognosen zu hoch waren.

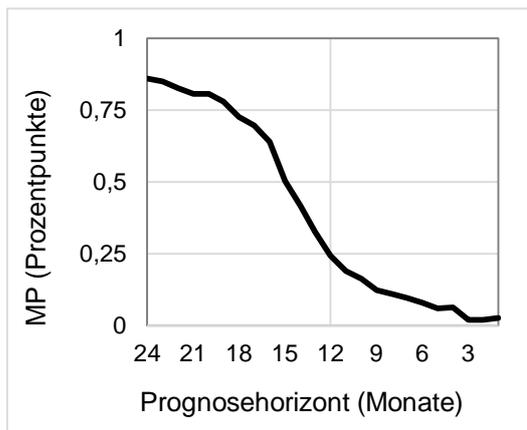


Abbildung 8: Mittlerer Prognosefehler

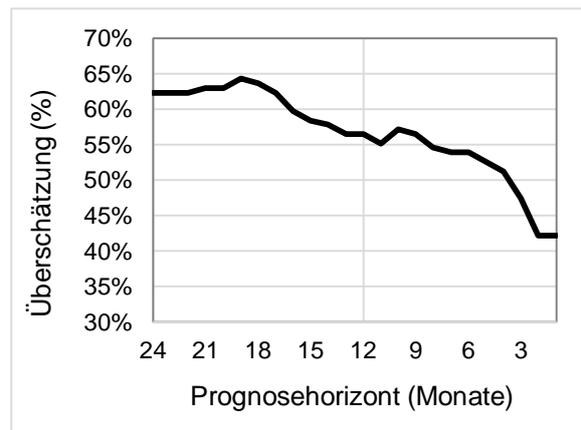


Abbildung 9: Häufigkeit der Überschätzung des BIP-Wachstums in Prozent

Im Mittel ist das Wachstum in den G7-Staaten erheblich überschätzt worden. Diejenigen Prognosen, die im ersten halben Jahr für das Wachstum des Folgejahres abgegeben worden sind, weisen eine Überschätzung von über 0,75%-Punkten auf. Der Prognosehorizont von 24 Monaten geht mit einer Überschätzung von 0,86%-Punkten einher. Zieht man den im 2. Kapitel ermittelten absoluten Prognosefehler von 1,47%-Punkten in die Bewertung mit ein, so lässt sich sagen, dass knapp 80% der Höhe der Prognosefehler Folge von Überschätzungen sind. In Abbildung 9 wird deutlich, dass zunächst über 60% der Prognosen zu hoch ausgefallen sind. Der Erwartungswert in einem Szenario effizienter Prognosen beträgt 50% und wird erst bei den Prognosen für das laufende Jahr erreicht. Somit lässt sich die 3. Hypothese ebenfalls vorläufig bestätigen, d. h. dass ein Teil des Revisionsbedarfs durch die im Mittel deutlich zu hohen Prognosen zu erklären ist.

Die Daten zeigen also, dass

1. Anfang jeden Jahres sehr ähnliche Prognosen für das Folgejahr abgegeben werden
2. und dass diese im Durchschnitt deutlich zu hoch ausfallen.

Das erste Phänomen ist in einer Welt der rationalen Erwartungsbildung nur erklärbar, wenn kaum Informationen und / oder Kenntnisse über die volkswirtschaftlichen Zusammenhänge vorliegen. In einer solchen Situation wäre es rational, den zukünftigen Konjunkturverlauf bspw. anhand der vergangenen durch-

schnittlichen Wachstumszahlen des betrachteten Wirtschaftsraums zu approximieren. Dies impliziert den niedrigsten Erwartungswert bezüglich der Höhe des Revisionsbedarfs.

Auch das zweite Phänomen ist unter Umständen mit rationalen Erwägungen erklärbar. So ist es durchaus fraglich, ob sich der vorsichtige Prognostiker am arithmetischen Mittel der vergangenen realisierten Wachstumsraten orientieren sollte. Jahren mit eher durchschnittlichen Wachstumsraten stehen deutliche Ausreißer nach unten gegenüber, wie der Vergleich der Mittelwerte und des jeweiligen Median der G7-Staaten im Untersuchungszeitraum veranschaulicht.

Tabelle 3: Arithmetisches Mittel und Median des BIP-Wachstums der G7-Staaten im Vergleich

	USA	UK	Deutschland	Japan	Frankreich	Kanada	Italien
Arithm. Mittel	2,54	1,51	1,38	1,01	1,47	2,20	0,68
Median	2,75	2,10	1,60	1,20	1,60	2,60	1,10
Differenz	-0,21	-0,22	-0,59	-0,19	-0,13	-0,40	-0,42

σ = Standardabweichung des BIP-Wachstums / der Prognosen für den Untersuchungszeitraum 1991-2012.

In allen Staaten liegt der Mittelwert unter dem Median. Die Jahre mit sehr niedrigen Wachstumsraten (G7-Durchschnitt 2009: -3,91; 2008: 0,37; 1993: 0,56) sind erheblich weiter vom arithmetischen Mittel aller Wachstumsraten entfernt als die Jahre mit hohen Wachstumsraten (G7-Durchschnitt 2000: 3,37; 1994: 2,91; 2004: 2,56). Auch ohne Berücksichtigung des „Ausnahmejahres“ 2009 liegt der Median in allen Staaten über dem arithmetischen Mittel. Bei Prognosen unter Unsicherheit kann es durchaus rational sein, sich eher am Median der vergangenen Jahre zu orientieren als am arithmetischen Mittel. Für einzelne Jahre mit sehr schwachen Wachstumsraten fällt der Prognosefehler dann umso größer aus. In den meisten Jahren jedoch ist er entsprechend niedriger.

Es ist also denkbar, dass das in der Literatur diskutierte Phänomen der mangelnden Effizienz von Prognoserevisionen vorwiegend auf den erheblichen Revisionsbedarf im Fall von Rezessionen zurückzuführen ist. In Abbildung 10 und Abbildung 11 erfolgen analog zum 3. Abschnitt eine Darstellung der mittleren (absoluten) Prognoserevisionen. Nun jedoch werden die Ergebnisse für die G7-Staaten in jeweils eine Hälfte mit den höheren und eine Hälfte mit den niedrigeren

Wachstumsraten geteilt. Es erfolgt also ein Vergleich der Revisionen für die Jahre mit hohen und für die Jahre mit niedrigen realisierten Wachstumsraten.

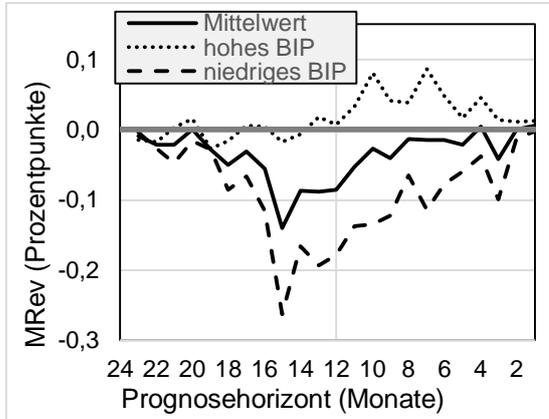


Abbildung 10: Durchschnittliche Prognoserevisionen bei hohen und niedrigen Wachstumsraten

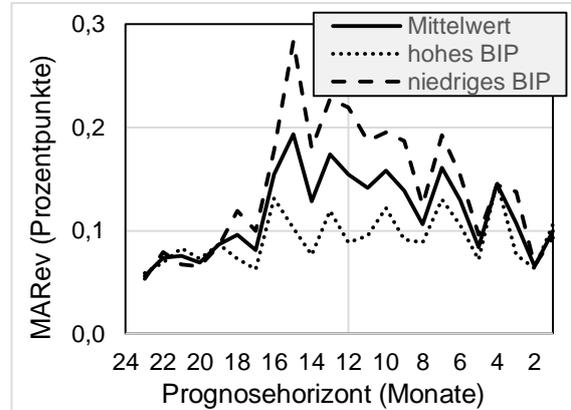


Abbildung 11: Absolute durchschnittliche Prognoserevisionen bei hohen und niedrigen Wachstumsraten

Es offenbaren sich erhebliche Unterschiede zwischen den Jahren mit den höheren und den niedrigeren Wachstumsraten. Zunächst ist in Abbildung 10 zu erkennen, dass sich die Revisionen für die Jahre mit höheren Wachstumsraten bei den Prognosen für das kommende Jahr gegenseitig aufheben und im Mittel nahe 0 liegen. Anders stellt sich dies für die Prognosen für Jahre mit den niedrigeren Wachstumsraten dar. Ab einem Prognosehorizont von 18 Monaten erfolgen sehr deutliche Korrekturen nach unten. Mit einer durchschnittlichen Abwärtsrevision von 0,26 Prozentpunkten findet dieser Prozess bei den Prognosen im Oktober (Prognosehorizont 15 Monate) seinen Höhepunkt. In Abbildung 11 wird deutlich, dass der Revisionsbedarf für die Jahre mit niedrigen Wachstumsraten zeitweise mehr als doppelt so hoch ist.

V. Fazit

Konjunkturprognosen, die für ein bestimmtes Jahr abgegeben werden, werden bis zum jeweiligen Jahresende regelmäßig revidiert. Eine aus der Theorie der rationalen Erwartungsbildung abgeleitete Forderung an die Prognostiker ist es, dass sämtliche neue Informationen sofort vollumfänglich in die neue Prognose eingearbeitet werden. Demnach müssten die Revisionen nach Nordhaus (1987) einem Random-walk unterliegen. Diese Studie bestätigt zunächst den aktuellen Stand der Forschung dahingehend, dass sich auch bei einer monatsweisen Betrachtung von Revisionen für Konsensprognosen bezüglich des BIP-Wachstums in den G7-Staaten in der Regel kein random-walk einstellt, die Revisionen also nicht effizient sind.

Der Fokus der Untersuchung liegt auf einem differenzierten Blick auf den zeitlichen Verlauf und dem Zusammenhang zwischen der Höhe der Prognosefehler und der Effizienz der Prognoserevision. Es zeigt sich, dass diejenigen Prognosen, die im ersten Halbjahr für das BIP-Wachstum des Folgejahres abgegeben werden, effizient im Sinne der Theorie der rationalen Erwartungsbildung sind. Die Prognosefehler liegen zu diesem Zeitpunkt konstant auf hohem Niveau und nehmen kaum ab. Danach erfolgt bei sich verkürzendem Prognosehorizont Monat für Monat eine Verbesserung der Prognosen. Dies geschieht jedoch nicht effizient im Sinne der Theorie der rationalen Erwartungsbildung, da die Revisionen mit ihrem jeweiligen Vormonatswert korreliert sind. Als zentrales Untersuchungsergebnis lässt sich also festhalten, dass eine effiziente Informationsverarbeitung im Sinne von Nordhaus keinesfalls mit geringeren Prognosefehlern einhergeht.

Die Studie weist darüber hinaus auf zwei mögliche Ursachen für den Revisionsbedarf hin. Die anfänglichen Prognosen weisen eine geringe Standardabweichung auf – es werden also für jedes Jahr zunächst ähnlich hohe Prognosen abgegeben. Der Prognosegegenstand, die jährliche Wachstumsrate des BIP, zeigt diesbezüglich erheblich höhere Abweichungen. Mit rückläufigem Prognosehorizont erhöht sich die Standardabweichung und gleicht sich immer mehr der Standardabweichung der Wachstumsraten an. Die zweite Ursache ist die Höhe der Prognosen, da diese deutlich über der durchschnittlichen Wachstumsrate in

den G7-Staaten liegt. Dies impliziert im Mittel einen Revisionsbedarf der Prognosen nach unten. Eine tiefergehende Analyse ergibt, dass sich bei den Prognosen für das kommende Jahr lediglich für die Jahre mit niedrigen Wachstumsraten ein einseitiger und hoher Revisionsbedarf ergibt.

Am Ende ist es fraglich, ob der Fokus auf die Effizienz von Prognoserevisionen einen sinnvollen Beitrag für die empirische Analyse von Konjunkturprognosen liefern kann. Anders als bei Prognosen in den Naturwissenschaften (bspw. Sonnenfinsternis) ist die konjunkturelle Entwicklung zum Zeitpunkt der Prognoseabgabe (höchstwahrscheinlich) nicht durch Gesetzmäßigkeiten determiniert, die es „nur“ noch durch immer differenziertere Methoden aufzudecken gilt. Wenn sich Rezessionen Schritt für Schritt entwickeln sollten und bei jedem Schritt Unklarheit über den weiteren Verlauf herrscht, ist auch eine schrittweise Anpassung der Prognosen die einzig mögliche und einzig sinnvolle Vorgehensweise.

VI. Literaturverzeichnis

- Ager, P. / Kappler, M. / Osterloh, S. (2009): „The accuracy and efficiency of the Consensus Forecasts: A further application and extension of the pooled approach“, *International Journal of Forecasting*, Bd. 25, Nr. 1, S. 167–181.
- Batchelor, R. (2007): „Bias in macroeconomic forecasts“, *International Journal of Forecasting*, Bd. 23, Nr. 2, S. 189–203.
- Blix, M. (2001): „How good is the forecasting performance of major institutions?“, *Sveriges Riksbank economic review*, Bd. 12, Nr. 3, S. 38–68.
- Brown, M. B. / Forsythe, A. B. (1974): „Robust Tests for the Equality of Variances“, *Journal of the American Statistical Association*, Bd. 69, Nr. 346, S. 364–367.
- Coibion, O. / Gorodnichenko, Y. (2010): „Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts“, *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, Bd. No. 16537.
- Croushore, D. (2006): Forecasting with real-time macroeconomic data, in: Graham, E. / Granger, C. W. J. / Timmermann, A. (Herausgeber), Reihe Handbook of Economic Forecasting, Bd. 1.
- Dovern, J. / Fritsche, U. / Loungani, P. / Tamirisa, N. (2013): „Information Rigidities in Economic Growth Forecasts: Evidence from a Large International Panel“, *IMF Working Paper*, Bd. 13, Nr. 56.
- Dovern, J. / Fritsche, U. / Slacalek, J. (2012): „Disagreement Among Forecasters in G7 Countries“, *Review of Economics & Statistics*, Bd. 94, Nr. 4, S. 1081–1096.
- Dovern, J. / Weisser, J. (2008): „Are they really rational? Assessing professional macro-economic forecasts from the G7-countries.“, *Kiel Working Paper, IFW*, Nr. 1447.
- Dovern, J. / Weisser, J. (2011): „Accuracy, unbiasedness and efficiency of professional macroeconomic forecasts: An empirical comparison for the G7“, *International Journal of Forecasting*, Bd. 27, Nr. 2, S. 452–465.
- Driscoll, J. C. / Kraay, A. C. (1998): „Consistent Covariance Matrix Estimation With Spatially Dependent Panel Data“, *Review of Economics & Statistics*, Bd. 80, Nr. 4, S. 549–560.
- Fama, E. (1970): „Efficient Capital Markets, A Review of Theory and Empirical Work“, *Journal of Finance*, Bd. 25, S. 383–417.
- Gubaydullina, Z. / Hein, O. / Spiwoks, M. (2011): „The Status Quo Bias of Bond Market Analysts“, *Journal of Applied Finance & Banking*, Bd. 1, Nr. 1, S. 31–51.

- Heilemann, U. / Klinger, S. (2006): „Zu wenig Wettbewerb?: Zu Stand und Entwicklung der Genauigkeit makroökonomischer Prognosen“. In *Wirtschaftspolitik im Systemwettbewerb, Schriften des Vereins für Socialpolitik*, Berlin, S. 225–257.
- Hyndman, R. J. / Koehler, A. B. (2006): „Another look at measures of forecast accuracy“, *International Journal of Forecasting*, Bd. 22, Nr. 4, S. 679–688.
- Isiklar, G. / Lahiri, K. (2007): „How far ahead can we forecast? Evidence from cross-country surveys“, *International journal of forecasting*, Bd. 23, Nr. 2, S. 167–187.
- Isiklar, G. / Lahiri, K. / Loungani, P. (2006): „How Quickly Do Forecasters Incorporate News? Evidence from Cross-Country Surveys“, *Journal of Applied Econometrics*, Bd. 21, Nr. 6, S. 703–725.
- Lahiri, K. / Sheng, X. (2008): „Evolution of forecast disagreement in a Bayesian learning model“, *Journal of Econometrics*, Bd. 144, Nr. 2, S. 325–340.
- Loungani, P. (2001): „How accurate are private sector forecasts? Cross-country evidence from consensus forecasts of output growth“, *International journal of forecasting*, Bd. 17, Nr. 3, S. 419–432.
- Lucas, R. E. (1972): „Expectations and the neutrality of money“, *Journal of Economic Theory*, Bd. 4, Nr. 2, S. 103–124.
- Mankiw, N. G. / Reis, R. / Wolfers, J. (2003): „Disagreement About Inflation Expectations“, *NBER Macroeconomics Annual*, Bd. 18.
- Muth, J. F. (1961): „Rational Expectations and the Theory of Price Movements“, *Econometrica*, Bd. 29, Nr. 3, S. 315–335.
- Nordhaus, W. D. (1987): „Forecasting Efficiency: Concepts and Applications“, *The review of economics and statistics*, Bd. 69, Nr. 4, S. 667–674.
- Osterloh, S. (2008): „Accuracy and Properties of German Business Cycle Forecasts“, *Applied Economics Quarterly*, Bd. 54, Nr. 1, S. 27–57.
- Sims, C. A. (2003): „Implications of rational inattention“, *Swiss National Bank/Study Center Gerzensee Conference on Monetary Policy under Incomplete Information*, Bd. 50, Nr. 3, S. 665–690.
- Spiwoks, M. (2004): „External Triggered Herding bei Rentenmarkt-Analysten“, *Financial Markets and Portfolio Management*, Bd. 18, Nr. 1, S. 58–83.
- Spiwoks, M. / Bedke, N. / Hein, O. (2008): „Forecasting the past - The case of U.S. interest rate forecasts“, *Financial Markets and Portfolio Management*, Bd. 22, S. 357–379.
- Spiwoks, M. / Bedke, N. / Hein, O. (2010): „Topically Orientated Trend Adjustment and Autocorrelation of the Residuals - An Empirical Investigation of

the Forecasting Behavior of Bond Market Analysts in Germany“, *Journal of Money, Investment and Banking*, Nr. 14, S. 16–35.

Tversky, A. / Kahneman, D. / Choice, R. (1981): „The framing of decisions“, *Science*, Bd. 211, S. 453–458.

Woodford, M. (2001): „Imperfect Common Knowledge and the Effects of Monetary Policy“, *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, Bd. No. 8673.