

Verlässlichkeit der EU-Methode zur Schätzung des Produktionspotenzials in Deutschland

18

Steffen Henzel und Claire Thürwächter

Zur Konjunkturbereinigung des Budgetdefizits im Rahmen des EU-Fiskalpakts und der Schuldenbremse in Deutschland ist die sogenannte Produktionsfunktionsmethode vorgeschrieben. Das so ermittelte strukturelle Defizit soll den Spielraum für die Fiskalpolitik verbindlich festlegen. Insofern kommt der Methode der Konjunkturbereinigung eine zentrale Rolle bei der Gestaltung der Fiskalpolitik zu. Der vorliegende Aufsatz nimmt eine erste Abschätzung der bisherigen Umsetzung der EU-Methode für Deutschland für die Jahre 2010 bis 2015 vor und liefert erste Hinweise, inwiefern die derzeitige Methode als bindende Regel für die Fiskalpolitik geeignet ist.

Die Trennung der Wirtschaftsleistung einer Volkswirtschaft in konjunkturelle und strukturelle Einflussfaktoren ist ein zentrales Element nachhaltiger Wirtschaftspolitik. So gibt das unbeobachtbare Produktionspotenzial – die strukturelle Wirtschaftsleistung – sowie die damit einhergehende Produktionslücke – die konjunkturbedingte Abweichung der Wirtschaftsleistung vom Produktionspotenzial – Aufschluss über die Ausrichtung der Fiskalpolitik. Seit 2012 steht die Produktionslücke sogar im Zentrum der Regelbindung der Fiskalpolitik in der Europäischen Union im Rahmen des Fiskalpakts. Die Schätzwerte für die Produktionslücke legen dabei den finanzpolitischen Spielraum fest, unter dem sich die Mitgliedsländer verschulden dürfen. Demnach muss das strukturelle – also das um konjunkturelle und einmalige Faktoren bereinigte – Defizit weniger als 0,5% des Bruttoinlandsprodukts betragen. Darüber hinaus gilt in Deutschland seit 2011 auf nationaler Ebene die Schuldenbremse, die im Grundgesetz verankert ist (Artikel 109 Absatz 3, Artikel 115). Gemäß der strikteren Regelung durch die deutsche Schuldenbremse darf dieses Defizit 0,35% des strukturellen BIP nicht überschreiten.

Die Konjunkturkomponente des Defizits berechnet sich aus zwei Faktoren: aus der Semielastizität des Budgets zur geschätzten Produktionslücke und der Produktionslücke selbst. Beide Faktoren sind nicht direkt beobachtbar und müssen mittels statistischer Verfahren geschätzt werden. Seit dem Frühjahr 2008 erstellen die Wirtschaftsforschungsinstitute im Rahmen der halbjährlichen Gemeinschaftsdiagnose für die Bundesregierung eine Schätzung des konjunkturbereinigten Bruttoinlandsprodukts (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose

2008). Die Schätzungen der Institute dienen der Bundesregierung als Basis ihrer eigenen Berechnungen. Seit dem Jahr 2010 erfolgt die Schätzung nach den Vorgaben der Europäischen Kommission, die in mehreren Stufen überarbeitet wurden (vgl. Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose 2010; Denis et al. 2006; D'Auria et al. 2010; Havik et al. 2014).

Dieser Artikel nimmt eine erste vorläufige Evaluation der bisherigen Ergebnisse der Jahre 2010 bis 2015 vor. Da der betrachtete Zeitraum noch sehr kurz ist, wird zu überprüfen sein, ob sich die ermittelten Resultate im weiteren Zeitablauf halten lassen. Da das Produktionspotenzial nicht beobachtbar ist, ist eine Evaluation anhand der späteren Realisation nicht möglich. Daher sollen im Folgenden die Revisionen des Produktionspotenzials und dessen Komponenten dokumentiert und analysiert werden. Dabei wird aufgezeigt, in welchem Ausmaß die Schätzungen bislang in Echtzeit revidiert werden mussten. Die Analyse soll bei der Beurteilung helfen, inwiefern die derzeitige Methode als bindende Regel für die Fiskalpolitik geeignet ist.

Die Verlässlichkeit der geschätzten Zahlen ist eine wichtige Anforderung an das Verfahren. Stellt sich beispielsweise eine in Echtzeit diagnostizierte konjunkturelle Schwächephase später als strukturelles Problem heraus, wäre eine Fiskalpolitik gemäß Schuldenbremse möglicherweise zu expansiv, und dies könnte die Nachhaltigkeit der Staatsfinanzen gefährden. Zudem stellt sich die Frage, inwiefern Revisionen des geschätzten Potenzialpfads aus heutiger Sicht erklärt werden können. Schließlich soll geklärt werden, ob weitere Informationsquellen genutzt werden können, um spätere Revisionen zu verringern.

Methode zur Konjunkturbereinigung des Defizits

Die Methode der Konjunkturbereinigung stützt sich auf eine (Cobb-Douglas)-Produktionsfunktion mit den Inputfaktoren Arbeit (L) und Kapital (K) sowie der Totalen Faktorproduktivität (Solow-Residuum, SR):¹

$$Y = SR \times L^a \times K^{(1-a)},$$

wobei der Output Y durch das Bruttoinlandsprodukt gemessen wird, und $a = 0.65$ ist die – von der EU-Kommission vorgegebene – Produktionselastizität der Arbeit (vgl. D’Auria et al. 2010; Havik et al. 2014). Der konjunkturbereinigte Potenzialpfad des Bruttoinlandsprodukts ($YPOT$) ergibt sich demnach aus den Trendverläufen des Faktors Arbeit in Stunden (LT), dem Kapitalstock² und dem Trend der Total Faktorproduktivität (SRT):

$$YPOT = LT^{0.65} \times K^{0.35} \times SRT$$

Der Faktor Arbeit wird dabei in weitere Komponenten zerlegt: die Bevölkerung im arbeitsfähigen Alter ($POPW$), der Trend der Partizipationsrate ($PARTT$), inflationsstabile (d.h. gleichgewichtige) Arbeitslosenquote ($NAWRU$) und der Trend der durchschnittlichen Arbeitszeit je Erwerbstätigen ($HOURST$):³

$$LT = POPW \times PARTT \times (1 - NAWRU) \times HOURST.$$

Der trendmäßige Verlauf der Erwerbspersonen (EPT) ergibt sich aus $EPT = POPW \times PARTT$.⁴ Die durchschnittliche Produktivität des Faktors Arbeit berechnet sich gemäß $PRODT = YPOT / LT$. Der Kapitalstock K wird mit Hilfe der Bruttoinvestitionen und der Abschreibungen auf die Anlagegüter fortgeschrieben.

Es wird deutlich, dass folgende konjunkturbereinigte Trendverläufe geschätzt werden müssen: $PARTT$, $NAWRU$, $HOURST$, SRT . Bei der Umsetzung der Filterverfahren werden die Prognosen für das laufende und das kommende Jahr jeweils als gegeben unterstellt.⁵ Zur Konjunkturbereinigung der einzelnen Komponenten werden allerdings unterschiedliche Verfahren angewendet. So werden die Partizipationsrate und die Arbeitszeit mit Hilfe eines HP-Filters geglättet (vgl. Hodrick und Prescott 1997). Vor Anwendung des HP-Filters erfolgt eine Fortschreibung der Partizipationsrate

um weitere drei Jahre und der Arbeitszeit um weitere sechs Jahre mittels eines autoregressiven Modells (»medium-term extension«). Der Trend des Solow-Residuums SRT wird durch ein strukturelles Zeitreihenmodell und den Kalman-Filter extrahiert (vgl. Planas, Roeger und Rossi 2010). Eine »medium-term extension« für das Solow-Residuum ist nicht vorgesehen. Zur Berechnung der $NAWRU$, d.h. die Arbeitslosenquote, die keinen Lohndruck erzeugt, wird eine Phillips-Kurve herangezogen (vgl. Havik et al. 2014). Dabei wird die unbeobachtbare $NAWRU$ ebenfalls über ein strukturelles Zeitreihenmodell und Kalman-Filter geschätzt. Eine Fortschreibung für weitere drei Jahre wird hier mit einer einfachen Regel gewonnen, nach der für das erste der drei Jahre die Hälfte der Veränderung des Vorjahres auf den Vorjahreswert addiert wird; in den beiden restlichen Jahren wird Konstanz unterstellt.

Im Wesentlichen lassen sich vier Gründe für Revisionen der Potenzialschätzung ausmachen. Erstens ist die Trennung der beobachteten Entwicklung am aktuellen Rand in eine Trend- und eine Konjunkturkomponente mittels statistischer Verfahren mit Unsicherheit behaftet. So macht das Eintreffen neuer Informationen bzw. Datenpunkte die Schätzungen verlässlicher, aber oft auch eine Korrektur der zuvor ermittelten Werte notwendig (Endpunktproblem). Zweitens wird das zugrunde liegende Datenmaterial selbst überarbeitet (Datenrevisionen). Drittens werden nach dem EU-Verfahren die Prognosen für das laufende und das kommende Jahr bei der Berechnung berücksichtigt (Prognoserevision). Viertens werden die verwendeten Modelle und Verfahren an eine geänderte Datenlage angepasst und optimiert (u.a. Wahl des Glättungsparameters, Modell zur autoregressiven Fortschreibung für die »medium-term extension«).

Die Konjunkturkomponente des Budgetsaldos bezogen auf das Bruttoinlandsprodukt errechnet sich dann aus dem Produkt der Produktionslücke $YGAP = Y/YPOT - 1$ mit der Semielastizität des Budgets bezüglich der Produktionslücke. Letztere wird für Deutschland (Gesamtstaat) auf 0,55 geschätzt (vgl. Mourre, Astarita und Princen 2014).

Ergebnisse für die Jahre 2010 bis 2015

Abbildung 1 zeigt die mit dem EU-Verfahren generierten Schätzungen für EPT , $NAWRU$, $HOURST$, $dSRT$ und LT sowie für die Wachstumsrate des Potenzials ($dYPOT$).⁶ Da die Schätzungen im Herbst 2010 beginnen und halbjährlich durchgeführt werden, stehen zehn verschiedene Schätzungen zur Verfügung. Im Herbst 2010 liegen dabei Trendschätzungen

¹ Eine Cobb-Douglas-Produktionsfunktion ist auch in der Durchführungsverordnung zu Artikel 115 Grundgesetz (»Schuldenbremse«) vorge-schrieben. Vgl. Artikel 115-Verordnung vom 9. Juni 2010 (BGBl. I S. 790).

² Unter der Annahme dass der maximale Beitrag des Kapitals zur Produktion der vollen Auslastung des bestehenden Kapitalstocks entspricht, wird die Komponente K keinem Glättungsverfahren unterzogen. Die Größe des bestehenden Kapitalstocks wird durch das fortlaufende Inventurverfahren bestimmt (vgl. Havik et al. 2014).

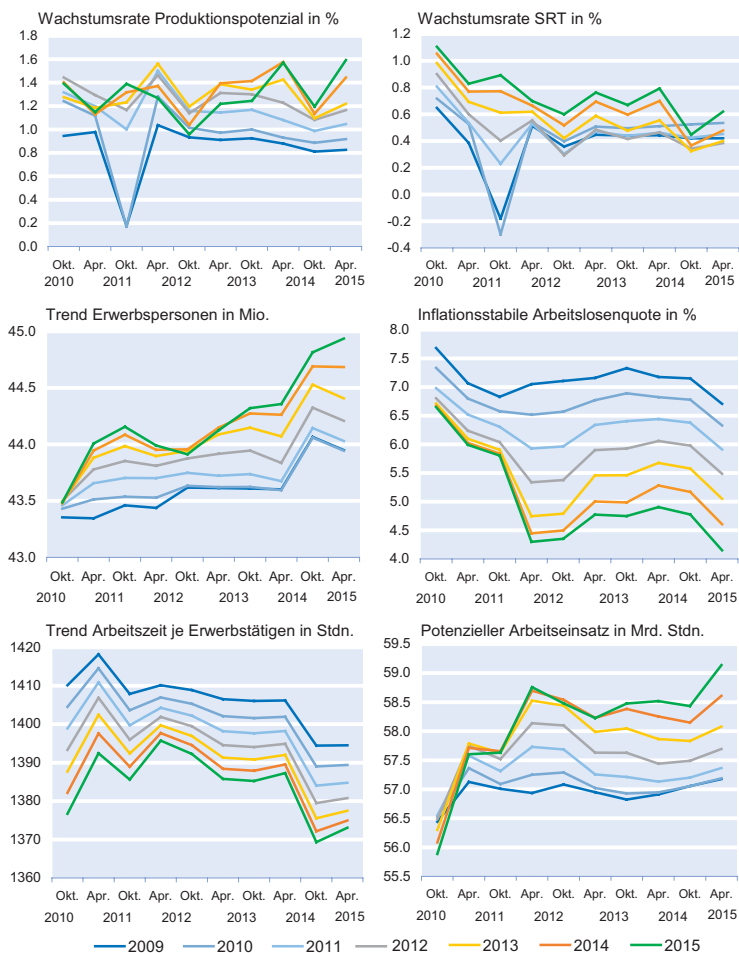
³ Da das Arbeitsvolumen L aus der amtlichen Statistik bekannt ist, wird die Partizipationsrate als Restgröße ermittelt.

⁴ Da im Herbst 2012 die Definition der Personen im erwerbsfähigen Alter geändert wurde, ergibt sich ein Bruch sowohl bei $POPW$ als auch bei $PARTT$. Im Folgenden wird daher nur die Verlässlichkeit der Schätzung für EPT untersucht.

⁵ Beispielsweise umfasst der Stützzeitraum für die Schätzung im Frühjahr 2015 die Jahre 1970 bis 2016.

⁶ Wir beschränken die Analyse auf die Wachstumsrate des Produktionspotenzials $dYPOT$, da sich die Niveauewerte des realen Bruttoinlandsprodukts zu unterschiedlichen Referenzjahren (Referenzjahr 2005 bis Herbst 2014, danach Referenzjahr 2010) nicht miteinander vergleichen. Aus demselben Grund wird nur die Veränderung der Totalen Faktorproduktivität betrachtet. Zudem sind die Revisionen der Niveauewerte $YPOT$ im Herbst 2014 maßgeblich durch die Umsetzung des ESVG 2010 bestimmt.

Abb. 1
Schätzungen der Analysen



Anmerkung: Die Linien zeigen die Schätzwerte für die jeweilige Trendkomponente für die Jahre 2009 bis 2015 bei unterschiedlichen Datenständen von Herbst 2010 bis Frühjahr 2015.

Quelle: Berechnungen der Autoren.

zungen für die Jahre 1971 bis 2015 vor. Die Analyse betrachtet allerdings nur die Schätzungen beginnend mit dem Jahr 2009, der aktuellsten amtlichen Zahl für das Bruttoinlandsprodukt im Herbst 2010. Sie endet im Jahr 2015, dem letzten verfügbaren Wert aus der Schätzung im Herbst 2010.

In Abbildung 1 wird deutlich, dass die Wachstumsrate des Produktionspotenzials im betrachteten Zeitraum teilweise deutlichen Änderungen unterworfen war. Allerdings scheinen die dortigen Revisionen wenig systematisch. Ähnliche Schwankungen verzeichnet auch die TFP-Trendwachstumsrate, die allerdings in der Tendenz über die Jahre nach unten angepasst wurde; von durchschnittlich 0,9% auf rund 0,5%. Demgegenüber wurde die Schätzung des Erwerbspersonenpotenzials im Laufe der Zeit deutlich angehoben. So liegt der Schätzwert für das Jahr 2015 heute um 1,5 Millionen Personen höher als im Jahr 2010. Auch die inflationsstabile Arbeitslosenquote (NAWRU) wurde zunächst höher eingeschätzt

und seit dem Jahr 2010 für alle Jahre nach unten angepasst, wobei die Schätzungen (fälschlicherweise) zwischenzeitlich leicht nach oben korrigiert wurden. Bei der durchschnittlichen Arbeitszeit lässt sich im Herbst 2014 eine größere Korrektur der Trendschätzungen nach unten konstatieren. Alles in allem wurde der potenzielle Arbeitseinsatz (LT) zunächst als zu niedrig eingeschätzt. Insbesondere für die Jahre 2014 und 2015 wurde eine Aufwärtskorrektur der Zahlen notwendig.

Tabelle 1 fasst die *durchschnittliche absolute Revision (MAR)* von der ersten zur zweiten Schätzung zusammen. Die erste Spalte enthält die Revision der Schätzung von Herbst auf Frühjahr, während in der zweiten Spalte die Revision von Frühjahr auf Herbst betrachtet wird. Die Unterscheidung bietet sich an, da nur im Frühjahr ein neuer amtlicher Jahreswert für die beobachteten Variablen, insbesondere das Bruttoinlandsprodukt, veröffentlicht wird. In die Revision von Herbst auf Frühjahr geht daher ein Prognosefehler ein, der bei Kurzfristprognose gemacht wurde, während sich in der Revision von Frühjahr auf Herbst eine Änderung der Kurzfristprognose bemerkbar macht. Es werden jeweils zwei verschiedene Trendschätzungen verglichen. Zum einen die EU-Methode (EU) und zum anderen ein HP-Filter mit dem Standardwert für den Glättungsparameter ($\lambda = 100$) ab 1970 ohne »medium-term extension« (HP). Um die Verlässlichkeit der Datengrundlage vor der Konjunkturbereinigung zu dokumentieren, enthält Tabelle 1 zudem die durchschnittliche Revision der zugrunde liegenden unbereinigten Daten (REV). Es werden jeweils drei Schätzwerte unterschieden: das vergangene Jahr ($t - 1$), das laufende Jahr (t) und das kommende Jahr ($t + 1$).⁷

Die Potenzialwachstumsrate gemäß EU-Methode musste demnach im betrachteten Zeitraum um $\pm 1/4$ Prozentpunkt revidiert werden. Allerdings fällt auf, dass die Konjunkturbereinigung der einzelnen Komponenten mit dem HP-Filter etwas geringere Revisionen hervorgebracht hätte. Schließlich scheint die Revision des geschätzten Potenzialwachstums wenig von der Revision der unbereinigten Daten abzuhängen; diese werden mit steigendem Zeithorizont deutlich stärker revidiert (beim Bruttoinlandsprodukt beträgt die mittlere absolute Revision bis zu 0,8 Prozentpunkte). Dabei sind so-

⁷ Die EU-Methode generiert Prognosen der Trendverläufe bis $t + 6$ (»medium-term extension«). Aus Platzgründen werden hier die weiter in die Zukunft reichenden Schätzwerte nicht dokumentiert. Schätzwerte für weiter zurückliegende Jahre dürften für die Politiksteuerung in Echtzeit kaum eine Rolle spielen.

Tab. 1
Mittlere absolute Revision der Potenzialschätzung

	Wachstumsrate Bruttoinlandsprodukt (dY) – MAR in %-Punkte						Wachstumsrate Totale Faktorproduktivität (dSR) – MAR in %-Punkte					
	Herbst			Frühjahr			Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV
<i>t</i> – 1	0,27	0,14	0,00	0,41	0,18	0,11	0,28	0,05	0,06	0,34	0,06	0,15
<i>t</i>	0,24	0,18	0,15	0,25	0,13	0,28	0,17	0,06	0,17	0,25	0,06	0,50
<i>t</i> + 1	0,23	0,21	0,44	0,22	0,14	0,80	0,17	0,07	0,24	0,21	0,06	0,57
	Arbeitseinsatz (L) – MAR in %						Wachstumsrate Arbeitseinsatz (dL) – MAR in %-Punkte					
	Herbst			Frühjahr			Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV
<i>t</i> – 1	0,60	0,37	0,00	0,15	0,38	0,49	0,19	0,11	0,00	0,16	0,26	0,31
<i>t</i>	0,82	0,60	0,47	0,20	0,51	0,43	0,23	0,27	0,48	0,06	0,15	0,39
<i>t</i> + 1	1,02	0,81	0,99	0,24	0,62	0,59	0,24	0,29	0,53	0,09	0,13	0,30
	Erwerbspersonen (EP) – MAR in %						Wachstumsrate Erwerbspersonen (dEP) – MAR in %-Punkte					
	Herbst			Frühjahr			Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV
<i>t</i> – 1	0,12	0,14	0,04	0,32	0,29	0,34	0,04	0,04	0,00	0,11	0,17	0,03
<i>t</i>	0,09	0,08	0,09	0,34	0,31	0,49	0,14	0,15	0,13	0,06	0,07	0,16
<i>t</i> + 1	0,24	0,21	0,33	0,40	0,40	0,50	0,21	0,20	0,28	0,08	0,09	0,17
	Arbeitslosenquote – MAR in %-Punkte						Veränderung Arbeitslosenquote – MAR in %-Punkten					
	Herbst			Frühjahr			Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV
<i>t</i> – 1	0,34	0,21	0,04	0,10	0,12	0,02	0,14	0,04	0,00	0,02	0,03	0,02
<i>t</i>	0,44	0,25	0,11	0,09	0,14	0,20	0,13	0,05	0,10	0,01	0,03	0,22
<i>t</i> + 1	0,55	0,30	0,44	0,10	0,17	0,30	0,14	0,04	0,34	0,01	0,03	0,21
	durchschnittliche Arbeitszeit je Erwerbstätigen (HOURS) – MAR in %						Wachstumsrate durchschn. Arbeitszeit je Erwerbstätigen (dHOURS) – MAR in %-Punkte					
	Herbst			Frühjahr			Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV	EU	HP	REV
<i>t</i> – 1	0,26	0,29	0,00	0,53	0,59	0,82	0,07	0,09	0,00	0,04	0,08	0,32
<i>t</i>	0,34	0,39	0,38	0,56	0,66	0,80	0,08	0,10	0,38	0,03	0,08	0,46
<i>t</i> + 1	0,41	0,50	0,54	0,58	0,74	0,81	0,08	0,11	0,33	0,02	0,08	0,19

Anmerkung: Die Tabelle dokumentiert die mittlere absolute Revision (MAR) der Potenzialschätzung im Herbst und im Frühjahr nach der EU-Methode (EU) und bei Anwendung des HP-Filters ($\lambda = 100$) ab 1970 ohne »medium-term extension« (HP) sowie die durchschnittliche Revision der jeweiligen unbereinigten Daten (REV). Die einzelnen Schätzungen stammen aus dem Zeitraum Herbst 2010 bis Frühjahr 2015. In den Zeilen werden drei Schätzwerte unterschieden: das vergangene Jahr (*t* – 1), das laufende Jahr (*t*) und das kommende Jahr (*t* + 1).

Quell: Eigene Berechnungen.

wohl bei der Totalen Faktorproduktivität als auch beim Arbeitseinsatz deutliche Korrekturen angezeigt. Die Trendrate des Solow-Residuums wurde in einer Größenordnung von 0,2 bis 0,3 Prozentpunkten revidiert. Auch hier fällt auf, dass der HP-Filter deutlich weniger starke Revisionen hervorruft. Dies ist insofern erstaunlich, als zur Konjunkturbereinigung des Solow-Residuums Befragungsdaten über den Auslastungsgrad der Wirtschaft einfließen, die die Schätzung stabilisieren sollten (vgl. Planas, Röger und Rossi 2010).

Wie Tabelle 1 zeigt, fällt die Revision der Komponenten des Faktors Arbeit recht unterschiedlich aus. In den Revisionen der Niveauewerte der Komponenten des Arbeitseinsatzes dürfte sich größtenteils die Generalrevision der VGR 2014 widerspiegeln; hier kam es zu einer Anhebung des Niveaus des Bruttoinlandsprodukts und der Erwerbstätigkeit sowie zu einer Absenkung der durchschnittlichen Arbeitszeit.⁸ Vor

diesem Hintergrund scheint der trendmäßige Verlauf der Zahl der Erwerbspersonen vor allem dann revidiert zu werden, wenn sich die Datengrundlage ändert. So ist die Revision für beide Größen im Frühjahr größer als im Herbst und für *t* + 1 größer als für *t* – 1. Die Ergebnisse, die sich mit dem HP-Filter erzielen lassen sind hier sehr ähnlich. Die EU-Methode verwendet ebenfalls den HP-Filter zur Glättung der Partizipationsrate, sie unterscheidet sich jedoch durch einen anderen Glättungsparameter ($\lambda = 10$) und die zusätzliche »medium-term extension«. Letztere scheint jedoch keine Stabilisierung der Schätzergebnisse herbeigeführt zu haben. Die NAWRU unterliegt offenbar vor allem im Herbst beträchtlichen Revisionen; sie wurde um durchschnittlich 0,55 Prozentpunkte (*t* + 1) korrigiert. Allerdings fallen die Revisionen der unbereinigten Daten ebenfalls beträchtlich aus. Auch hier hätte ein HP-Filter stabilere Ergebnisse geliefert. Für die

⁸ Für die Revision des Niveaus des Arbeitseinsatzes, des Erwerbspersonpotenzials und der durchschnittlichen Arbeitszeit schlägt zum Herbst

2014 die Generalrevision der VGR 2014 zu Buche, in deren Zuge die Zahl der Erwerbstätigen um rund 400 000 Personen nach oben korrigiert wurde, da u.a. ein erweiterter Personenkreis erfasst wurde.

Tab. 2
Mittlere absolute Revision der Produktionslücke

	Produktionslücke (YGAP) – MAR in %-Punkten					
	Herbst			Frühjahr		
	EU	HP	REV	EU	HP	REV
$t - 1$	0,58	0,30	NA	0,57	0,35	NA
t	0,54	0,39	NA	0,73	0,33	NA
$t + 1$	0,45	0,31	NA	0,45	0,44	NA

Anmerkung: Die Tabelle dokumentiert die mittlere absolute Revision (MAR) der Produktionslücke im Herbst und im Frühjahr. Der Potenzialpfad wurde nach der EU-Methode (EU) und durch Anwendung des HP-Filters ($\lambda = 100$) ab 1970 ohne »medium-term extension« (HP) geschätzt. Die einzelnen Schätzungen stammen aus dem Zeitraum Herbst 2010 bis Frühjahr 2015. Für die Werte im laufenden Jahr t sowie für das kommende Jahr $t + 1$ sind die jeweiligen Kurzfristprognosen der Institute für das Bruttoinlandsprodukt maßgeblich.

Quelle: Berechnungen des ifo Institut.

Frühjahrsschätzung ergeben sich deutlich geringere Korrekturen als mit dem einfachen HP-Filter. Das Niveau der durchschnittlichen Arbeitszeit unterlag im Herbst einer durchschnittlichen Revision um rund 0,4%, im Frühjahr wurde um rund 0,6% revidiert. Allerdings sind hier auch die Datenrevisionen erheblich. Ein HP-Filter führt hier zu größeren Revisionen als die EU-Methode.

Tabelle 2 verdeutlicht die Konsequenzen für die mittlere absolute Revision der Schätzung der Produktionslücke, die sich aus dem ermittelten Produktionspotenzial und dem tatsächlichen Bruttoinlandsprodukt ($t - 1$) bzw. den Kurzfristprognosen der Institute für das Bruttoinlandsprodukt (t und $t + 1$) ergibt. Alles in allem scheint ein einfacher HP-Filter zu etwas kleineren Revisionen zu kommen.

Im Folgenden soll untersucht werden, ob die erste Schätzung des Trendverlaufs »effizient« ist, d.h. die erwarteten Revisionen minimiert (vgl. Faust, Rogers und Wright 2005). Dies wäre der Fall, wenn die Revisionen nicht »prognostizierbar« sind. Man geht davon aus, dass die erste Schätzung A^{first}_t um die Revision r_t vom finalen Wert A^{final}_t abweicht: $A^{first}_t = A^{final}_t + r_t$. Eine Voraussetzung für Effizienz ist, dass r_t unkorreliert ist mit A^{final}_t , da Revisionen dann auf neue Informationen zurückgeführt werden können, die nach der ersten Veröffentlichung aufgetreten sind. Abbildung 2 zeigt den Zusammenhang zwischen der Erstveröffentlichung A^{first}_t und der späteren Revision r_t . Sie enthält außerdem einen F-Test, der für die Regression $r_t = a + b \times A^{first}_t + e_t$ die Hypothese $a = b = 0$ testet. Wird diese Hypothese abgelehnt, dann kann die erste Schätzung nicht als effizient angesehen werden.

Abbildung 2 zeigt den Zusammenhang zwischen erster Schätzung A^{first}_t und der darauf folgenden Revision (Einschritt-Revision) für alle Schätzungen im Zeitraum Herbst 2010 bis Frühjahr 2015. Die Analyse beschränkt sich an dieser Stelle auf die Schätzwerte für das laufende Jahr. Trotz der geringen Zahl an Beobachtungen lässt sich für die Wachstumsrate des Produktionspotenzials ein negativer Zu-

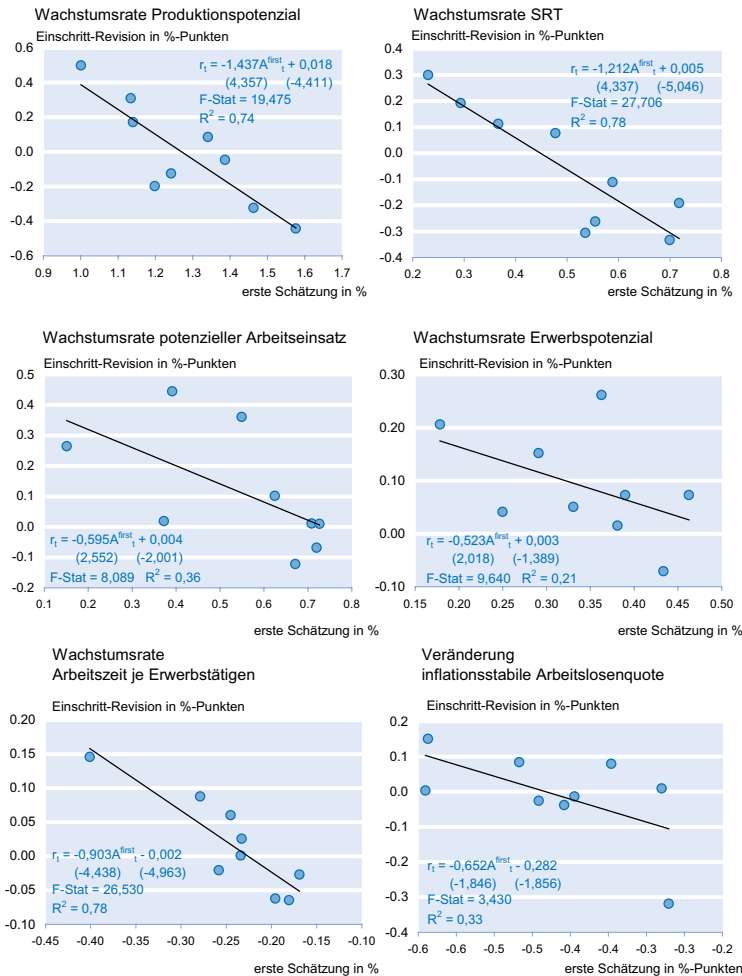
sammenhang erkennen, die Revisionen lassen sich also durch den ersten Schätzwert erklären. Demnach folgt auf einen hohen ersten Schätzwert eher eine Abwärtsrevision, während niedrigere Werte für A^{first}_t in der Tendenz weniger stark nach unten bzw. eher nach oben revidiert werden. Berechnet man den F-test auf Effizienz der ersten Schätzung, so kann diese bei üblichen Signifikanzniveaus abgelehnt werden. Betrachtet man die Komponenten des Potenzialwachstums gesondert, dann fällt auf, dass sich für den Trend der Totalen Faktorproduktivität ein ganz ähnliches Bild zeigt; auch hier sind erste Schätzung und die darauf folgende Revision deutlich negativ korreliert. Obwohl bei

der Schätzung des TFP Trends kein einfacher HP-Filter verwendet wird und die Daten zur Kapazitätsauslastung bereits berücksichtigt werden, scheinen die Revisionen dieser Größe besonders gut durch die erste Schätzung erklärt werden zu können, was durch das hohe Bestimmtheitsmaß R^2 deutlich wird. Die Revisionen der Wachstumsrate des potenziellen Arbeitseinsatzes zeigen ebenfalls einen negativen Zusammenhang mit der ersten Schätzung dieser Größe. Hier waren die Revisionen im betrachteten Zeitraum mehrheitlich positiv, und die erste Schätzung fiel systematisch zu niedrig aus ($a = 0$ wird durch den t-Test abgelehnt).

Für die drei Trendkomponenten des potenziellen Arbeitseinsatzes zeigt sich in der Tendenz ebenfalls ein negativer Zusammenhang von erster Schätzung und anschließender Revision. Für die Analyse der Veränderung des Erwerbsspersonenpotenzials zeigt sich ein negativer (signifikanter) Zusammenhang zwischen den Revisionen und der ersten Schätzung des Trends. Revisionen der NAWRU lassen sich ebenfalls erklären; hohe Werte werden in der Tendenz nach unten revidiert und umgekehrt. Schließlich muss die Effizienz der ersten Schätzung für den Trend der durchschnittlichen Arbeitszeit wohl abgelehnt werden. Insbesondere dessen Veränderung lässt sich gut von der ersten Schätzung erklären ($R^2 = 0,78$).

Vor dem Hintergrund dieser Ergebnisse stellt sich die Frage, ob es weitere Einflussfaktoren gibt, die spätere Revisionen erklären können. Wenn der Trend zu stark auf konjunkturelle Schwankungen reagiert, sollte eine Überschätzung (Unterschätzung) regelmäßig in konjunkturellen Aufschwungsphasen (Abschwungsphasen) zu beobachten sein. So könnte es passieren, dass im konjunkturellen Aufschwung die Potenzialrate bzw. der Trend der Totalen Faktorproduktivität oder des Arbeitseinsatzes überschätzt wird, wenn die Stärke des Aufschwungs zunächst unterschätzt wird. Konjunkturindikatoren enthalten jedoch originäre Informationen über den Konjunkturzyklus bzw. die Produktionslücke. Möglicherweise lässt sich die Ineffizienz der ersten Schätzung der

Abb. 2
Effizienz der ersten Schätzung



Anmerkung: Die Abbildungen zeigen den Zusammenhang zwischen der ersten Schätzung der jeweiligen konjunkturbereinigten Größe und der ersten Revision des Schätzwertes für das laufende Jahr. Die Gleichung enthält einen Test auf Effizienz der ersten Schätzung, in dem die Gleichung $r_t = a + b \times A^{first}_t + e_t$ geschätzt wird. Die Signifikanz der geschätzten Parameter kann mittels der t-Werte beurteilt werden, die unter den Koeffizienten in Klammern ausgewiesen werden. Die Hypothese $a = b = 0$ wird mit einem F-test getestet. Die kritischen Werte der $F(1,7)$ Verteilung der Teststatistik sind 3,6 (10%) und 5,6 (5%). Das Bestimmtheitsmaß der Schätzung R^2 wird ebenfalls ausgewiesen.

Quelle: Berechnungen der Autoren.

EU-Methode damit erklären, dass Konjunkturindikatoren nicht ausreichend berücksichtigt werden. Tabelle 3 dokumentiert den Erklärungsgehalt einer Regression der Einschnitt-Revisionen der ersten Schätzwerte für das laufende Jahr (vgl. Abb. 2) auf das Niveau sowie die Veränderung des ifo Geschäftsklimaindex und der Kapazitätsauslastung im Verarbeitenden Gewerbe. Um Überlappungen zu vermeiden, wurde vom ifo Geschäftsklima und der Kapazitätsauslastung der Durchschnittswert der vergangenen sechs Monate bzw. zwei Quartale berechnet. In einigen Fällen scheinen die Konjunkturindikatoren Erklärungskraft für die Revisionen zu besitzen. So ergibt sich für die Bestimmung der NAWRU für die Kapazitätsauslastung ein R^2 von 0,4. Das geschätzte Vorzeichen des Koeffizienten b deutet daraufhin, dass im Aufschwung, wenn die Kapazitäten hoch ausge-

lastet waren, die NAWRU eher nach unten revidiert wurde. In ähnlicher Weise wurde der Trend der durchschnittlichen Arbeitszeit bei gesteigerter Kapazitätsauslastung tendenziell nach oben revidiert. Auch hier ergibt sich ein nicht vernachlässigbarer Erklärungsgehalt der Konjunkturindikatoren. Aufgrund der geringen Zahl an Beobachtungen sind die geschätzten Koeffizienten allerdings mit hoher Unsicherheit behaftet.

Zusammenfassung und Ausblick

Zur Konjunkturbereinigung des Budgetdefizits im Rahmen des Fiskalpakts und der Schuldenbremse in Deutschland ist die Produktionsfunktionsmethode vorgeschrieben. Das so ermittelte strukturelle Defizit soll den Spielraum für die Fiskalpolitik verbindlich festlegen. Insofern kommt der EU-Methode der Konjunkturbereinigung eine zentrale Rolle bei der Gestaltung der Fiskalpolitik zu. Eine erste Abschätzung der bisherigen Umsetzung der EU-Methode für Deutschland für die Jahre 2010 bis 2015 brachte folgende Ergebnisse:

Eine wichtige Anforderung an die Methode ist die Verlässlichkeit der ermittelten konjunkturellen Komponente. Es kann jedoch gezeigt werden, dass die Methode zu erhebliche Revisionen in Unterkomponenten und im Potenzialwachstum sowie der damit verbundenen Produktionslücke über die Zeit geführt hat. So wurde die Potenzialrate um durchschnittlich $\frac{1}{4}$ Prozentpunkt revidiert, für die Produktionslücke ergaben sich Revisionen um mehr als $\frac{1}{2}$ Prozentpunkt. Tatsächlich hätte die Verwendung eines einfachen

HP-Filters zur Glättung der einzelnen Komponenten der Produktionsfunktion sogar zu geringeren Revisionen geführt. Dabei ist das EU-Verfahren methodisch anspruchsvoll, und die Berechnungen dürften für den Laien auch durch die Anwendung unterschiedlicher statistischer Verfahren nur schwer nachvollziehbar sein.

Des Weiteren deuten erste Ergebnisse darauf hin, dass die Schätzung der konjunkturbereinigten Größen nicht effizient ist, da die EU-Methode Revisionen nicht minimiert. Tatsächlich hat sich gezeigt, dass sich die Revisionen prognostizieren lassen. Niedrige Werte bei der ersten Schätzung werden tendenziell nach oben und hohe Werte später tendenziell wieder nach unten revidiert. Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, ob in Echtzeit Informationen zur Verfügung

Tab. 3
Revisionen und Konjunkturindikatoren

		Wachstumsrate Produktionspotenzial (dYPOT)			Wachstumsrate Trend TFP (dSRT)			Wachstumsrate Potenzieller Arbeitseinsatz (dLT)		
		Koeffizient	t-stat	R ²	Koeffizient	t-stat	R ²	Koeffizient	t-stat	R ²
ifo	a	0,68	0,18	0,00	1,75	0,62	0,06	-1,46	-0,61	0,06
	b	-0,01	-0,18		-0,02	-0,64		0,01	0,66	
difo	a	0,02	0,21	0,15	-0,03	-0,41	0,24	0,12	1,58	0,00
	b	-0,03	-1,13		-0,02	-1,50		-0,00	-0,08	
CU	a	-1,57	-0,20	0,01	0,72	0,12	0,00	-3,40	-0,68	0,07
	b	0,02	0,20		-0,01	-0,13		0,04	0,70	
dCU	a	0,02	0,15	0,06	-0,03	-0,33	0,16	0,10	1,35	0,05
	b	-0,03	-0,64		-0,04	-1,14		0,02	0,64	
		Wachstumsrate Trend Erwerbspersonen (dEPT)			Wachstumsrate Inflationsstabile Arbeitslosenquote (dNAWRU)			Wachstumsrate Trend Arbeitszeit je Erwerbstätigen (dHOURST)		
		Koeffizient	t-stat	R ²	Koeffizient	t-stat	R ²	Koeffizient	t-stat	R ²
ifo	a	1,10	0,92	0,09	2,09	1,46	0,24	-0,34	-0,39	0,02
	b	-0,01	-0,84		-0,02	-1,47		0,00	0,41	
difo	a	0,09	2,36	0,00	-0,02	-0,35	0,07	0,01	0,40	0,16
	b	0,00	0,12		0,01	0,74		0,01	1,14	
CU	a	2,88	1,17	0,16	5,79	2,14	0,40	-0,11	-0,06	0,00
	b	-0,03	-1,13		-0,07	-2,15		0,00	0,07	
dCU	A	0,08	2,20	0,03	-0,01	-0,25	0,01	0,00	0,07	0,39
	b	0,01	0,45		0,01	0,27		0,02	2,13	

Anmerkung: Die Tabelle zeigt das Ergebnis einer Regression der ersten Revision des geschätzten konjunkturbereinigten Wertes der dargestellten Variablen für das laufende Jahr auf verschiedene Konjunkturindikatoren: $r_t = a + b \times x_{i,t} + e_t$, mit $i \in \{ifo, difo, CU, dCU\}$, wobei *ifo* den ifo Geschäftsklimaindikator und CU die Kapazitätsauslastung im Verarbeitenden Gewerbe bezeichnet, d markiert die Veränderung der Indikatoren.

Quelle: Eigene Berechnungen.

stehen, die eine Fehleinschätzung verringern. Hierzu wurde überprüft, ob eine Überschätzung (Unterschätzung) vermehrt in konjunkturellen Aufschwungsphasen (Abschwungsphasen) auftritt. Aufgrund der Kürze des Beobachtungszeitraums lassen sich hier noch keine eindeutigen Aussagen treffen. Allerdings kommt den Konjunkturindikatoren in einigen Fällen ein nicht vernachlässigbarer Erklärungsgehalt für Revisionen zu.

Die verstärkte Nutzung von Informationen über den Konjunkturverlauf könnte demnach die Potenzialschätzung verlässlicher machen. Allerdings sollte in jedem Fall laufend überprüft werden, ob Revisionen dadurch tatsächlich verringert werden können, da meist ein höherer Komplexitätsgrad notwendig ist, was die Nachvollziehbarkeit der Methode für Dritte stark beeinträchtigt.

Literatur

D'Auria, F., C. Denis, K. Havik, K. Mc Morrow, C. Planas und R. Raciborski (2010), »The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps«, Europäische Kommission European Economy – Economic Papers, Nr. 420.

Denis C., D. Grenouilleau, K. Mc Morrow und W. Röger (2006), »Calculating Potential Growth Rates and Output Gaps – A Revised Production Function Approach«, Europäische Kommission, European Economy – Economic Papers, Nr. 247.

Faust J., J.H. Rogers, J.H. Wright (2005), »News and Noise in G-7 GDP Announcements«, *Journal of Money, Credit and Banking* 37(3), 403–419.

Havik K., K. Mc Morrow, F. Orlandi, C. Planas, R. Raciborski, W. Röger, A. Rossi, A. Thum-Thyssen und V. Vandermeulen et al. (2014), »The Production Function Methodology for Calculating Potential Growth Rates & Output Gaps«, Europäische Kommission European Economy – Economic Papers, Nr. 535.

Hodrick, R.J. und E.C. Prescott (1997), »Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation«, *Journal of Money, Credit and Banking* 29(1), 1–16.

Mourre, G. C. Astarita und S. Princen (2014), »Adjusting the Budget Balance for the Business Cycle: The EU Methodology«, Europäische Kommission European Economy – Economic Papers, Nr. 536.

Planas, C., W. Röger und A. Rossi (2010), »Does Capacity Utilisation Help Estimating the TFP Cycle?«, Europäische Kommission European Economy – Economic Papers, Nr. 410.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2008), *Folgen der US-Immobilienpreise belasten die Konjunktur*, Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2008, Kiel.

Projektgruppe Gemeinschaftsdiagnose (2010): *Erholung setzt sich fort – Risiken bleiben groß*, Gemeinschaftsdiagnose Frühjahr 2010, Kiel.