

Gutachten zum Bericht:

Analyse alternativer Verfahren zur Berechnung des Konjunkturfaktors

Pierre-Alain Bruchez

Samuel Schmassmann

Sandra Wiedmer

Eidgenössische Finanzverwaltung EFV, 1. Dezember 2020

Erstellt von:

Peter Stalder, 6. April 2021

INHALT:

Einleitung und Vorschau auf die Hauptergebnisse des Gutachtens	1
1. HP-Filter	6
2. MHP-Filter (modifizierter HP-Filter)	7
3. Wie hängen "endpoint bias", Randwert-Instabilität und Volatilität der Trends zusammen?	11
4. Kritische Anmerkungen zu verschiedenen Aussagen des Berichts	13
5. Gewichtungsproblem dargestellt am Beispiel eines einfachen gleitenden Mittels	17
6. Symmetrie des Output Gap – Konzeptionelle Überlegungen	20
7. Interpretation der Volatilitätsmasse	22
8. Beziehung zwischen SLOPE und Volatilität des "real time"-Trends	25
9. Implizite Prognoseannahmen des MHP-Filters	28
10. HP-Filter mit expliziten Prognoseannahmen (HPX)	29
11. Prognosesituation 2020: Festlegung des Ausgabenplafonds für 2021	32
12. Vernachlässigte Rückwirkungen des Ausgabenplafonds auf das BIP	35
13. Integration des HP-Filters in ein State-Space-Modell unter Einbezug der Arbeitslosigkeit	37
Historische Analyse	37
Prognosesituation 2020: Festlegung des Ausgabenplafonds für 2021	44
14. Symmetrie des Output Gap – Empirische Ergebnisse	48
Literatur	51
Anhang: Abhängigkeit der Filterverfahren von der unterstellten BIP-Prognose	52

Einleitung und Vorschau auf die Hauptergebnisse des Gutachtens

Hintergrund des mir zur Begutachtung vorgelegten Berichts der Autoren P.-A. Bruchez, S. Schmassmann und S. Wiedmer ist die Schuldenbremse. Mit diesem fiskalpolitischen Konzept sollen Ausgaben und Einnahmen des Bundes längerfristig im Gleichgewicht gehalten, dabei aber prozyklische Wirkungen des Staatshaushaltes auf den Wirtschaftsgang verhindert werden. Dies geschieht, indem für das jeweilige Budgetjahr ein Ausgabenplafond festgelegt wird, der nicht den effektiven, sondern den in einer normalen Konjunkturlage zu erwartenden Staatseinnahmen entspricht. Diese Umrechnung erfolgt über den sogenannten K-Faktor, der den Potentialoutput ins Verhältnis zum prognostizierten BIP setzt und sich folglich invers zum Output Gap (Abweichung des BIP vom Potential) verhält. In einer Rezession (Hochkonjunktur), wo das BIP unter (über) dem Potential liegt, ist der K-Faktor grösser (kleiner) als 1, die für den Ausgabenplafond massgebenden Bundeseinnahmen werden also nach oben (unten) korrigiert. Dies läuft darauf hinaus, dass in Rezessionen Defizite zulässig sind, die in guten Konjunkturjahren durch Überschüsse zu kompensieren sind. Daraus resultiert eine Verstetigung der Bundesausgaben gegenüber den konjunkturell schwankenden Einnahmen. Ausschlaggebend für eine erfolgreiche Umsetzung der Schuldenbremse ist folglich – neben einer zuverlässigen Schätzung der Einnahmen im Budgetjahr und einer zuverlässigen BIP-Prognose – eine möglichst realistische Bestimmung des nicht direkt beobachtbaren Potentialoutput.

Der mir vorliegende Bericht evaluiert in kompetenter Weise eine grosse Zahl von Verfahren der Potentialschätzung. Diese Verfahren sind im Bericht im "Tableau 1" aufgelistet und in univariate Filter, multivariate Filter und strukturelle Produktionsfunktionsansätze gegliedert. Während die Produktionsfunktionsansätze versuchen, den Potentialoutput aus den ökonomischen Bestimmungsfaktoren Arbeit und Kapital abzuleiten, ist bei den zeitreihenanalytisch orientierten Filteransätzen – etwas bescheidener – meist nur von einer Aufspaltung der BIP-Entwicklung in "Trend" und "Zyklus" die Rede. Im Bericht wird in diesem Zusammenhang zwischen "PIB potentiel" und "PIB trend" unterschieden. Dabei hofft man aber, mit dem Trend den ökonomisch relevanten Potentialoutput zu bestimmen, denn die Schuldenbremse verlangt nach einer adäquaten Berücksichtigung der Konjunkturlage, und diese zeigt sich in der Relation des BIP zum Potentialoutput (und nicht in der Relation des BIP zu einem irgendwie geglätteten Trend). Dieser Punkt wird meines Erachtens im Bericht zu wenig beachtet.

Richtigerweise wird im Bericht aber betont, dass die verschiedenen Methoden auf Basis "rekursiver" Trendberechnungen zu beurteilen sind. Besser gefällt mir dafür der Begriff "real time". Damit ist das sogenannte Randwert-Problem angesprochen. In die Trendberechnung gehen insbesondere bei den Filterverfahren neben dem laufenden BIP-Wert und den zurückliegenden BIP-Werten auch nachfolgende BIP-Werte ein. Am Ende der BIP-Reihe fehlen aber nachfolgende Werte. Deshalb muss am aktuellen Rand entweder das Gewichtungsschema angepasst werden, oder es müssen der Filterung unsichere BIP-Prognosen vorangestellt werden. Beides führt dazu, dass die Trendberechnung "real time" – im Vergleich zu einer "ex post"-Betrachtung innerhalb der Zeitreihe – relativ unzuverlässig ist. Die Berechnungen im Rahmen der Schuldenbremse liegen aber stets am aktuellen Rand, sind also "real time" und damit vom Randwert-Problem betroffen. Vor diesem Hintergrund finde ich es etwas seltsam, dass die Bedeutung der Randwert-Instabilität als Beurteilungskriterium der verschiedenen Methoden der Potentialschätzung im Bericht heruntergespielt wird.

Anfänglich stützte sich die Schuldenbremse auf den von Hodrick und Prescott entwickelten HP-Filter. Es ergab sich dann aber der Eindruck, dass dieser Filter die jeweils letzte BIP-Beobachtung zu stark gewichtet, was z.B. in einer Rezession zur Folge hat, dass sich der Trend stark nach unten bewegt, der Output Gap nur wenig negativ wird, der K-Faktor zu wenig ansteigt und der Ausgabenplafond somit ungenügend stabilisiert wird. Der von Herrn Bruchez entwickelte modifizierte HP-Filter, der sogenannte MHP-Filter, versucht dieses Problem mit einer

verminderten Gewichtung der Randwerte des BIP zu mildern. Dies wird im Bericht als Verringerung des "endpoint bias" bezeichnet. Wie ich im Folgenden genauer begründen werde, stehe ich dieser Modifikation skeptisch gegenüber. Insbesondere bezweifle ich, dass damit eine Verzerrung vermindert wird. Ich nehme aber zur Kenntnis, dass der MHP-Filter – rein pragmatisch betrachtet – das fiskalpolitisch erwünschte Ziel eines reagibleren K-Faktors und einer ausgeprägteren Stabilisierung des Ausgabenplafonds erreicht.

In letzter Zeit ist man nun aber bei der EFV zur Auffassung gelangt, auch der mit dem MHP-Filter berechnete Ausgabenplafond sei zu volatil. Die Autoren des vorliegenden Berichts standen somit vor der Aufgabe, nach einem Filter zu suchen, der den "real time"-Trend und damit den Ausgabenplafond noch stärker glättet als der MHP-Filter. Die *Volatilität* des "real time"-Trends wird somit zum zentralen Beurteilungskriterium der verschiedenen Methoden der Potentialschätzung.

Dazu kommt als zweites wichtiges Kriterium das der *Symmetrie*: Phasen mit negativen Output Gaps (K-Faktoren über 1, Budgetdefiziten) müssen längerfristig durch Phasen mit positiven Output Gaps (K-Faktoren unter 1, Budgetüberschüssen) ausgeglichen werden. Dies impliziert, dass der längerfristige Durchschnittswert des Output Gap null sein soll. Dieses Kriterium ist zweifellos relevant, weil es sich aus dem verfassungsmässig geforderten längerfristigen Budgetausgleich ableitet. Im Bericht wird es anhand der Jahre 2004 bis 2019 überprüft. Die über diesen Zeitraum berechneten durchschnittlichen Output Gaps sind für verschiedene der evaluierten Methoden positiv (z.B. für den HP- und den MHP-Filter), für andere negativ (für die multivariaten Filter und die meisten Produktionsfunktionsansätze). Ich halte diese Ergebnisse nur für beschränkt aussagekräftig. Ein Zeitfenster von bloss 16 Jahren kann stark von Besonderheiten geprägt sein, so dass ein durchschnittlicher Output Gap von null nicht unbedingt zu erwarten ist. Würde man das Zeitfenster von 16 Jahren in eine andere Periode legen – was man aufgrund der verfügbaren Daten leider nicht kann – so könnten sich die Ergebnisse spürbar ändern. Das Symmetrie-Kriterium ist somit zwar relevant, anhand der verfügbaren Daten aber nicht gut überprüfbar.¹

Wesentlich problematischer erscheint mir das Kriterium einer möglichst geringen Volatilität des "real-time"-Trends. Zwar leuchtet mir ein, dass eine Verstetigung der Staatsausgaben fiskalpolitisch erwünscht ist. Die Verfahren der Potentialschätzung aber nach dem Kriterium "je glatter der Trend, umso besser" zu beurteilen, ist kaum sinnvoll. Anstatt die Fiskalpolitik richtigerweise – im Sinne der verfassungsmässig geforderten Berücksichtigung der Konjunkturlage – auf eine ökonomisch fundierte Potentialschätzung abzustützen, wird umgekehrt die Potentialschätzung der vorgefassten Auffassung einer "richtigen" Fiskalpolitik untergeordnet. Die Frage, wie stark das Potentialwachstum in einer Rezession abnimmt bzw. in einem Aufschwung zunimmt, ist zugegebenermassen schwierig zu beantworten. Sie ist aber zentral, wenn die Bundesausgaben von konjunkturell bedingten Einnahmeschwankungen abgeschirmt werden sollen, mit anderen Worten also dem strukturellen Potentialtrend folgen sollen. Diese Frage einfach auszublenden und Verfahren zu favorisieren, die einen möglichst glatten, als Potentialoutput interpretierten Trend anzeigen, ist meines Erachtens nicht zulässig.

Aufgrund der beiden als zentral erachteten Kriterien einer möglichst geringen Volatilität des "real-time"-Trends und eines symmetrischen Verhaltens des Output Gap kommt der Bericht um Schluss, dass man grundsätzlich am MHP-Filter festhalten sollte. Die erwünschte stärkere Trendglättung lässt sich im Rahmen des MHP-Filters ohne weitere Änderungen problemlos dadurch erreichen, dass der Glättungsparameter λ von dem für Jahresdaten

¹ Artikel 126 der Bundesverfassung verlangt, dass der Bund seine Ausgaben und Einnahmen "auf Dauer im Gleichgewicht" hält. In erläuternden Texten der EFV zur Schuldenbremse ist von einem Budgetausgleich "über einen Konjunkturzyklus hinweg" die Rede. Ob diese Anforderung vernünftig ist und in der Vergangenheit auch tatsächlich erfüllt wurde, wage ich zu bezweifeln, denn ein Konjunkturzyklus kann aus einem markanten Einbruch und einer schwachen Erholung oder aus einer wenig ausgeprägten Rezession gefolgt von einem kräftigen Aufschwung bestehen. Auch ist die Terminierung von Konjunkturzyklen nicht immer eindeutig.

üblichen Wert von 100 auf 500 erhöht wird. Dieser Filter schneidet im Bericht unter allen betrachteten Verfahren hinsichtlich der beiden Kriterien am besten ab.²

In meinen eigenen Untersuchungen für das SECO und die KOF bin ich zu anderen Schlüssen gekommen, stimme aber mit dem Bericht in verschiedenen Punkten überein. So bin ich ebenfalls der Auffassung, dass andere univariate Filter wie z.B. der Christiano/Fitzgerald-Filter, der LOESS-Filter und der Hamilton-Filter gegenüber dem HP- oder MHP-Filter keine Verbesserung bringen. Die von mir entwickelten multivariaten "State-Space"-Modelle sowie auch der in Anlehnung an das OECD-Verfahren konzipierte Produktionsfunktionsansatz sind aber meines Erachtens den univariaten Filtermethoden überlegen. Dabei ist ausschlaggebend, dass sich meine Beurteilung aus den vorstehend erwähnten Gründen nicht auf das Kriterium einer möglichst geringen Volatilität des "real-time"-Trends, sondern auf die Vermeidung einer ausgeprägten Randwert-Instabilität stützt.

Die Randwert-Instabilität betrachte ich als *methodeninternes Konsistenz-Kriterium*. Es spricht gegen ein Verfahren, wenn zum Voraus absehbar ist, dass die "real-time"-Trendanschätzungen starken Revisionen unterworfen sein werden, wenn neue Datenpunkte verfügbar werden. Der MHP-Filter schneidet in dieser Hinsicht schlecht ab. In einer Rezession wird die angestrebte Stabilisierung des "real-time"-Trends dadurch erreicht, dass der tiefe BIP-Wert in der Trendberechnung schwächer gewichtet wird als im HP-Filter. Dieses Vorgehen ist aus zwei Gründen zeitinkonsistent. Erstens unterstellt das veränderte Gewichtungsschema implizit, dass das BIP nach dem Rezessionstiefpunkt sofort schlagartig ansteigt, was kaum je der Fall ist. Zweitens befindet sich das schwach gewichtete BIP des Rezessionsjahres ein Jahr später nicht mehr am Reihenrand und wird somit wieder stärker gewichtet. Es ist also zum Voraus absehbar, dass der auf hohem Niveau stabilisierte Trend nachträglich nach unten wird korrigiert werden müssen.

Allerdings folgt aus einer geringen Randwert-Instabilität keineswegs, dass das betreffende Verfahren den "wahren" Potentialoutput besonders zuverlässig bestimmt. Im Bericht wird versucht, diese Frage anhand artifizieller Daten zu klären. Abgesehen davon, dass die Versuchsanlage dazu ungeeignet ist, halte die Fragestellung grundsätzlich für verfehlt, denn bei der Randwert-Instabilität handelt es sich um ein rein methodeninternes Kriterium. Die Frage der ökonomischen Plausibilität der Potentialschätzung und des damit verbundenen Output Gap ist auf andere Art zu beurteilen, nämlich indem man die Berechnungen mit anderen Konjunkturindikatoren vergleicht. So komme ich in meinen Untersuchungen z.B. zu Schluss, dass vom HP-Filter (wie auch von anderen univariaten Filtern) in den 1990er Jahren eine zu frühe Schliessung des Output Gap angezeigt wird. Unplausibel ist dies, weil die Arbeitslosigkeit zu dieser Zeit stark angestiegen und die Inflation anhaltend gefallen ist, beides Erscheinungen, die mit der Vorstellung eines geschlossenen Output Gap unvereinbar sind. Nun kann man zwar den HP-Filter (oder den MHP-Filter) für die 1990er Jahre durch ein Heraufsetzen des Glättungsparameters λ realistischer machen. Man handelt sich damit aber ein anderes Problem ein: Die Finanzkrise von 2009 wird bei erhöhtem λ als Normalisierung einer zuvor stark überausgelasteten Wirtschaft beschrieben, was wiederum schlecht ins Bild passt, das von anderen Konjunkturindikatoren vermittelt wird. Mit der Festlegung von λ (bzw. der analogen Glättungsparameter anderer univariater Filter) verändern sich die Filtereigenschaften generell und nicht spezifisch ausgerichtet auf eine konkrete Konjunktursituation. Mit anderen Worten werden in einem univariaten Filter Bewegungen des BIP stets nach dem gleichen Muster auf Potentialoutput und Output Gap aufgeteilt. Eine differenziertere Sichtweise lässt sich mit einem multivariaten State-Space-Modell erreichen, das sich als Informationsquelle nicht ausschliesslich auf das BIP stützt, sondern daneben weitere, hinsichtlich der zyklischen Position der Wirtschaft aussagekräftige Indikatoren in die Schätzung einbezieht. In diesem Gutachten

² Nachträglich wurde mir noch der Entwurf eines Papiers zugestellt, in dem die Autoren einen neu konzipierten univariaten Filter konstruieren, der die beiden Kriterien noch besser erreichen soll als der MHP-Filter mit $\lambda = 500$. Ich konnte diesen Filter (ROLUF: Recursively Optimal Linear Filter) nicht im Detail studieren und gehe in diesem Gutachten nicht darauf ein.

gehe ich genauer auf einen solchen Ansatz ein und komme zum Schluss, dass er dem im Bericht favorisierten MHP-Filter in verschiedener Hinsicht überlegen ist.

Ähnlich wie das State-Space-Modell zeichnet sich auch der Produktionsfunktionsansatz (PF-Ansatz) dadurch aus, dass er sich auf eine breitere Informationsbasis stützt als univariate Filter. Der PF-Ansatz hat deshalb eine bessere Chance, den "wahren" Potentialoutput zu finden. Ich gehe aber in diesem Gutachten nicht weiter auf den PF-Ansatz ein, weil ich mit dem Bericht darin übereinstimme, dass er für die Schuldenbremse wenig geeignet ist. Ausschlaggebend für diese Beurteilung sind die Kriterien der *Praktikabilität*, *Transparenz* und *Nicht-Manipulierbarkeit*. Der PF-Ansatz lässt sich nicht in die Form einer einfachen, jedermann gut erklärbaren und stets in genau der gleichen Art zur Anwendung kommenden Formel bringen. Vielmehr ist einiges an aufwendiger "Handarbeit" erforderlich, und dabei gehen diverse Ermessensentscheidungen in die Berechnungen ein. Dies ist zwar nicht unbedingt als Nachteil zu werten. Man kann sogar argumentieren, dass der PF-Ansatz gegenüber einem fest verdrahteten und automatisierten Vorgehen den Vorteil aufweist, dass man wohlüberlegtes "judgement" in die Berechnungen einfließen lassen kann. Im Rahmen der Schuldenbremse könnte dies aber rasch den Vorwurf der Willkürlichkeit provozieren.

In meinem Gutachten gehe ich in den folgenden Abschnitten detaillierter auf die vorstehend angesprochenen Punkte ein:

Im 1. und 2. Abschnitt beschreibe ich den HP-Filter und den MHP-Filter. Ich bin mir natürlich bewusst, dass ich diese beiden Filter den Autoren des Berichts nicht zu erklären brauche, gehe aber davon aus, dass mein Gutachten vielleicht auch von Personen gelesen wird, die mit der Materie weniger vertraut sind.

Im 3. Abschnitt lege ich dar, wie ich das Verhältnis von "endpoint bias", Randwert-Instabilität und Volatilität der Trends sehe. Ich argumentiere, dass die vom MHP-Filter angestrebte Verminderung des "endpoint bias" nichts mit der Verminderung eines "bias" im Sinn einer Verzerrung zu tun hat. Mit der Tiefengewichtung der letzten BIP-Beobachtung wird lediglich deren Einfluss auf den Trend verringert (SLOPE), dieser also am aktuellen Rand gegenüber dem BIP stabilisiert. Ob damit eine Verzerrung verkleinert wird, hängt davon ab, wie repräsentativ der letzte Beobachtungswert des BIP für die fehlenden nachfolgenden BIP-Werte ist, und dies wiederum hängt davon ab, wie stark autokorreliert die BIP-Reihe ist. Da die Autokorrelation des BIP sehr hoch ist, ist die Tiefengewichtung des letzten Beobachtungswerts nicht zielführend. Vielmehr resultiert daraus eine erhöhte Randwert-Instabilität.

Im 4. Abschnitt gehe ich auf verschiedenen weiter Aussagen des Berichts ein, die mir problematisch erscheinen (Einbezug von Prognosewerten in die Filterung, Beziehung zwischen Randwert-Instabilität und SLOPE, Experiment mit künstlich generierten BIP-Daten).

Im 5. Abschnitt komme ich auf Abschnitt 3 zurück und illustriere am Beispiel eines einfachen gleitenden 3-Perioden-Mittels, dass die Gewichtung am aktuellen Rand aufgrund der Zeitreiheneigenschaften der zu glättenden Originalreihe festzulegen ist. Für das schweizerische BIP, das man als Realisation eines "random walk with drift" auffassen kann, muss der letzte Beobachtungswert am aktuellen Rand stärker und nicht schwächer gewichtet werden als ein laufender Wert innerhalb der Zeitreihe, weil er gewissermassen repräsentativ für die fehlenden nachfolgenden BIP-Werte ist. Das Beispiel ist zwar stark vereinfacht, deutet aber darauf hin, dass das Gewichtungsschema des MHP-Filters am aktuellen Rand nicht optimal ist.

Im 6. Abschnitt wende ich mich dem Kriterium der Symmetrie zu und argumentiere, dass die im Bericht betrachtete Periode von 16 Jahren (2004 bis 2019) vermutlich zu kurz ist, um eine Kompensation positiver und negativer Output Gaps erwarten zu können. Das Ergebnis, dass der Mittelwert des Output Gap für ein

bestimmtes Verfahren z.B. positiv ist, könnte auf Besonderheiten des betrachteten Zeitabschnitts zurückzuführen und damit wenig aussagekräftig sein.

Im 7. Abschnitt versuche ich, den Unterschied zwischen den beiden im Bericht verwendeten Masse für die Volatilität des "real-time"-Trends herauszuarbeiten – allerdings ohne dabei zu einem klaren Schluss zu kommen, welches der beiden im Rahmen der Schuldenbremse als adäquater zu betrachten ist.

Im 8. Abschnitt zeige ich, dass eine Verminderung des SLOPE nur sehr bedingt zu einer Verminderung der Trendvolatilität beiträgt. Dies hängt damit zusammen, dass ein zunächst tiefergewichteten Randwert in der nächsten Periode nicht mehr ein Randwert ist und folglich wieder stärker gewichtet wird.

Im 9. Abschnitt gehe ich auf die Behauptung ein, der MHP-Filter komme ohne Prognoseannahmen aus und sei deshalb dem alternativen Vorgehen, die Originalreihe vor der Filterung mit unzuverlässigen Prognosewerten zu erweitern, überlegen. Ich glaube, diese Behauptung widerlegen zu können, indem ich zeige, dass der MHP-Filter implizit Prognoseannahmen unterstellt, die sehr unrealistisch sind.

Im 10. Abschnitt zeige ich, wie man den HP-Filter mit expliziten Prognoseannahmen verbessern kann. Gut bewährt sich ein Vorgehen, bei dem jenseits des aktuellen Randes eine Konvergenz des BIP zu einem rekursiv geschätzten linearen Trend unterstellt wird. Damit wird gleichzeitig eine Verbesserung hinsichtlich der Randstabilität und eine Verminderung der Volatilität des "real-time"-Trends erreicht – im Unterschied zum MHP-Filter, wo die Verminderung der Volatilität auf Kosten einer erhöhten Randwert-Instabilität geht.

Im 11. Abschnitt betrachte ich die Prognosesituation im Jahr 2020 bei der Festlegung des K-Faktors für 2021. Dabei gehe ich auf die Frage ein, ob man die Filterschätzung nur mit einer BIP-Prognose bis 2021 (Horizont der SECO-Prognose vom September 2020) vornehmen soll, wofür im Bericht plädiert wird, oder ob es besser ist, auch die Prognosen für die Finanzplanjahre in die Filterschätzung einfließen zu lassen.

Im 12. Abschnitt gehe ich auf ein Problem ein, das die Schuldenbremse generell betrifft. Die Berechnung der K-Faktoren ist ja dadurch motiviert, dass von den Staatsausgaben konjunkturelle Wirkungen ausgehen. Wäre man nicht dieser Auffassung, so könnte man den Ausgabenplafond in jedem Jahr einfach den erwarteten Einnahmen gleichsetzen. Wenn aber die Staatsausgaben die Konjunktur beeinflussen, müsste dies bei der Berechnung des K-Faktors berücksichtigt werden, indem dieser simultan mit den Wirkungen der Staatsausgaben auf das BIP und das Potential bestimmt wird. Ich komme zum Schluss, dass die Vernachlässigung dieser Endogenität theoretisch zwar relevant, praktisch aber ohne grosse Bedeutung ist.

Im 13. Abschnitt wende ich mich dem State-Space-Modell zu, das den HP-Filter um eine zusätzliche Gleichung erweitert, die den Output Gap auf ein Mass für die Arbeitslosigkeit konditioniert. Dadurch gelingt es, die Randwert-Instabilität signifikant zu vermindern. Gleichzeitig wird auch eine Reduktion der Trendvolatilität erreicht. Da die Schätzung auf Quartalsbasis erfolgt, habe ich zum Vergleich auch den HP-Filter, den HPX-Filter (HP mit integrierter BIP-Prognose) und den MHP-Filter auf Quartalsbasis geschätzt. Diese Ansätze werden hinsichtlich der Randwert-Instabilität und der beiden Masse für die Trendvolatilität miteinander verglichen. Dabei zeigen sich meines Erachtens Vorteile für den HPX-Filter und den State-Space-Ansatz. Dies gilt für die historische Analyse und auch für das Verhalten bei der Bestimmung des K-Faktors für 2021. Insbesondere dauert es nach einer Rezession länger, bis das BIP den Potentialpfad übersteigt und damit von der Schuldenbremse wieder Budgetüberschüsse verlangt werden.

Im 14. Abschnitt zeige ich, wie ausgewählte Verfahren hinsichtlich des Symmetrie-Kriteriums zu beurteilen sind.

In einem *Anhang* gehe ich auf die Frage ein, wie stark die Beurteilung der Situation am aktuellen Rand in den verschiedenen Filterverfahren von der unterstellten BIP-Prognose abhängt.

1. HP-Filter

Der HP-Filter minimiert die gewichtete Summe von zwei Varianzen. Die erste Varianz bezieht sich auf die *Abweichungen des Trends von der Originalreihe*. Die zweite Varianz bezieht sich auf die *Richtungsänderungen des Trends*. Ein hoher Wert des Parameters λ gibt der zweiten Varianz mehr Gewicht, was zu einem glatteren Trendverlauf (= Potentialoutput) und grösseren Abweichungen des BIP von diesem Trend (= Output Gap) führt. Für Jahresdaten (Quartalsdaten) schlagen Hodrick und Prescott $\lambda = 100$ (1600) vor. Dies bedeutet, dass die Standardabweichung des Output Gap 10 (40) Mal grösser sein soll als die Standardabweichung des Potentialwachstums.

Das Minimierungsproblem hat eine einfache mathematische Lösung: Der Trend, der die Varianzsumme minimiert, berechnet sich als gleitendes Mittel der Originalwerte. Das in Grafik 1 gezeigte Gewichtungsschema bezieht sich auf die Filterung einer Originalreihe mit 32 Beobachtungen (z.B. 1989-2020). Der Beobachtungswert von Periode t geht mit einem Gewicht von rund 0.11 in den Trendwert von Periode t ein. Vorausgehende ($t-1$, $t-2$, ...) und nachfolgende ($t+1$, $t+2$, ...) Beobachtungswerte werden mit zunehmendem Abstand von t symmetrisch schwächer gewichtet. Gegen den Anfang ($t = 1$) und das Ende ($t = T$) der Originalreihe hin fehlen aber vorausgehende bzw. nachfolgende Werte. Die Trendberechnung wird deshalb asymmetrisch. Sie basiert am Reihenende T nur noch auf Beobachtungswerten für T , $T-1$, $T-2$, ... Der letzte Beobachtungswert erscheint mit einem relativ hohen Gewicht von 0.36 im Trendwert. Dies hat zur Folge, dass der Trend stark zur Originalreihe tendiert, was – wie ich ausführen werde – im Bericht etwas irreführend als *endpoint bias* bezeichnet wird. Wenn dann die fehlende Information in Form von Beobachtungen für $T+1$, $T+2$, ... hinzukommt, wird die Berechnung des Trendwertes in Periode T wieder symmetrisch. Dadurch können sich starke nachträgliche Korrekturen des Trends und der zyklischen Komponente des Output Gap ergeben. Dabei handelt es sich um die sogenannte *Randwert-Instabilität*.

Grafik 1 zeigt rot die Entwicklung des logarithmierten BIP und blau den HP-Trend, geschätzt mit Daten von 1980 bis 2020. Die grünen Linien zeigen, wie man den Trend und den Output Gap auf reduzierter Datenbasis (1980-1996, 1980-1997, 1980-1998, ... 1980-2019) eingeschätzt hätte. Man kann diese Schätzungen als "rekursiv" bezeichnen, wobei wenig daran wirklich rekursiv ist. Es wird einfach die Datenbasis schrittweise um ein Jahr erweitert. Die graue Linie zeigt nicht eigentlich einen Trendverlauf, sondern fasst die Endpunkte der rekursiven Trendschätzungen zusammen. Ich verwende dafür die Bezeichnung "real-time"-Trend und reserviere den Ausdruck "rekursiv" für die grünen Linien, welche die Einschätzung des Trendverlaufs auf Basis des jeweils gegebenen Informationsstandes zeigen.³ Im Bericht wird der "real-time"-Trend als "rekursiv" geschätzter Trend bezeichnet. Er spielt in der Beurteilung der verschiedenen Verfahren der Trendschätzung eine zentrale Rolle.

Die Randwert-Instabilität (RWI) gibt an, wie stark sich die Einschätzungen am aktuellen Rand (1996, 1997, 1998, ... 2019) ändern, wenn zusätzliche Beobachtungspunkte zum Stützbereich der Schätzung hinzugefügt werden. Sie ist als "root-mean-square error" der Abweichungen des "real-time"-Trends von der blauen Trendschätzung

³ Im Jahr T würde die Frage nach dem momentane Trendwachstum aufgrund der Randsteigung des mit Daten bis T geschätzten Trends beantwortet. Diese Antwort entspricht dem aktuellen Informationsstand. Kaum jemand würde auf die Idee kommen, dazu den Endpunkt des mit Daten bis T geschätzten Trends mit dem Endpunkt des mit Daten bis $T-1$ geschätzten Trends vergleichen. Dieser Vergleich zeigt nicht das Trendwachstum, sondern den Niveau-Shift, der aus der Zusatzinformation eines weiteren Beobachtungspunktes für das BIP resultiert. Es ist aber genau das, was sich in den Bewegungen der grauen Linie von Grafik 1 niederschlägt. Die Schätzungen auf verkürzter Datenbasis verwenden heutige Daten. Datenrevisionen sind also nicht berücksichtigt. Die Bezeichnung "real time" ist deshalb nicht ganz korrekt. Im Bericht wird dies mit der Bezeichnung "non-vintage" zum Ausdruck gebracht.

auf voller Datenbasis ausgedrückt. $RWI = 0.9924$ bedeutet, dass die Trendwerte am jeweiligen aktuellen Rand um durchschnittlich knapp ein Prozent falsch eingeschätzt werden bzw. nachträglich in diesem Ausmass korrigiert werden müssen. Daraus resultieren Revisionen des Output Gap von knapp einem Prozentpunkt.

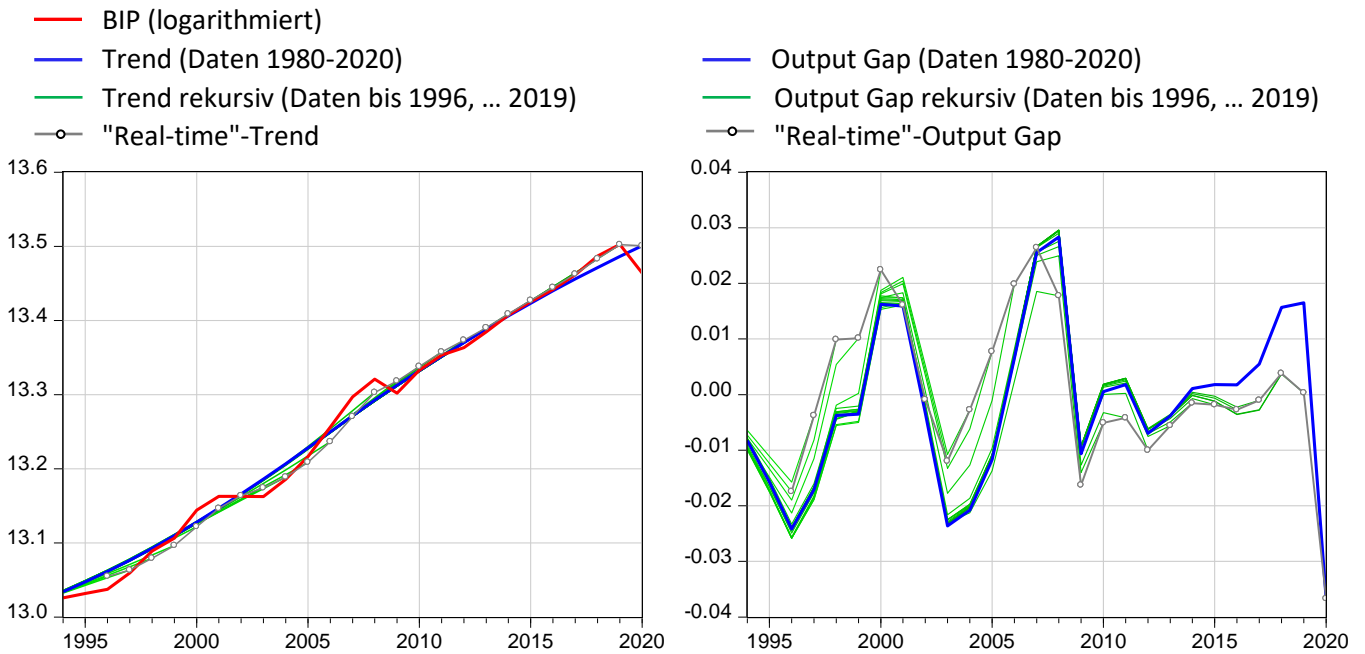
Der Ausschnitt 2006-2010 in Grafik 1 zeigt etwas klarer, was mit den Schätzungen im Umfeld einer Rezession passiert. Der hohe BIP-Wert von 2008 zieht die grüne Trendschätzung nach oben. Es wird für 2008 ein Output Gap von knapp 2 Prozent angezeigt. Mit dem BIP-Einbruch von 2009 verschiebt sich der Trend aber wieder nach unten, so dass für 2008 schliesslich ein deutlich grösserer Output Gap von fast 3 Prozent resultiert. Für 2009 wird zunächst ein Output Gap von -1.7 Prozent angezeigt. Der Trend wird aber nachträglich durch die weiterhin eher tiefen BIP-Werte nach unten gezogen, bis er schliesslich auf der blauen Linie liegt, so dass der Output Gap im Jahr 2009 auf -1 Prozent geschätzt wird. Der Grafik ist auch zu entnehmen, dass sich durch den Einbezug zusätzlicher BIP-Werte nicht selten das Vorzeichen des Output Gap ändert (z.B. für 2005).

In der in Grafik 1 integrierten Tabelle werden auch die beiden im Bericht verwendeten *Volatilitätsmasse* ausgewiesen. $VOLd$ setzt die Standardabweichung des Trendwachstums ins Verhältnis zur Standardabweichung des BIP-Wachstums, $VOLdd$ setzt die Standardabweichung der Veränderung des Trendwachstums in Verhältnis zur Standardabweichung der Veränderungen des BIP-Wachstums. Der für $VOLd$ ausgewiesene Wert von 0.41138 bedeutet beispielsweise, dass sich die Volatilität des BIP zu ungefähr 41 Prozent in der Volatilität der "real-time" Trendschätzungen niederschlägt. Es ist zu betonen, dass sich beide Masse auf die Bewegung der *Endpunkte* der rekursiven Trendschätzungen, also auf die von mir als "real-time"-Trend bezeichnete Kurve beziehen. Was sich von Jahr zu Jahr spürbar ändert, ist nicht die Steigung der rekursiven Trendschätzungen. Vielmehr verschieben sich diese Trendlinien von Jahr zu Jahr mehr oder weniger parallel nach oben oder nach unten, so dass es zu einer relativ starken Streuung der Endpunkte kommt. Der auf voller Datenbasis geschätzte blaue Trend ist viel weniger volatil als der "real time"-Trend. Analog zu $VOLd$ berechnet, beziffert sich die Volatilität auf 0.1262. Es ist letztlich die Randwert-Instabilität, die für die vergleichsweise grosse Volatilität des "real time"-Trends verantwortlich ist. In Abschnitt 7 versuche ich, den Unterschied der beiden Volatilitätsmasse etwas klarer herauszuarbeiten.

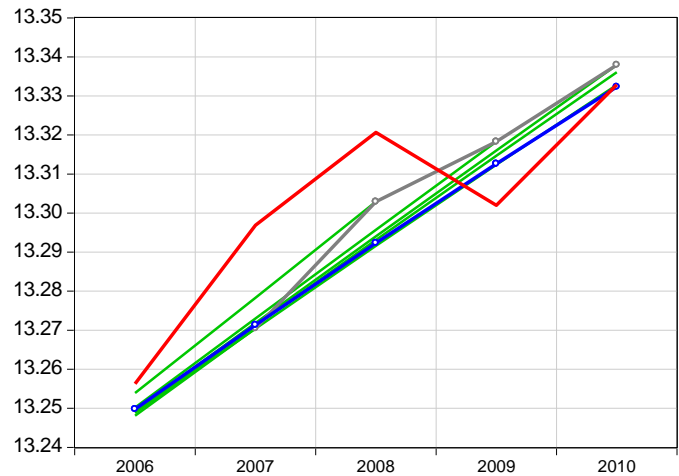
2. MHP-Filter (modifizierter HP-Filter)

Die Modifikation des HP-Filters (Bruchez 2003) geht von der Überlegung aus, dass der Trend vom HP-Filter am Reihenende (und auch am wirtschaftspolitisch weniger relevanten Reihenanfang) "zu wenig" geglättet wird, also "zu stark" zu den Originalwerten tendiert. Um diesen "bias" zu korrigieren, wird der Glättungsparameter λ für die letzten zwei Beobachtungen um die Faktoren 1.5 bzw. 3 erhöht. Auf diese Weise wird in der zu minimierenden Zielfunktion der Filterschätzung das Gewicht des Glättungsterms (zweite der oben erwähnten Varianzen) zulasten des Output Gap (erste der oben erwähnten Varianzen) erhöht. Dies äussert sich in einem gegenüber dem HP-Filter veränderten Gewichtungsschema der Trendberechnung (Grafik 2). Innerhalb der Zeitreihe stimmt das Gewichtungsschema mit dem HP-Filter überein. Im Vergleich zum HP-Filter wird der letzte Beobachtungswert für das BIP aber viel weniger stark gewichtet, der zweitletzte ungefähr gleich stark und die weiter zurückliegenden stärker.

Grafik 1: HP-Filter (LAMBDA = 100)



Ausschnitt 2006-2010



Randwert-Instabilität und Volatilität des "real time"-Trends

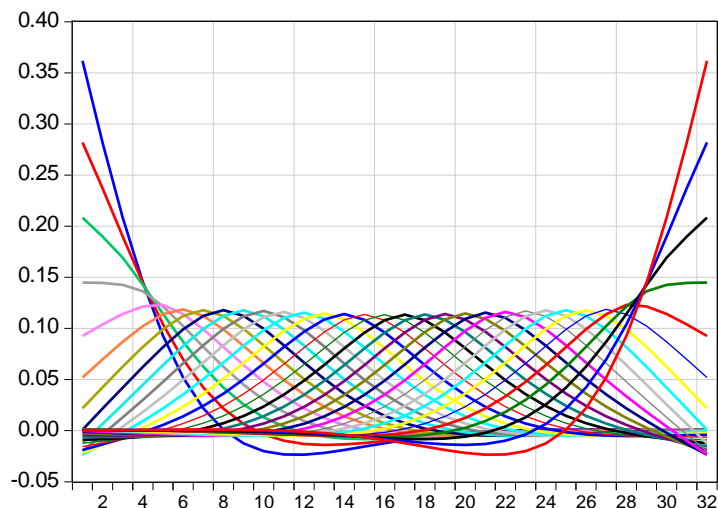
Randwert-Instabilität	RWI	0.99240
Volatilität	VOLd	0.41138
	VOLdd	0.33989

RWI: "Root-mean-square error" bezogen auf die Abweichungen des "real time"-Trends von der Trendschätzung auf voller Datenbasis.

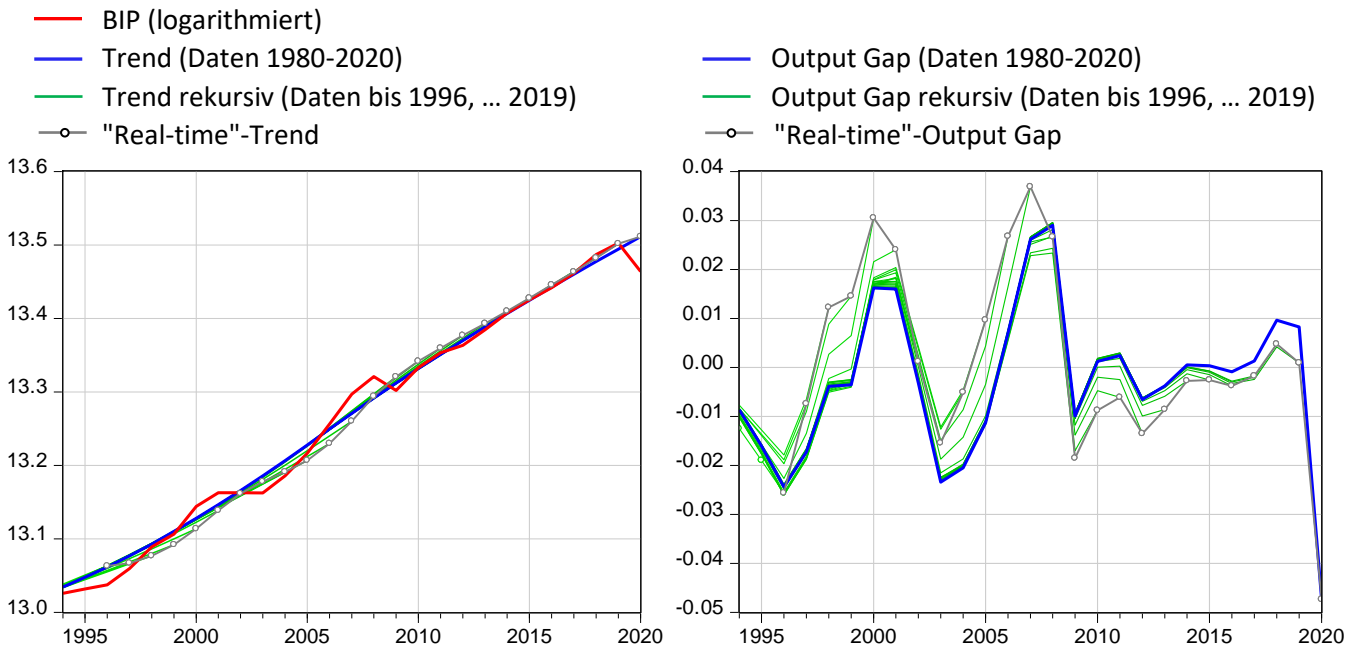
VOLd: Standardabweichung der ersten Differenzen des "real time"-Trends (Trendwachstum) relativ zur Standardabweichung der ersten Differenzen des logarithmierten BIP (BIP-Wachstum).

VOLdd: Standardabweichung der zweiten Differenzen des "real time"-Trends (Veränderung des Trendwachstums) relativ zur Standardabweichung der zweiten Differenzen des logarithmierten BIP (Veränderung der BIP-Wachstums)

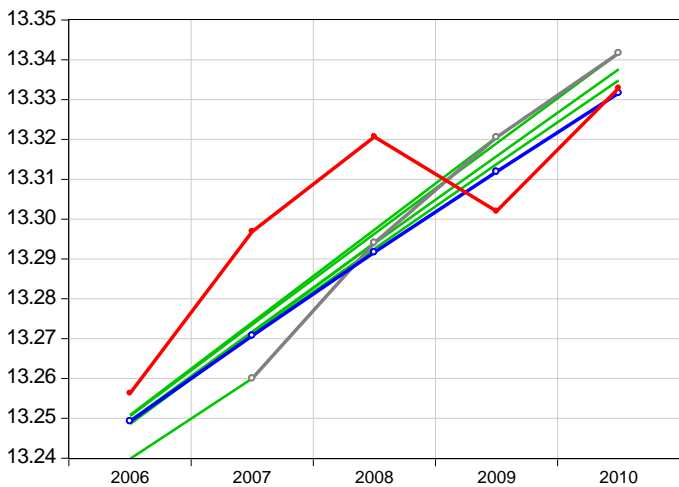
Gewichtungsschema des HP-Filters (Reihe mit 32 Beobachtungen)



Grafik 2: MHP-Filter (LAMBDA = 100)



Ausschnitt 2006-2010



Randwert-Instabilität und Volatilität des "real time"-Trends

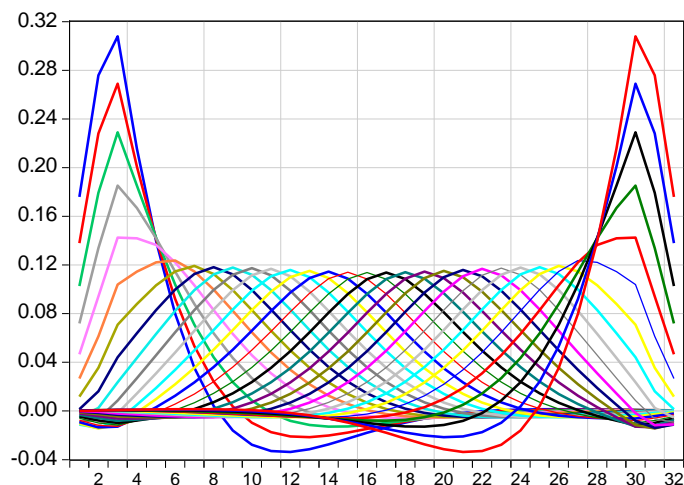
Randwert-Instabilität	RWI	1.05280
Volatilität	VOLd	0.36484
	VOLdd	0.22512

RWI: "Root-mean-square error" bezogen auf die Abweichungen des "real time"-Trends von der Trendschätzung auf voller Datenbasis.

VOLd: Standardabweichung der ersten Differenzen des "real time"-Trends (Trendwachstum) relativ zur Standardabweichung der ersten Differenzen des logarithmierten BIP (BIP-Wachstum).

VOLdd: Standardabweichung der zweiten Differenzen des "real time"-Trends (Veränderung des Trendwachstums) relativ zur Standardabweichung der zweiten Differenzen des logarithmierten BIP (Veränderung der BIP-Wachstums)

Gewichtungsschema des MHP-Filters (Reihe mit 32 Beobachtungen)



Der Bericht ist mit Blick auf die Schuldenbremse vom Bemühen geprägt, einen Filter zu finden, der einen möglichst glatten Verlauf des "real-time"-Trends ergibt. Damit soll erreicht werden, dass der Output Gap z.B. in einer Rezession genügend stark negativ wird, so dass sich über einen deutlich über Eins steigenden K-Faktor eine Stabilisierung des Ausgabenplafonds gegenüber den rezessionsbedingt rückläufigen Staatseinnahmen ergibt. Zudem wird es fiskalpolitisch als wünschenswert erachtet, dass sich der Output Gap in einer nachfolgenden Erholung nicht zu rasch ins Positive dreht. Damit soll verhindert werden, dass kurz nach dem Rezessionstiefpunkt bereits wieder Rechnungsüberschüsse verlangt werden. Wie ein Vergleich von Grafik 1 mit Grafik 2 zeigt, geht der MHP-Filter gegenüber dem HP-Filter hinsichtlich dieser Zielsetzung in die richtige Richtung, allerdings – wie im Bericht betont wird – nicht genug: *Lors de l'introduction du frein à l'endettement, le PIB trend a été calculé en lissant la série annuelle de PIB réel par le filtre HP de Hodrick-Prescott avec «smoothing parameter» $\lambda = 100$. HP souffre toutefois du «end-point bias»: le PIB trend ainsi calculé est exagérément influencé par la dernière valeur du PIB effectif. ... Depuis 2004, le PIB trend est calculé en lissant la série de PIB réel avec le filtre MHP (100) qui est une version du filtre HP modifiée pour réduire le «end-point bias»... Depuis 2004, l'expérience avec MHP (100) est positive. L'AFF a toutefois étudié des alternatives. En effet, le PIB trend calculé par MHP (100) était perçu comme insuffisamment lisse... Une autre critique formulée contre MHP (100) est qu'en cas de crise durable, ce filtre considère assez rapidement que la situation de crise est la nouvelle normale et cesse d'autoriser des déficits.*

Über den von den rekursiven Schätzungen abgedeckten Zeitraum (1996-2019) wird die Volatilität des "real-time"-Trends im Vergleich zum HP-Filter reduziert. Für VOLd ist der Unterschied eher klein (0.36484 vs. 0.41138), für VOLdd aber recht ausgeprägt (0.22512 vs. 0.33989). Die stärkere Reduktion von VOLdd erklärt sich damit, dass die Modifikation des MHP-Filters gegenüber dem HP-Filter genau auf die Verminderung dieses Volatilitätsmasses abzielt. Mit der stärkeren Trendglättung wird wunschgemäss erreicht, dass für die Rezessionsjahre 2009 und 2020 stärker negative Output Gaps angezeigt werden, und in den Jahren nach der Finanzkrise der "real time" berechnete Output Gap deutlicher im Negativbereich verharret.

So weit, so gut. Problematisch ist aber der Umstand, dass sich die stärkeren "real time"-Ausschläge des Output Gap fast durchwegs abschwächen, wenn weitere BIP-Werte in die Berechnung einbezogen werden. Nur das Jahr 2003 stellt diesbezüglich eine Ausnahme dar. Der Grund liegt darin, dass der milden Wachstumsabschwächung von 2003 eine mehrjährige Phase mit starkem BIP-Wachstum folgte, was den Trendwert für 2003 sukzessive nach oben verschiebt und so den Output Gap 2003 stärker negativ werden lässt. Die stark positiven Output Gaps von 2000 und 2007 werden aber nachträglich deutlich nach unten und der stark negative Output Gaps von 2009 wird deutlich nach oben korrigiert. Dass es nachträglich aufgrund neuer Dateninformation zu Revisionen kommt, ist als unvermeidbar zu akzeptieren. Problematisch ist aber, dass diese Revisionen zum Voraus absehbar sind. So ist – analog zu 2009 – für das Jahr 2020 damit zu rechnen, dass die "real-time"-Schätzung des Output Gap von -4.7 Prozent nachträglich als übertrieben erscheinen wird. Dies ist absehbar, weil der vom MHP-Filter schwach gewichtete ausserordentlich tiefe BIP-Wert des Jahre 2020 in den Folgejahren mit einem höheren Gewicht in die Trendberechnung eingehen wird, was den Trend nach unten ziehen und entsprechend einen weniger stark negativen Output zur Folge haben wird. Damit dies nicht passiert, müsste 2021 ein Konjunkturaufschwung von noch nie gesehenem Ausmass stattfinden. Im Allgemeinen sind aber Rezessionen von einem graduellen Erholungsprozess gefolgt. In solchen Situationen macht der MHP-Filter einen systematischen Fehler. Der Trend wird in einem Rezessionsjahr zunächst mit der tiefen Gewichtung vom BIP-Einbruch abgeschirmt. In der Folge geht dann aber der tiefe BIP-Wert, weil er sich nicht mehr am Reihende befindet, mit höheren Gewichten in die Trendberechnung ein. Mit dem gegenüber dem HP-Filter veränderten Gewichtungsschema handelt sich der MHP-Filter eine zeitliche Inkonsistenz ein.

Eine ergänzende Sicht auf dieses Problem ergibt sich, indem man sich überlegt, welche *implizite Annahme* vom MHP-Filter mit der Tiefengewichtung der letzten Beobachtungswertes hinsichtlich der nachfolgenden BIP-Entwicklung getroffen wird. Damit der in einer Rezession am Reihende T auf hohem Niveau stabilisierte Trend und der entsprechend stark negative Output Gap Bestand haben, müsste im Jahr $T+1$ ein Aufschwung von einem Ausmass eintreten, der das BIP schlagartig über den Trend hinaus ansteigen lässt – eine fast immer unrealistische Annahme. Ich werde in Abschnitt 9 genauer auf diesen Punkt eingehen.

3. Wie hängen "endpoint bias", Randwert-Instabilität und Volatilität der Trends zusammen?

In diesem Abschnitt befasse ich mich mit der Frage, inwiefern beim HP-Filter überhaupt von einem "endpoint bias" und beim MHP-Filter entsprechend von einer Verminderung des "endpoint bias" im Sinne einer Verzerrung die Rede sein kann. Zwar ist "per Konstruktion" gegeben, dass der MHP-Trend weniger stark auf den jeweils letzten Beobachtungswert reagiert als der HP-Trend. Die Stärke dieser Reaktion wird im Bericht mit SLOPE bezeichnet. Mit dem SLOPE ist aber noch nichts über einen "bias" ausgesagt. Um von einem "bias" sprechen zu können, müsste man über eine "richtige" Bezugsgrösse verfügen, die Trendschätzung also mit dem "wahren" Potentialoutput verglichen können. Dieser ist aber unbekannt. Verzerrung also gegenüber was?

Dazu die folgende Überlegung. Bei der Beurteilung eines Filterverfahrens stellen sich zwei Fragen. (1) Wie gut ist der Filter in der Lage, den wahren Potentialoutput zu schätzen. (2) Wie gross ist die Unzuverlässigkeit am aktuellen Rand. Für die Beantwortung von Frage (1) betrachtet man die Trendschätzung sinnvollerweise genügend weit innerhalb der Zeitreihe, so dass das Randproblem (2) nicht präsent ist. Weil der wahre Potentialoutput unbekannt ist, kann Frage (1) zwar kaum schlüssig beantwortet werden.⁴ Hat man sich aber auf ein bestimmtes Filterverfahren festgelegt, so ist davon auszugehen, dass die Trendschätzungen genügend weit innerhalb der Zeitreihe relativ zuverlässig sind, zuverlässiger jedenfalls als die Randschätzungen. Wenn man nicht dieser Auffassung wäre, sollte man zum Vorneherein ein anderes Verfahren wählen. Daraus folgt, dass man Frage (2) am besten angeht, indem man in einer rekursiven Analyse abklärt, wie stark sich die Randschätzungen verändern, wenn zusätzliche Beobachtungspunkte in die Filterung einbezogen werden. Dies ist die Analyse der Randwert-Instabilität von Grafiken 1 und 2. Die Frage nach dem Ausmass des "endpoint bias" fällt folglich mit der Frage nach dem Ausmass der Randwert-Instabilität zusammen. Eine andere Messung des "endpoint bias" existiert nicht. Man kann nur *methodenintern* abklären, wie stark die provisorischen Einschätzungen am Reihenrand T revidiert werden, wenn die fehlende Information über die BIP-Entwicklung in $T+1$, $T+2$, ... eintrifft und die asymmetrische Gewichtung wieder in das symmetrische Gewichtungsschema übergeht. Diese Revisionen sind umso kleiner, je besser das asymmetrische Gewichtungsschema am aktuellen Rand die nachfolgende BIP-Entwicklung zu antizipieren vermag.

Mit der schwächeren Gewichtung des jeweils letzten Beobachtungswertes wird zwar dessen Einfluss auf den Trend vermindert (kleinerer SLOPE). Mit einer Verminderung des "endpoint bias" im Sinne einer geringeren Verzerrung hat dies aber nichts zu tun. Es läuft vielmehr darauf hinaus, den jeweils letzten Beobachtungswert als *nicht-repräsentativ* für die fehlenden nachfolgenden BIP-Werte zu betrachten. Bei einer Autokorrelation des BIP von 0.936 auf Jahresbasis und 0.986 auf Quartalsbasis ist dies keine besonders gute Idee, sondern führt dazu,

⁴ Man kann sich dabei nur die von anderen Indikatoren vermittelte Zusatzinformation stützen. In meinen Untersuchungen zuhanden des SECO und der KOF (Stalder 2000 a, b, c, d) bin ich zum Schluss gekommen, dass der HP-Filter schlecht abschneidet. Er zeigt zum Beispiel um die Mitte der 1990er Jahre einen bereits wieder geschlossenen Output Gap an, während Indikatoren wie die hohe Arbeitslosenquote, die rückläufige Inflation und die tiefe Investitionsquote klar auf einen anhaltend negativen Output Gap hindeuten.

dass starke Trendrevisionen *absehbar* sind. Es ist jedoch festzuhalten, dass der HP-Filter bezüglich der Randwert-Instabilität nur wenig besser abschneidet: Der "real-time"-Trend wird beim MHP-Filter nachträglich um 1.053 Prozent und beim HP-Filter um 0.992 Prozent korrigiert.

Natürlich kann man pragmatisch argumentieren, um die nachträglichen Revisionen von Trend, Output Gap und K-Faktor brauche man sich im Rahmen der Schuldenbremse nicht zu kümmern. Was zähle, sei einzig, dass die "real-time"-Trendschätzungen und damit der Ausgabenplafond von Jahr zu Jahr möglichst stabil seien, und in dieser Hinsicht sei der MHP-Filter (oder ein Verfahren, das noch stärker glättet) durchaus zielführend. Nachträgliche Revisionen der K-Faktoren müsse man nicht publik machen, und es sei auch nicht damit zu rechnen, dass externe Personen auf die Idee kämen, die Festlegung des Ausgabenplafonds für zurückliegende Jahre als nicht konjunkturgerecht zu kritisieren. Diese Argumentation ist nicht sehr wissenschaftlich. Zudem verkennt sie, dass in bestimmten Situationen bereits bei der Festlegung des K-Faktors *absehbar* ist, in welcher Richtung dieser nachträglich korrigiert werden muss. Dies gilt vor allem in scharfen Rezessionen, weil mit der Heruntergewichtung des letzten BIP-Wertes implizit unterstellt wird, dass das BIP im folgenden Jahr schlagartig nach oben überschießt. Dies wird mit an Sicherheit grenzender Wahrscheinlichkeit kaum je eintreten, so dass der Trend und damit der Ausgabenplafond zu hoch angesetzt sind. Das Problem ist also nicht, dass es zu Trendrevisionen kommt. Diese sind unvermeidbar. Störend ist, dass die Richtung der Trendrevisionen in bestimmten Situationen vorhersehbar ist.

Des Weiteren scheint mir auch fraglich, ob ein *möglichst glatter Trend*, im Extremfall also eine Gerade, finanzpolitisch wirklich wünschbar ist, in *Figure 1* des Berichts also der Punkt (0,0) ideal wäre. Wenn ein Filterverfahren diesen Punkt erreicht, würde der Ausgabenplafond über die Zeit parallel zum linearen "real-time"-Trend mit einer konstanten Rate ansteigen, also auch nicht auf länger anhaltende Phasen starken oder schwachen BIP-Wachstums reagieren. Dies wäre nur dann vertretbar, wenn das logarithmierte BIP einem trendstationären Prozess folgen würde, man also davon ausgehen könnte, dass das BIP nach Ausschlägen immer wieder zu einem unveränderten linearen Potentialtrend zurückkehrt. Diese Voraussetzung ist aber nicht gegeben. Ich würde deshalb das Kriterium eines möglichst glatten Trends nur in zweiter Linie herbeiziehen, in dem Sinn, dass man von zwei Methoden, die in Bezug auf die Randwert-Instabilität gleichwertig sind, derjenigen mit dem glatteren Trendverlauf den Vorzug geben kann. Selbst dieses Vorgehen ist jedoch nicht unproblematisch, denn die Frage, wie stark sich das Potentialwachstum in einer Rezession abschwächt (bzw. in einem Aufschwung zunimmt) ist schwierig zu beantworten. In einer Rezession kommt es typischerweise zu einem starken Einbruch der Investitionen. Zudem erhöht sich möglicherweise die Abschreibungsrate. Wie stark wirkt sich dies auf die Entwicklung des für den Potentialpfad relevanten Kapitalstocks aus? Betreiben die Unternehmungen "labor hoarding", so dass die Arbeitskräfte bei anziehender Konjunktur sofort wieder aktiviert werden können? In welchem Mass vermag das Instrument der Kurzarbeit zu einer Stabilisierung des Potentials beizutragen? Möglicherweise geht eine Rezession mit einer nachhaltig veränderten Nachfragestruktur einher, so dass bestimmte Produktionskapazitäten obsolet werden, während andere Sektoren in der nachfolgenden Erholung rasch an die Kapazitätsgrenze stossen. Diese und viele andere Fragen rufen nach einer vertieften Analyse, die je nach der konkret vorliegenden Situation anders ausfallen dürfte. Sie können von einem univariaten Filter, der sich allein auf die BIP-Entwicklung stützt und zur Trendbestimmung stets das gleiche Gewichtungsschema verwendet, kaum adäquat beantwortet werden. Das Kriterium "je glatter, desto besser" ist meines Erachtens jedenfalls ökonomisch kaum begründbar.

Damit ist allerdings nicht gesagt, dass es fiskalpolitisch immer richtig ist, nach einer Rezession bereits zum Zeitpunkt, wo das BIP auf noch tiefem Niveau den Potentialoutput übersteigt, wieder einen Budgetüberschuss

anzustreben. Möglicherweise wäre es besser, in einer solchen Situation noch für eine gewisse Zeit an einer expansiven Fiskalpolitik festzuhalten, weil damit über die Stimulierung der Investitionen nicht nur das BIP, sondern auch der Potentialoutput positiv beeinflusst wird.

In diesem Zusammenhang ist ein weiteres Problem zu erwähnen. Die Berechnung des Ausgabenplafonds über den K-Faktor ist damit begründet, dass die Fiskalpolitik konjunkturwirksam ist. Wäre dem nicht so, so könnte man den Ausgabenplafond einfach den erwarteten Einnahmen gleichsetzen. Im Widerspruch dazu werden dann aber das BIP und der Potentialoutput bei der Berechnung des K-Faktors als exogen vorgegeben betrachtet. Diese Inkonsistenz könnte ein weiterer Grund dafür sein, dass der berechnete Ausgabenplafond fiskalpolitisch nicht optimal ist. Ich werde in Abschnitt 12 versuchen, diesen Punkt etwas genauer zu beleuchten.

4. Kritische Anmerkungen zu verschiedenen Aussagen des Berichts

In diesem Abschnitt gehe ich auf verschiedene meines Erachtens problematische Aussagen des Berichts etwas detaillierter ein.

Einbezug von Prognosewerten in die Filterung

Auf Seite 11 des Berichts werden zwei alternative Verfahren in Betracht gezogen, die ebenfalls zu einem glatten Trendverlauf beitragen könnten. (1) Man könnte den Filter für die Berechnung des K-Faktors im Budgetjahr über eine mit den Prognosen für die Finanzplanjahre erweiterte BIP-Reihe laufen zu lassen. (2) Man könnte den Filter über eine mit einer ARIMA-Prognose erweiterte BIP-Reihe laufen lassen. Beide Möglichkeiten werden verworfen: (1) *Or il est notoire que les prévisions du PIB effectif à une échéance aussi lointaine sont très hasardeuses.* (2) *Etendre la série par des prévisions effectuées par un modèle ARIMA est d'ailleurs une approche standard pour gérer la problématique du end-point bias, mais nous y avons renoncé à cause de l'incertitude sur ces prévisions.*

Konjunkturprognosen über mehr als zwei Jahre sind in der Tat unzuverlässig, und ARIMA-Prognosen ebenfalls. Die relevante Frage ist aber, ob die implizite Annahme des MHP-Filters bezüglich des BIP-Verlaufs jenseits des aktuellen Randes die tatsächliche Entwicklung besser antizipiert. Dies ist mit grosser Wahrscheinlichkeit nicht der Fall, wäre aber Voraussetzung dafür, dass der MHP-Filter den beiden Alternativen überlegen ist.

Randwert-Instabilität und SLOPE

An verschiedenen Stellen des Berichts wird auf das Kriterium der Randwert-Instabilität eingegangen. Es wird durchwegs als wenig aussagekräftig oder sogar irrelevant betrachtet. Zum Beispiel auf Seite 14: *On parle de «Randwert-Instabilität» quand la perception de la situation conjoncturelle en une année donnée paraît sous un autre jour quelques années plus tard (on juge par exemple différemment la conjoncture de 2015 en 2020 qu'on l'avait jugée en 2015 avec la même méthode). La pertinence de ce critère dépend d'hypothèses qui ne sont pas nécessairement vérifiées. En effet, il est légitime que le PIB trend en une année donnée change quand de nouvelles informations sur l'évolution postérieure à cette année sont disponibles (pour juger par exemple dans quelle mesure une crise est transitoire ou persistante). La valeur idéale sur ce critère n'est pas claire. Ce critère pourrait devenir plus pertinent s'il était corrélé avec la capacité de trouver le véritable PIB potentiel. Selon nos calculs, une telle corrélation n'existe pas.*

Oder auf Seite 56: Ein hoher Endpoint-bias bedeutet, dass der letzte Trendwert stark vom letzten Reihenwert beeinflusst wird; ein tiefer Endpoint-bias, dass der letzte Trendwert stark von vergangenen Reihenwerten beeinflusst wird. Die Bezeichnung «Endpoint-bias» beschreibt diese Verschiebung (Bias) der Gewichtung hin zum letzten Wert (Endpoint). Il n'est toutefois pas clair quel impact le dernier point de PIB effectif devrait

idéalement avoir sur son PIB trend. Cet effet ne devrait pas être nul, car il est normal qu'un changement des données modifie le trend. Mais on sait que le filtre HP conduit par construction à un impact trop important (parce que les coudes du PIB trend en fin de période ne pénalisent pas la fonction de coût de HP autant qu'un coude éloigné des extrémités de la fenêtre). A part les considérations pratiques lors du calcul de PIB potentiel du budget, l'importance du critère du end-point bias résulte surtout de sa corrélation avec la volatilité du PIB trend (§6.1). Die Randwert-Instabilität gibt an, wie stark die vergangenen jeweiligen letzten Trendwerte korrigiert werden müssen um auf den Trendwert zu gelangen, der durch die Anwendung derselben Methode zu einem späteren Zeitpunkt eruiert wird. Eine tiefe Randwert-Instabilität bedeutet, dass die Einschätzung am aktuellen Rand bereits relativ nahe an die Einschätzung zu einem späteren Zeitpunkt herankommt. Unter der Annahme, dass die spätere Einschätzung des Trends nah am veritablen Potential liegt, ist eine tiefe Randwert-Instabilität wünschenswert. Da das veritable Potential jedoch nicht beobachtbar ist, kann diese Annahme nur anhand artifizieller Daten überprüft werden. Dies wird in Kapitel 5.2.2 und 5.2.3 vorgenommen, dabei wird keine robuste Relation zwischen tiefer Randwert-Instabilität und dem Auffinden des veritablen Potentials (d.h. für diese Annahme) gefunden. On peut construire des méthodes qui sont parfaites sur le critère de Randwert-Instabilität, tout en étant très mauvaises. Ainsi une méthode qui fixe le PIB trend à 700 milliards CHF quelle que soit la situation aura une Randwert-Instabilität nulle. Example à peine moins farfelu : une méthode qui fixerait un PIB trend toujours égal au PIB effectif serait très bonne sur le critère Randwert-Instabilität puisqu'en l'absence de révisions des PIB effectifs passés elle serait même parfaite.

In diesen Textpassagen ist vieles richtig gesagt. Es schleichen sich aber meines Erachtens auch verschiedene Unstimmigkeiten ein. Selbstverständlich können neue Informationen zu neuen Einschätzungen führen, vor allem wenn sie nicht den vorherigen Erwartungen entsprechen. Deshalb ist eine gewisse Randwert-Instabilität unvermeidbar. Es ist auch zutreffend, dass man problemlos eine Trendberechnung vornehmen kann, die absolut randstabil ist. Das von den Autoren gemachte Beispiel – $Trend_t = BIP_t$ – ist etwas gar trivial. Randstabil ist jeder Filter, in den nur laufende und zurückliegende Werte eingehen, also z.B. $Trend_t = (BIP_t + BIP_{t-1} + BIP_{t-2})/3$. Diese Trendberechnung wäre vollständig randstabil, würde aber einer inakzeptablen Phasenverschiebung unterliegen. Eine sinnvolle, nicht phasenverschobene Glättung für Periode t muss zwangsläufig Originalwerte für $t+1$, ... einbeziehen, auf die hin geglättet wird. Das Randwert-Problem entsteht daraus, dass für BIP_{t+1} am aktuellen Rand explizit oder implizit eine Annahme unterstellt werden muss. Diese Annahmen werden sich meist als falsch herausstellen. Das Kriterium einer möglichst geringen Randwert-Instabilität zielt darauf ab, diese Annahmen so zu treffen, dass sie zumindest nicht systematisch falsch sind.

Des Weiteren suggeriert der Ausdruck "endpoint bias", dass damit eine Verzerrung gemeint ist. In diesem Sinn interpretiert lässt sich aber nur anhand der Randwert-Instabilität überhaupt feststellen, in welchem Ausmass ein "endpoint bias" vorliegt. So betrachtet ist der "endpoint bias" letztlich mit der Randwert-Instabilität identisch. In der vorstehenden Textpassage wird der "endpoint bias" dann umdefiniert als "zu starke" Gewichtung des jeweils letzten BIP-Wertes im HP-Trend. Entsprechend wird die tiefere Gewichtung des letzten BIP-Wertes im MHP-Filter als Verminderung des "endpoint bias" gesehen. Die dem MHP-Filter zugrundeliegende Idee, den Einfluss des letzten BIP-Wertes auf den Trend abzuschwächen, verkennt die spezielle Bedeutung der letzten BIP-Wertes. Im Unterschied zu einem laufenden BIP-Wert innerhalb der Zeitreihe, der von weiteren BIP-Werten gefolgt wird, steht der BIP-Wert am Reihenende *stellvertretend* für die unbekannt nachfolgende Entwicklung des BIP. Je nach dem Zeitreihen-Charakter der BIP-Reihe kann es durchaus gerechtfertigt sein, den letzten BIP-Wert relativ stark zu gewichten. Ich werde auf diesen Punkt in Abschnitt 5 genauer eingehen. Für den Einfluss des letzten Beobachtungswertes auf den Trend gibt es im Bericht eine treffendere Bezeichnung, nämlich SLOPE. Der

kleinere SLOPE des MHP-Filters vermindert per Konstruktion den Einfluss des letzten BIP-Wertes auf den Trend. Dass damit nicht unbedingt eine Verzerrung gemildert wird, scheinen die Autoren selbst zu realisieren, denn sie kreieren einen neuen Begriff: "Slope Endpoint-Bias". Ich finde, dieser Begriff sollte besser einfach durch SLOPE ersetzt werden. Er wird in Figure 19 der "Randwert-Instabilität" gegenübergestellt. Dabei zeigt sich, dass zwischen den beiden Grössen keine Korrelation festzustellen ist: *HP est meilleur que MHP pour la Randwert-Instabilité, mais est moins bon pour le end-point bias. Le score sur un critère est-il de façon plus générale anti-corrélé avec celui sur l'autre critère ? La figure suivante montre que tel n'est pas le cas.* In diese Betrachtung gehen neben dem HP- und dem MHP-Filter diverse andere Filter ein (CFF, Hamilton, LOESS, SSA, SSA_2). Diese Filter unterscheiden sich vom HP- und MHP-Filter aber nicht nur hinsichtlich des SLOPE, sondern in vielen anderen Punkten, die ebenfalls für eine unterschiedliche Randwert-Instabilität verantwortlich sein können. Aussagekräftig hinsichtlich des Einflusses des SLOPE auf die Randwert-Instabilität ist einzig der Vergleich von HP- und MHP-Filter, und hier zeigt sich klar, dass der im Vergleich zum HP-Filter geringere SLOPE des MHP-Filters die Randwert-Instabilität und damit auch den im Sinne einer Verzerrung verstandenen "endpoint bias" nicht verkleinert, sondern vergrössert. Es besteht also durchaus ein trade-off zwischen dem Wunsch nach einem am aktuellen Rand möglichst glatten Trend und der Revisionsanfälligkeit dieses Trends.

Trägt eine geringe Randwert-Instabilität dazu bei, den "wahren" Potentialoutput zu finden?

Das von mir als relevant erachtete Kriterium der Randwert-Instabilität wird von den Autoren des Berichts als wenig aussagekräftig taxiert. Aus Seite 44 wird ihm dann aber noch eine letzte Chance eingeräumt: *Könnte es sein, dass ein Filter mit tiefer Randwert-Instabilität in der Lage ist, das wahre Potential zuverlässiger zu schätzen als ein Filter mit hoher Randwert-Instabilität?* Ich selbst würde dies nicht behaupten. Wie oben ausgeführt, betrachte ich die Randwert-Instabilität als ein rein methodeninternes Konsistenzkriterium. Nun aber zur gestellten Frage. Die zur Beantwortung gewählte Versuchsanlage sieht wie folgt aus:

Une difficulté des données historiques est que le PIB potentiel n'est pas observable. Il est donc difficile de juger quelle méthode calcule le PIB potentiel le plus proche du véritable PIB potentiel. On peut par contre construire des données artificielles de PIB effectif à partir d'un PIB potentiel donné en lui rajoutant des output gaps qui suivent une certaine loi (avec une certaine espérance, variance et autocorrélation). Ensuite on applique les différentes méthodes sur cette série de PIB effectif pour voir laquelle permet le mieux de retrouver le PIB potentiel qu'on avait utilisé pour construire ces données de PIB effectif (que nous nommons aussi «PIB potentiel véritable», puisque c'est le véritable PIB potentiel dans cet univers). Pour que cet univers ressemble autant que possible au nôtre, nous choisissons un processus générateur aussi réaliste que possible. Comme PIB potentiel, nous prenons le PIB potentiel officiel du SECO qui est une moyenne pondérée de différentes méthodes.¹⁵ Nous avons ensuite calculé la loi que suivent les coefficients k . Nous avons trouvé que ces coefficients suivent approximativement un AR(2). Connaissant cette loi et le PIB potentiel, nous avons généré une série artificielle de PIB effectif. Les différentes méthodes sont ensuite appliquées sur ce PIB effectif pour calculer le PIB trend, avec bien sûr la question de savoir dans quelle mesure ce PIB trend calculé est proche du PIB potentiel véritable connu par construction. Nous avons ainsi produit 500 séries de PIB effectif artificiel générés par un processus aléatoire susceptible de générer le PIB effectif historique. Les données randomisées permettent donc non seulement d'étudier des cas où le PIB potentiel véritable est connu par construction, mais aussi de multiplier le nombre de cas.

Es wird in diesem Experiment ein "wahrer" Potentialpfad vorgegeben. Dabei handelt es sich entweder um eine Gerade oder den Potentialpfad gemäss SECO. Dann werden 500 zufällige BIP-Entwicklungen um diesen Potentialpfad herum generiert. Die Abweichungen vom Trend entsprechend einem durch einen Zufallsterm

gestörten AR(2)-Prozess, der aus der historischen Entwicklung des Output Gap abgeleitet ist. Auf diese artifiziel- len BIP-Verläufe werden dann die verschiedenen Filter angewandt und geschaut, welcher Filter dem vorgegebenen "wahren" Potentialpfad am nächsten kommt. Diese Versuchsanlage ist meines Erachtens nicht sinnvoll. Warum soll ein relativ randstabiler Filter bei einem zufällig um eine Gerade (den Seco-Potentialpfad) herum schwankenden BIP die vorgegebene Gerade (den Seco-Potentialpfad) am besten approximieren? Grundsätzlich sind alle Filter so konzipiert, dass sie die kurz- bis mittelfristigen Schwingungen des BIP dem Output Gap und die längerfristigen Schwingungen dem Trend zuordnen (bei Frequenzfiltern wie Christiano/Fitzgerald explizit). Weil sich die künstlichen BIP-Verläufe auch hinsichtlich der längerfristigen Schwingungen vom tatsächlichen BIP-Verlauf unterscheiden, werden zwangsläufig Trends geschätzt, die vom vorgegebenen "wahren" Potentialpfad abweichen. Das Szenario eines vorgegebenen Potentialpfades und einem zufällig davon abweichenden BIP ist in sich inkonsistent. Auch das Seco wäre mit dem Produktionsfunktions- ansatz zu einem anderen Potentialpfad gekommen, hätte sich das BIP anders entwickelt als dies tatsächlich der Fall war. Es wäre anders investiert worden, der Kapitalstock hätte sich anders entwickelt, die Inflation und die Beschäftigung hätten sich anders entwickelt und die für die Schätzung des Produktivitätsfortschritts massgebenden Residuen der Produktionsfunktion ebenfalls. Bei dieser Versuchsanlage hat kein Verfahren eine Chance, den vorgegebenen "wahren" Potentialpfades zu reproduzieren. Somit ist es nicht erstaunlich, dass alle Verfahren sehr schlecht abschneiden.

Die Frage, welches Verfahren den "wahren" Potentialpfad am zuverlässigsten bestimmt, ist kaum schlüssig zu beantworten, ganz einfach, weil der wahre Potentialpfad unbekannt ist. Es leuchtet auch nicht ein, warum die Randwert-Instabilität als methodeninternes Kriterium dabei eine Rolle spielen soll. Gewisse Anhaltspunkte kann am ehesten ein Vergleich des Output Gap mit anderen Konjunkturindikatoren liefern. So halte ich z.B. die rasche Schliessung des HP-Output Gap in den 1990er Jahren angesichts einer hohen und noch steigenden Arbeitslosig- keit und einer anhaltend fallenden Inflation als unplausibel. Multivariate Filter, die zyklische Indikatoren wie die Inflation, die Arbeitslosigkeit oder die Investitionsquote einbeziehen, haben aufgrund der breiteren Informa- tionsbasis eine bessere Chance, die BIP-Entwicklung in einer realistischen Weise in Potentialtrend und Output Gap aufzuspalten.

5. Gewichtungsschema dargestellt am Beispiel eines einfachen gleitenden Mittels

Die Frage, wie in einem Filter die Beobachtungen am aktuellen Rand zu gewichten sind, lässt sich am Beispiel einer Trendberechnung mit einem symmetrischen gleitenden Mittel illustrieren. Im einfachsten Fall leitet man den Trendwert g wie folgt aus den Originalwerten x ab:

$$g_t = (x_{t-1} + x_t + x_{t+1})/3 \quad (1)$$

Am aktuellen Rand $t = T$ der Zeitreihe fehlt nun aber der Wert für x_{T+1} . Wie soll also der Trendwert g_T berechnet werden? Eine erste Möglichkeit ist:

$$g_T = (x_{T-1} + x_T)/2 \quad (2)$$

In der Terminologie des Berichts würde man sagen, dieses Gewichtungsschema unterliege einem "endpoint bias", weil der letzte Beobachtungswert x_T mit einem zu starken Gewicht von $1/2$ anstatt $1/3$ in den Trendwert g_T eingeht.

Implizit wird mit dieser Gewichtung eine Annahme bezüglich x_{T+1} getroffen. Aus

$$g_T = (x_{T-1} + x_T)/2 = (x_{T-1} + x_T + x_{T+1})/3 \quad (3)$$

folgt:

$$x_{T+1} = (x_{T-1} + x_T)/2 \quad (4)$$

Bei der Trendberechnung nach Gleichung (2) wird also angenommen, x_{T+1} realisiere sich auf dem Mittelwert der letzten beiden Beobachtungswerte. Ob dies eine vernünftige Annahme ist, hängt vom Charakter der Zeitreihe ab. Folgt x z.B. einem "random walk", so gilt:

$$E(x_{T+1}) = x_T \quad (5)$$

Ersetzt man in (3) das fehlende x_{T+1} durch diesen Erwartungswert, so erhält man:

$$g_T = (x_{T-1} + x_T + x_T)/3 = \frac{1}{3}x_{T-1} + \frac{2}{3}x_T \quad (6)$$

Im Vergleich zu (2) steigt das Gewicht des letzten Beobachtungswertes von $\frac{1}{2}$ auf $\frac{2}{3}$. Der "endpoint bias" in (2) besteht also nicht in einer zu starken, sondern im Gegenteil in einer zu schwachen Gewichtung des letzten Beobachtungswertes x_T . Dieser ist unter der "random walk"-Annahme repräsentativ für den nachfolgenden Beobachtungswert x_{T+1} und muss deshalb stärker gewichtet werden. Mit anderen Worten ist es unter der "random walk"-Annahme richtig, dass der Trend am Reihenende relativ stark zum Originalwert tendiert.

Folgt x einem "random walk with drift", was für das logarithmierte BIP eine ziemlich adäquate Annahme ist, so wird (5) zu

$$E(x_{T+1}) = x_T + d, \quad (7)$$

wobei der drift-term für Jahreswerte des logarithmierten BIP rund 0.017 beträgt. Dadurch wird (6) zu:

$$g_T = (x_{T-1} + x_T + x_T + d)/3 = \frac{1}{3}x_{T-1} + \frac{2}{3}x_T + d/3 \quad (8)$$

Allgemein formuliert sollte das Gewichtungsschema am aktuellen Rand im Einklang mit dem Zeitreihencharakter der zu filternden Variablen stehen. Dieser Charakter kann aus einer ARIMA-Schätzung abgeleitet werden. Für das logarithmierte BIP lässt sich das ARIMA-Modell gut zu einem "random walk with drift" vereinfachen. In diesem Fall lässt man das Gewichtungsschema (1) am aktuellen Rand am besten in (8) übergehen. Zum gleichen Resultat führt eine durchgehende Filterung mit (1) bei vorgängiger Erweiterung der x -

Reihe gemäss der "random walk with drift"-Annahme (7). Sehr schlecht eignet sich hingegen das Gewichtungsschema (2). Die implizite Annahme für x_{T+1} läge systematisch zu tief. Etwas weniger ausgeprägt ist dies bei Verwendung von (6) der Fall (Vernachlässigung des drift-Terms).

Berechnet man das gleitende Mittel alternativ als

$$g_t = 0.25x_{t-1} + 0.5x_t + 0.25x_{t+1},$$

so wird (8) unter der "random walk with drift"-Annahme zu

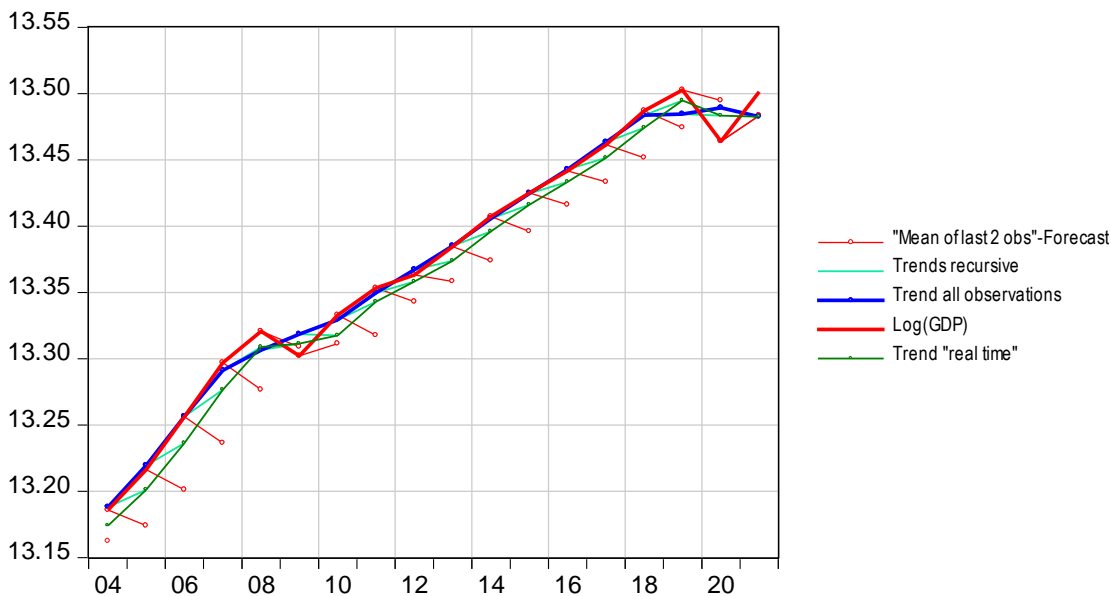
$$g_T = 0.25x_{T-1} + 0.5x_T + 0.25(x_T + d) = 0.25x_{T-1} + 0.75x_T + 0.25d$$

Auch in diesem Fall wird der laufende Beobachtungswert am aktuellen Rand optimalerweise stärker gewichtet als innerhalb der Zeitreihe (0.75 vs. 0.5). Generell lässt sich festhalten: Je stärker autokorreliert die Originalreihe, desto höher ist das optimale Gewicht des letzten Beobachtungswertes in der Trendberechnung. Obwohl das hier verwendete Beispiel gegenüber den üblichen Filtermethoden stark vereinfacht ist, deutet es darauf hin, dass die vom MHP-Filter vorgenommene Tiefergewichtung des letzten Beobachtungswertes für eine stark autokorrelierte Originalreihe wie das BIP nicht adäquat ist.

Grafik 3a zeigt die rekursiven Trendschätzungen unter der Annahme, dass Gleichung (1) am jeweiligen aktuellen Rand durch (2) ersetzt wird bzw. die Originalreihe im Jahr $T+1$ mit (4) prognostiziert wird (Mittelwert der beide letzten Beobachtungen). Grafik 3b unterstellt die "random walk"-Annahme. Grafik 3c zeigt die rekursiven Trendschätzungen unter der "random walk with drift"-Annahme (7): Gleichung (1) geht am aktuellen Rand in (8) über bzw. die Originalreihe wird in $T+1$ auf den letzten Beobachtungswert plus "drift" gesetzt.

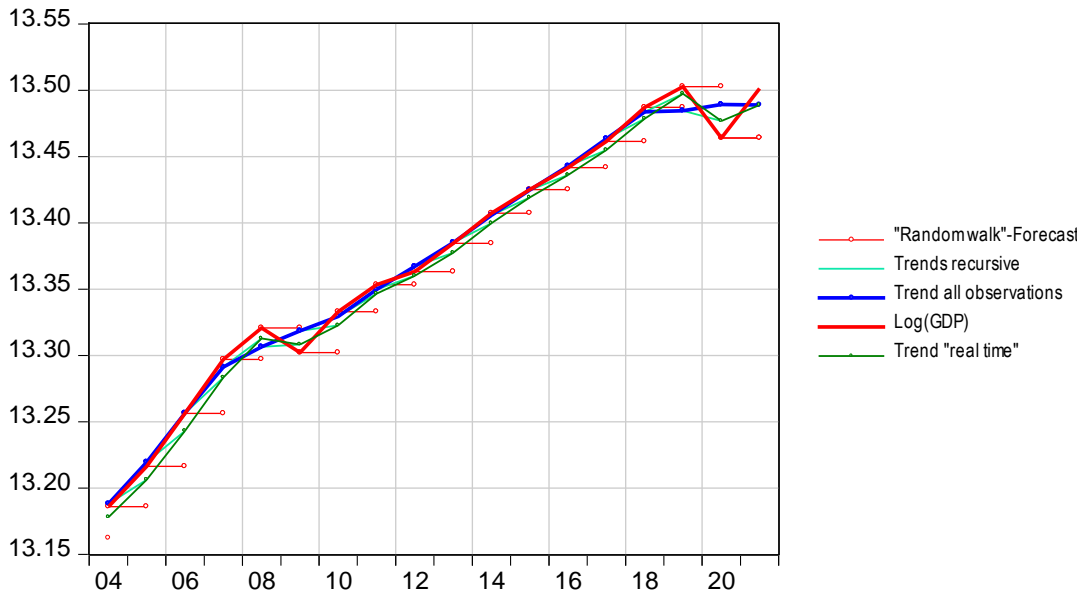
Grafik 3a: Trend gemäss Gleichung (3) – Prognoseannahme $x_{T+1} = (x_{T-1} + x_T)/2$

- Das BIP ein Jahr nach dem aktuellen Rand wird fast immer unterschätzt. Somit kommt der "real time"-Trend systematisch zu tief zu liegen.
- Bei der Trendberechnung für 2019 wird für 2020 richtigerweise ein BIP-Rückgang unterstellt. Der effektive Rückgang ist aber noch stärker. Somit wird der grüne Punkt für 2019 nachträglich leicht auf die blaue Line herunter korrigiert.
- Die Trendberechnung für 2020 basiert auf der Annahme einer BIP-Erhölung in 2021, die schwächer ist als die vom Seco prognostizierte. Entsprechend wird, wenn die Seco-Prognose eintritt, der grüne Punkt für 2020 nach oben korrigiert.



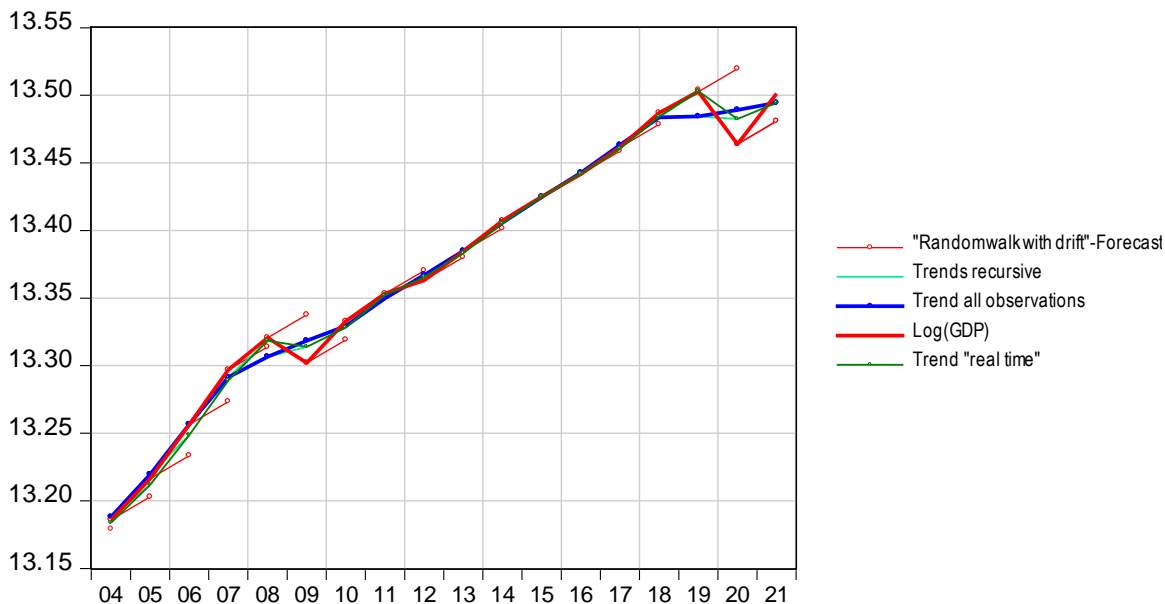
Grafik 3b: Trend am aktuellen Rand gemäss Gleichung (6) bzw. Prognoseannahme $x_{t+1} = x_t$

- Das BIP ein Jahr nach dem aktuellen Rand wird fast immer unterschätzt. Entsprechend kommt der "real time"-Trend systematisch zu tief zu liegen.
- Bei der Trendberechnung für 2019 wird für 2020 ein unverändertes BIP unterstellt. Da 2020 effektiv ein kräftiger BIP-Rückgang eintritt, wird der grüne Punkt für 2019 nachträglich auf die blaue Line herunter korrigiert.
- Die Trendberechnung für 2020 basiert auf wiederum auf der Annahme eines unveränderten BIP 2021. Falls die Seco-Prognose einer deutlichen Erholung eintritt, wird der grüne Punkt für 2020 nach oben korrigiert.



Grafik 3c: Trend am aktuellen Rand gemäss Gleichung (8) bzw. Prognoseannahme $x_{t+1} = x_t + d$

- Das BIP ein Jahr nach dem aktuellen Rand wird meist ziemlich richtig prognostiziert. Entsprechend weicht der "real time"-Trend nur wenig von der Schätzung auf voller Datenbasis ab.
- Bei der Trendberechnung für 2019 wird jedoch für 2020 ein unverändertes BIP-Wachstum unterstellt. Da effektiv ein kräftiger Rückgang eintritt, wird der grüne Punkt für 2019 nachträglich auf die blaue Line herunter korrigiert.
- Die Trendberechnung für 2020 basiert auf der Annahme eines "normalen" BIP-Wachstums 2021. Falls die Seco-Prognose einer deutlicheren Erholung eintritt, wird der grüne Punkt für 2020 nach oben korrigiert.



6. Symmetrie des Output Gap – Konzeptionelle Überlegungen

Die Schuldenbremse soll sicherstellen, dass sich Defizite und Überschüsse längerfristig ausgleichen. Für die Methoden der Potentialbestimmung impliziert dies, dass sich positive und negative Output Gaps (bzw. K-Faktoren von unter und über Eins) über längere Zeiträume neutralisieren sollten. Dieses Symmetrie-Kriterium ist verfassungsmässig vorgegeben. Offen ist allerdings, über welchen Zeitraum es überprüft werden soll. Im Bericht sind es 16 Jahre. Diese Zeitdauer ist nicht ökonomisch begründet, sondern sie ergibt sich technisch daraus, dass den Trendschätzungen ein Stützbereich von 24 Jahren zugrundegelegt wird und dieses Zeitfenster 16 Mal verschoben werden kann (1981-2004, 1982-2005, ... 1996-2019). Am Ende jedes Zeitfensters steht als Randwert ein bestimmter Output Gap. Man verfügt also über eine Reihe von 16 rekursiv geschätzten Output Gaps. Ist es vernünftig, über einen Zeitraum von 16 Jahren einen Durchschnittswert des Output Gap von Null zu erwarten?

Zunächst ist zu erwähnen, dass der nicht-rekursiv geschätzte HP-Filter selbst für eine kurze Stützperiode konstruktionsbedingt immer exakt einen durchschnittlichen Output Gap von null anzeigt. Beim MHP-Filter ist dies nur approximativ der Fall. Diese Eigenschaften müssen sich nicht unbedingt auf rekursive Schätzungen übertragen. *Figure 1* im Bericht (Seite 22) zeigt, dass der durchschnittliche rekursiv geschätzte Output Gap für den HP-Filter leicht positiv ist, aber etwas näher bei null liegt als für den MHP-Filter. Zudem spielt der Glättungsparameter λ eine Rolle. Wird λ von 100 (Standardannahme) auf 500 erhöht, so rücken die durchschnittliche Output Gaps etwas weiter in den Positivbereich, für den MHP-Filter stärker als für den HP-Filter. Es stellt sich die Frage, wie robust bzw. allgemeingültig diese Ergebnisse sind.

Um dieser Frage nachzugehen, schätze ich den MHP-Filter von 1980 bis 2020. Die Schätzung ist nicht rekursiv, hat aber den Vorteil, dass eine lange Reihe für den Output Gap von 1980 bis 2020 zur Verfügung steht. Ich bilde dann Fenster von 10 bis 30 Jahren. Das Zeitfenster von 10 Jahren kann 32-mal verschoben werden, das Zeitfenster von 30 Jahren nur 12-mal. Der durchschnittliche Output Gap des ersten Zeitfensters von 10 Jahren (1980-1989) ist in Grafik 4a als erster Punkt auf der 1989 startenden hellgrauen Linie abzulesen. Die folgenden Punkte auf dieser Linie ergeben sich, indem das 10-Jahresfenster verschoben wird, bis es bei 2011-2020 liegt. Es zeigt sich, dass man über einen Zeitraum von 10 Jahren nicht erwarten kann, dass sich positive und negative Output Gaps ausgleichen. Die Durchschnitte bewegen sich zwischen 0.77 und -0.80 Prozent und weisen eine Standardabweichung von 0.418 Prozent auf (Tabelle 1a). Die durchschnittlichen Output Gaps der längeren Zeitfenster sind in Grafik 4 in den Farben hellgrau bis schwarz abgebildet. Erwartungsgemäss rücken die über längere Zeiträume berechneten durchschnittlichen Output Gaps näher zur Nulllinie. Für ein Fenster von 16 Jahren (rot in Grafik 4a) schwanken sie aber noch immer zwischen 0.34 und -0.45 Prozent, mit einer Standardabweichung von 0.212 Prozent. Es zeigt sich, dass über 16 Jahre ein Ausgleich positiver und negativer Output Gaps nicht unbedingt zu erwarten ist. Je nachdem in welchen Zeitbereich diese Periode fällt, kann der durchschnittliche Output Gap deutlich positiv oder deutlich negativ sein. Erst für wesentlich längere Zeitfenster tendieren die durchschnittlichen Output Gaps gegen null. Grafik 4b und Tabelle 1b zeigen die Ergebnisse, wenn der Glättungsparameter λ anstatt auf 100 auf 500 gesetzt wird. Eine Kompensation positiver und negativer Output Gaps über einen Zeitraum von 16 Jahren kann noch weniger erwartet werden.

Daraus folgt, dass die Position der verschiedenen Filter in *Figure 1* des Berichts entlang der x-Achse eher zufällig ist. Das Symmetrie-Kriterium ist zwar relevant, weil es dem von der Schuldenbremse geforderten langfristigen Budgetausgleich entspricht, es kann aber über einen Zeitraum von 16 Jahren nicht zuverlässig überprüft werden.

Ich werde in Abschnitt 14 auf Basis meiner Berechnungen auf das Symmetrie-Kriterium zurückkommen.

Grafik 4: Durchschnittliche Output Gaps (MGAP) des MHP-Filters für verschobene Fenster von 10 bis 30 Jahren

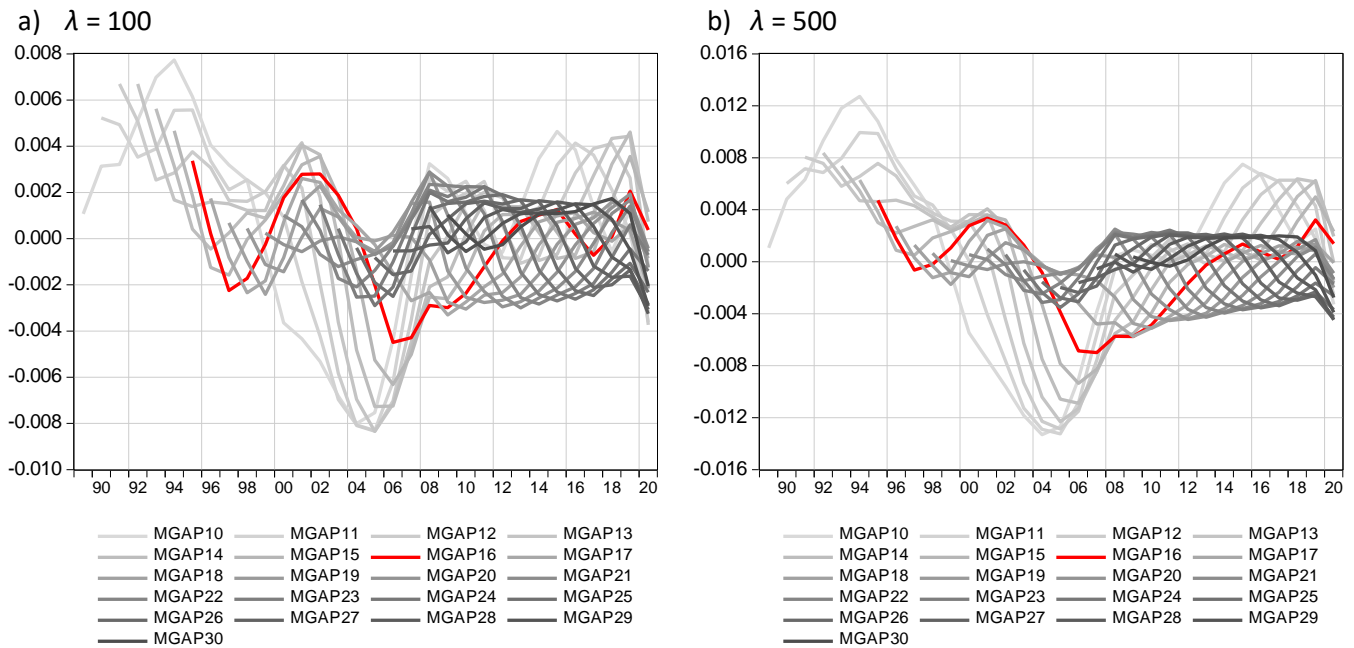


Tabelle 1: Durchschnittliche Output Gaps des MHP-Filters für verschobene Fenster von 10 bis 30 Jahren
Standardabweichung (nicht zentriert, d.h. gegenüber 0), Maximum und Minimum

a) Durchschnittliche Output Gaps, MHP($\lambda=100$)			
Anzahl Jahre	Standardabweichung	Maximum	Minimum
10	0.00418	0.0077	-0.0080
11	0.00398	0.0056	-0.0083
12	0.00385	0.0067	-0.0083
13	0.00356	0.0067	-0.0083
14	0.00315	0.0056	-0.0073
15	0.00266	0.0047	-0.0063
16	0.00212	0.0034	-0.0045
17	0.00169	0.0026	-0.0033
18	0.00153	0.0023	-0.0031
19	0.00151	0.0016	-0.0028
20	0.00152	0.0029	-0.0030
21	0.00160	0.0029	-0.0030
22	0.00174	0.0024	-0.0028
23	0.00180	0.0022	-0.0027
24	0.00178	0.0023	-0.0029
25	0.00171	0.0019	-0.0025
26	0.00156	0.0017	-0.0028
27	0.00139	0.0016	-0.0031
28	0.00131	0.0016	-0.0033
29	0.00126	0.0015	-0.0029
30	0.00115	0.0017	-0.0021

b) Durchschnittliche Output Gaps, MHP($\lambda=500$)			
Anzahl Jahre	Standardabweichung	Maximum	Minimum
10	0.00712	0.0127	-0.0133
11	0.00659	0.0100	-0.0132
12	0.00612	0.0081	-0.0129
13	0.00552	0.0084	-0.0123
14	0.00483	0.0074	-0.0109
15	0.00408	0.0063	-0.0094
16	0.00333	0.0047	-0.0070
17	0.00271	0.0032	-0.0057
18	0.00234	0.0025	-0.0051
19	0.00215	0.0016	-0.0045
20	0.00204	0.0021	-0.0044
21	0.00204	0.0025	-0.0043
22	0.00216	0.0023	-0.0039
23	0.00226	0.0023	-0.0037
24	0.00234	0.0024	-0.0036
25	0.00234	0.0022	-0.0037
26	0.00221	0.0021	-0.0043
27	0.00201	0.0021	-0.0044
28	0.00184	0.0021	-0.0045
29	0.00168	0.0020	-0.0039
30	0.00152	0.0020	-0.0028

7. Interpretation der Volatilitätsmasse

In diesem Abschnitt möchte ich erläutern, wie sich die beiden im Bericht verwendeten Volatilitätsmasse VOLd und VOLdd voneinander unterscheiden. Es handelt es sich dabei um die (falsch geschriebenen, aber richtig gerechneten) Formeln auf Seite 114 bzw. 19. Bezeichnet man den "real time"-Trend (Zusammenfassung der Endpunkte der rekursiven Trendschätzungen) mit TREND_RT und das logarithmierte BIP mit LGDP, so sind die beiden Volatilitätsmasse wie folgt definiert:

$$\text{VOLd} = \text{STDEV}(d(\text{TREND_RT}))/\text{STDEV}(d(\text{LGDP}))$$

$$\text{VOLdd} = \text{STDEV}(d(d(\text{TREND_RT}))/\text{STDEV}(d(d(\text{LGDP})))$$

STEDV ist die Standardabweichung.

Der Operator $d(\cdot)$ bildet die erste Differenz zur Vorperiode: $d(x_t) = x_t - x_{t-1}$

Zweimal angewendet ergibt sich die zweite Differenz: $d(d(x_t)) = (x_t - x_{t-1}) - (x_{t-1} - x_{t-2})$

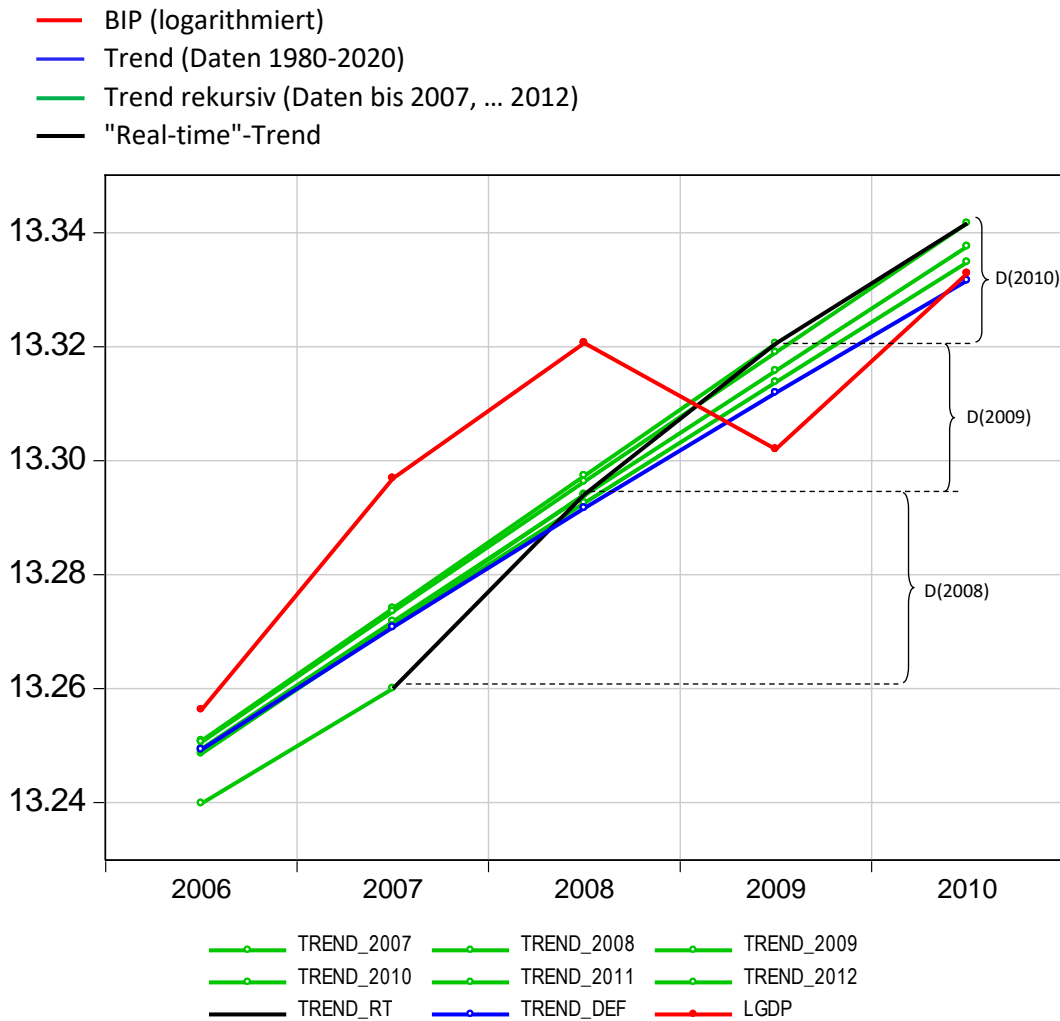
VOLd setzt also die Standardabweichung der ersten Differenzen des Trends (= Trendwachstum) ins Verhältnis zur Standardabweichung der ersten Differenzen des logarithmierten BIP (= BIP-Wachstum). VOLdd setzt die Standardabweichung der zweiten Differenzen des Trends (= Veränderung des Trendwachstums) ins Verhältnis zur Standardabweichung zweiten Differenz des logarithmierten BIP (= Veränderung des BIP-Wachstums).

Im Bericht werden 16 rekursive Schätzungen über verschobene Fenster von 24 Jahren durchgeführt. Deren Endpunkte decken den Zeitbereich 2004 bis 2019 ab. Wegen der Differenzenbildung bzw. der zweifachen Differenzenbildung gehen für VOLd bzw. VOLdd am Anfang ein bzw. zwei Datenpunkte verloren. In die beiden Standardabweichungen gehen also 15 bzw. 14 Terme ein. Die von mir durchgeführten und in den in den Grafiken 1 und 2 dargestellten 25 rekursiven Schätzungen gehen von 1996 bis 2020 (unter Verwendung der SECO-Prognose für das Jahr 2020). Dies hat zur Folge, dass die erste rekursive Schätzung nur auf 17 BIP-Beobachtungen basiert und das Schätzfenster danach immer länger wird ("growing" anstatt "moving window" in der Terminologie des Berichts). Ich verfüge somit über mehr Datenpunkte zur Berechnung der beiden Volatilitäten und nehme den Nachteil eines für die ersten rekursiven Schätzungen eher kurzen Fensters in Kauf. VOLd enthält in meinen Berechnungen 24 Terme (1997-2020) und VOLdd 23 Terme (1998-2020). Zur Kontrolle bin ich aber auch genau gleich vorgegangen wie im Bericht. Die Ergebnisse unterscheiden sich nur sehr wenig.

VOLd zeigt – locker formuliert – wie stark sich das Trendwachstum von Periode zu Periode verändert. Grafik 5 dient zur Illustration. Mit "Trendwachstum" ist nicht etwa die Steigung einer rekursiv geschätzten Trendline (grün in Grafik 5), sondern die Veränderung des Endpunktes einer rekursiv geschätzten Trendline gegenüber dem Endpunkt der ein Jahr früher geschätzten Trendline gemeint. Diese Punkte sind mit der schwarz gezeichneten Line in Grafik 5 zusammengefasst. $D(2008)$, $D(2009)$ und $D(2010)$ entsprechen dem Trendwachstum in den betreffenden Jahren, und VOLd misst, wie stark dieses Trendwachstum über die Zeit variiert.

VOLdd zeigt – locker formuliert – wie stark sich die Veränderungen des Trendwachstum von Periode zu Periode verändern. Man bildet also Differenzen wie $D(2010)-D(2009)$ und $D(2009)-D(2008)$. Im Beispiel der Grafik sind beide Differenzen negativ, weil sich das Trendwachstum 2010 und 2009 gegenüber der Vorperiode abschwächt. VOLdd misst, wie stark diese Veränderungen des Trendwachstums über die Zeit variieren, wie stark sich also die schwarze Linie krümmt. Dabei wirken sich Krümmungen nach unten (wie im Beispiel) gleich aus wie Krümmungen nach oben.

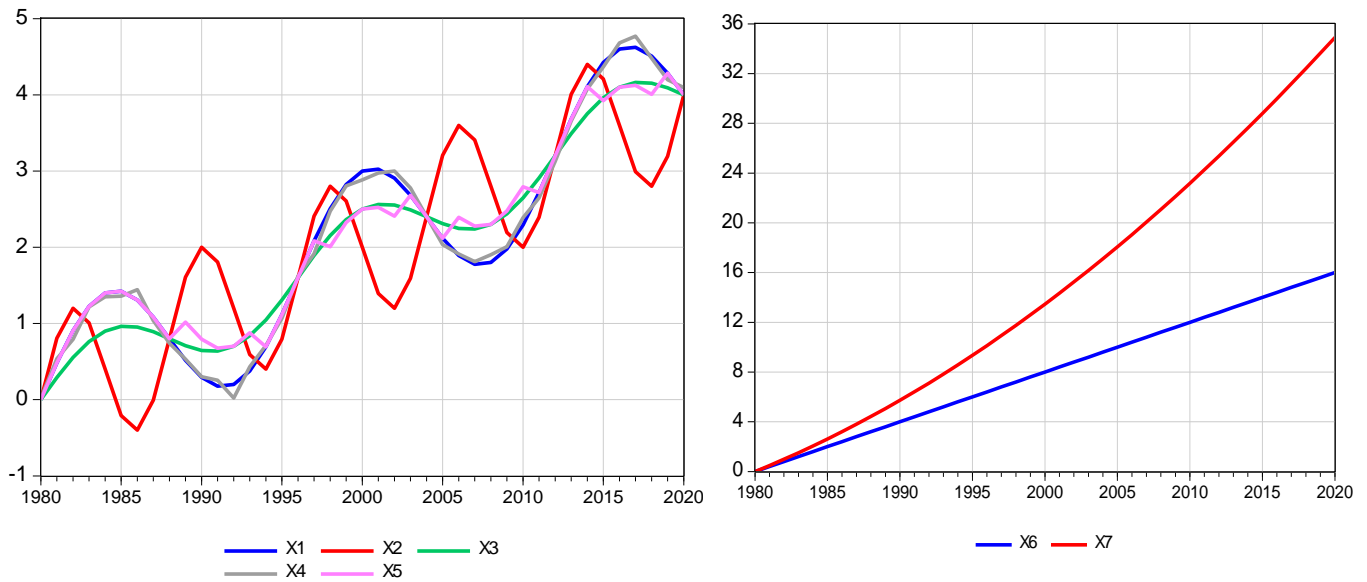
Physikalisch ausgedrückt könnte man sagen, VOLd beziehe sich auf die *Geschwindigkeit* und VOLdd auf die *Beschleunigung* der Trendentwicklung. Die Geschwindigkeit ist meist positiv, während die Beschleunigung bereits negativ ist, d.h. zu einem Abbremsen wird, wenn die Geschwindigkeit sinkt.

Grafik 5: BIP (logarithmiert), rekursiv geschätzte Trends und Veränderungen des "real-time"-Trends

Im Rahmen der Schuldenbremse bestimmt die Volatilität des "real-time"-Trends die Volatilität des Ausgabenplafonds. Die Frage, welches Volatilitätsmass in diesem Kontext adäquater ist, ist schwierig zu beurteilen. Vielleicht kann Grafik 5 gewisse Anhaltspunkte liefern.

Die Variable X1 folgt einer Sinus-Schwingung um einen linear ansteigenden Trend. In X2 ist die Phasenlänge der Schwingung auf die Hälfte reduziert und zudem die Amplitude vergrössert. Im Vergleich zu X1 steigen beide Volatilitätsmasse an, VOLdd etwas mehr, weil die X2-Linie "eckiger" ist. In X3 ist gegenüber X1 die Amplitude halbiert. Daraus resultiert eine Halbierung beider Volatilitätsmasse. X4 addiert eine kleine Zufallsstörung zu X1. Dies wirkt sich kaum auf VOLd aus, während sich VOLdd mehr als verdoppelt. X5 addiert wiederum eine Zufallsstörungen zu X1. Diese ist nun aber einerseits grösser als bei X4, andererseits aber so gewählt, dass die Amplitude gegenüber X1 etwas reduziert wird. Dies hat zur Folge, dass VOLd gegenüber X1 leicht abnimmt, während VOLdd deutlich zunimmt. Für einen Ausgabenplafond, der wie X6 Jahr für Jahr mit einer konstanten Rate wächst, sind beide Volatilitätsmasse gleich null. Wächst der Ausgabenplafond mit einer Rate, die von Jahr zu Jahr gleichmässig zunimmt (X7), so ist VOLdd noch immer null, weil eine konstante Beschleunigung vorliegt, während VOLd diese Ausgabenentwicklung als volatil identifiziert.

Grafik 5: Hypothetische Verläufe einer Variablen X und Volatilitätsmasse



Volatility Measures		
Series	VOLd	VOLdd
X1	0.27941	0.10864
X2	0.54809	0.42497
X3	0.13971	0.05432
X4	0.29383	0.22012
X5	0.25852	0.32756
X6	0.00000	0.00000
X7	0.23381	0.00000

Bezogen auf den Ausgabenplafond der Schuldenbremse lässt sich festhalten: VOLdd hält es für schlecht, wenn sich der Ausgabenplafond von Jahr zu Jahr erratisch ändert, auch wenn diese Änderungen klein sind. VOLd konzentriert sich mehr auf Änderungen, die sich über längere Zeit erstrecken. Ein Ausgabenplafond, der sich gemäss X5 entwickelt, wird deshalb von VOLd gegenüber X1 leicht vorgezogen, von VOLdd aber als schlechter beurteilt. Man kann es auch so formulieren: Wenn das Ausgabenwachstum im Jahr $T-1$ überdurchschnittlich hoch (tief) ist, so hält es VOLdd für gut, wenn es im Jahr T genauso hoch (tief) bleibt. Gemäss VOLd ist es hingegen besser, wenn das Ausgabenwachstum auf das durchschnittliche Ausgabenwachstum zurückgeht. Bei VOLdd (VOLd) ist mit anderen Worten das Ausgabenwachstum des Vorjahres (das durchschnittliche Ausgabenwachstum) die Referenzgrösse, von dem das Ausgabenwachstum im laufenden Jahr möglichst wenig abweichen soll. In tiefes VOLd sorgt somit dafür, dass das Ausgabenwachstum stationär (mit geringer Varianz) ist, während es bei einem tiefen VOLdd einem Random Walk (mit geringer Varianz) folgt.

Das Urteil, welches der beiden Volatilitätsmasse im Rahmen der Schuldenbremse adäquater ist, möchte ich dem Leser überlassen. Ich tendiere eher zu VOLd, erachte aber das Kriterium eines möglichst glatten Potentialtrends bzw. eines möglichst stetigen Ausgabenwachstums aus den erwähnten Gründen als problematisch. Zudem liesse sich das Kriterium – ohne Rückgriff auf eine Potentialschätzung – mit einer einfachen Ausgabenregel, z.B.

$$\text{Ausgabenwachstum}(t) = \beta * \text{Ausgabenwachstum}(t-1) + (1-\beta) * \text{Einnahmenwachstum}(t)$$

beliebig gut erfüllen, indem man β auf einen Wert kleiner aber nahe bei 1 setzt.

8. Beziehung zwischen SLOPE und Volatilität des "real time"-Trends

Mit der Grösse SLOPE wird im Bericht gemessen, zu welchem Anteil sich ein BIP-Schock am aktuellen Rand auf den Trend auswirkt. Für den MHP-Filter mit $\lambda = 100$ beispielsweise beträgt der SLOPE 0.1760, d.h. 17.6 Prozent einer BIP-Veränderung gehen in den Trend ein. Der HP-Filter weist einen höheren SLOPE von 0.3618 auf. Der geringere SLOPE des MHP-Filters ergibt sich dadurch, dass der Glättungsterm der Zielfunktion für die zweitletzte Beobachtung um den Faktor 1.5 und die letzte Beobachtung um den Faktor 3 erhöht wird. Diese Faktoren werden in Bruchez (2003) mit der Häufigkeit des Erscheinens der letzten und zweitletzten Beobachtung im Glättungsterm der zu minimierenden Zielfunktion begründet: Während die Beobachtungen innerhalb der Zeitreihe je drei Mal im Glättungsterm erscheinen, ist dies für die zweitletzte Beobachtung nur zweimal und für die letzte Beobachtung nur einmal der Fall. Daraus wird gefolgert, dass am aktuellen Rand "zu wenig" geglättet wird. Die beiden Faktoren von 1.5 ($= 3/2$) und 3 ($= 3/1$) sollen dies korrigieren. Ich bezeichne diese beiden Faktoren mit LCORR1 und LCORR2 und gehe im Folgenden der Frage nach, wie sich die Eigenschaften des MHP-Filters verändern, wenn man an diesen Parametern etwas herumschraubt. Der HP-Filter ergibt sich gewissermassen als "Spezialfall" des MHP-Filters, wenn man beide Parameter auf 1 setzt.

Durch ein Heraufsetzen von LCORR1 und LCORR2 lässt sich SLOPE beliebig stark vermindern. Dies bedeutet jedoch nicht, dass dadurch auch die Volatilität des "real time"-Trends monoton abnimmt. Tabelle 2 zeigt, wie sich LAMBDA, LCORR1 und LCORR2 auf SLOPE, die beiden Volatilitätsmasse VOLd und VOLdd und die Randwert-Instabilität RWI auswirken. Die Zeilen für den HP-Filter sind blau und diejenigen für den MHP-Filter rot markiert:

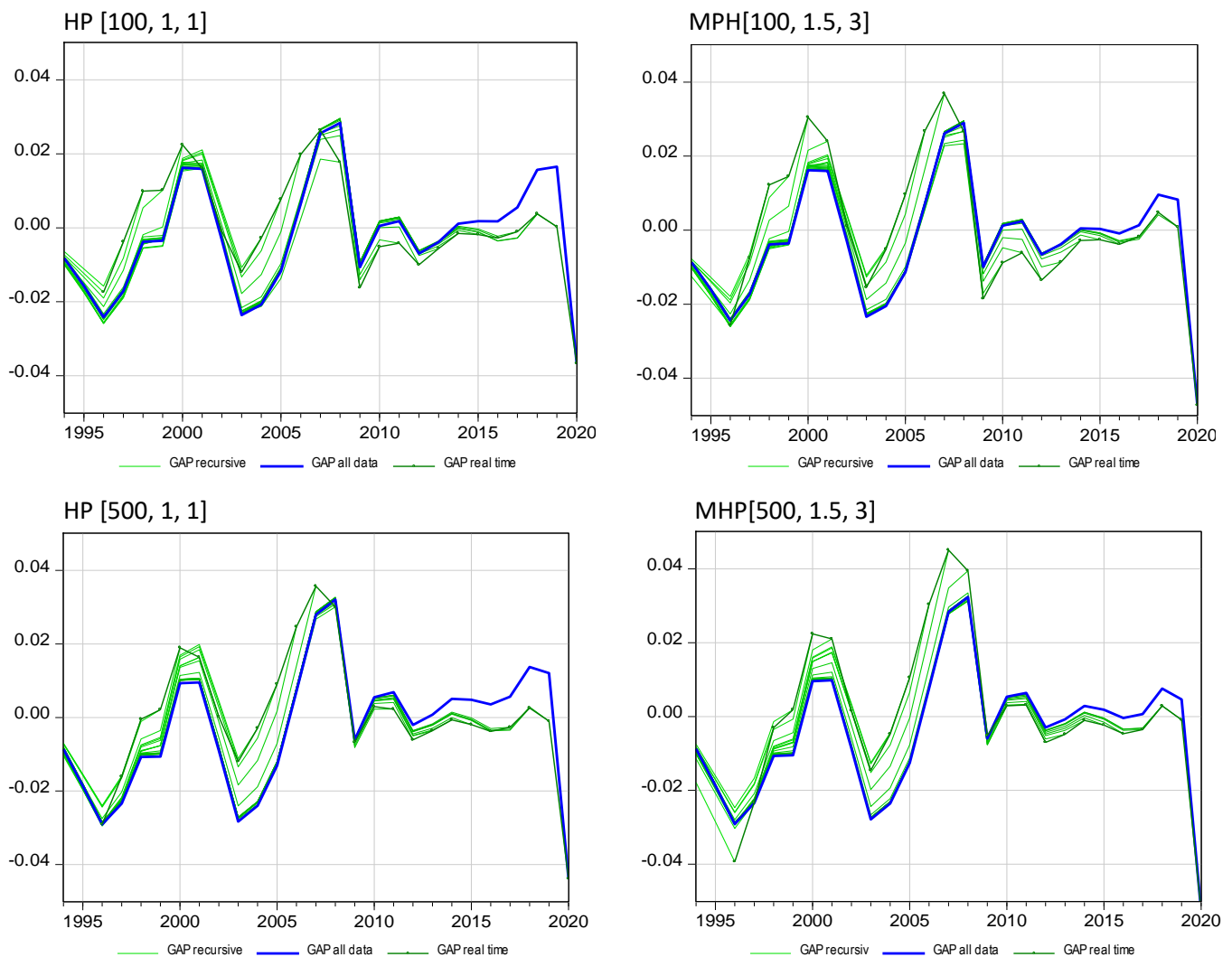
- Ausgehend vom HP-Filter (blau), charakterisiert mit $[LAMBDA, LCORR1, LCORR2] = [100, 1, 1]$, lassen sich mit einer leichten Abhebung der Korrekturfaktoren auf 1.3 sowohl RWI wie auch VOLd und VOLdd leicht vermindern. Dies ist der Filter mit der geringsten Randwert-Instabilität. Die Abnahmen sind aber so gering, dass sie für eine andere als die historische BIP-Entwicklung nicht unbedingt Bestand haben müssen.
- Ausgehend vom MHP-Filter (rot), charakterisiert durch $[100, 1.5, 3]$, nimmt bei einer leichten Absenkung der Korrekturfaktoren, z.B. auf $[100, 1.2, 2.4]$, RWI ab und die Volatilität zu. Erhöht man die beiden Korrekturfaktoren, so nimmt SLOPE kontinuierlich ab. Dabei steigt RWI an. Trotz kleinerem SLOPE nimmt aber VOLd zu. VOLdd geht bis zur Kombination $[100, 1.95, 3.9]$ leicht zurück, beginnt dann aber für höhere Korrekturfaktoren ebenfalls wieder zu steigen.
- Im unteren Teil der Tabelle ($LAMBDA = 500$) verhält es sich ähnlich, wobei das höhere LAMBDA generell eine erhöhte RWI und deutlich verminderte Volatilitäten zur Folge hat. Die tiefste RWI ergibt sich für die Kombination $[500, 1.3, 1.3]$, also wiederum für einen leicht korrigierten HP-Filter. VOLd ist für $[500, 1.2, 2.4]$ am kleinsten, und VOLdd ist für $[500, 1.8, 3.6]$ am kleinsten.

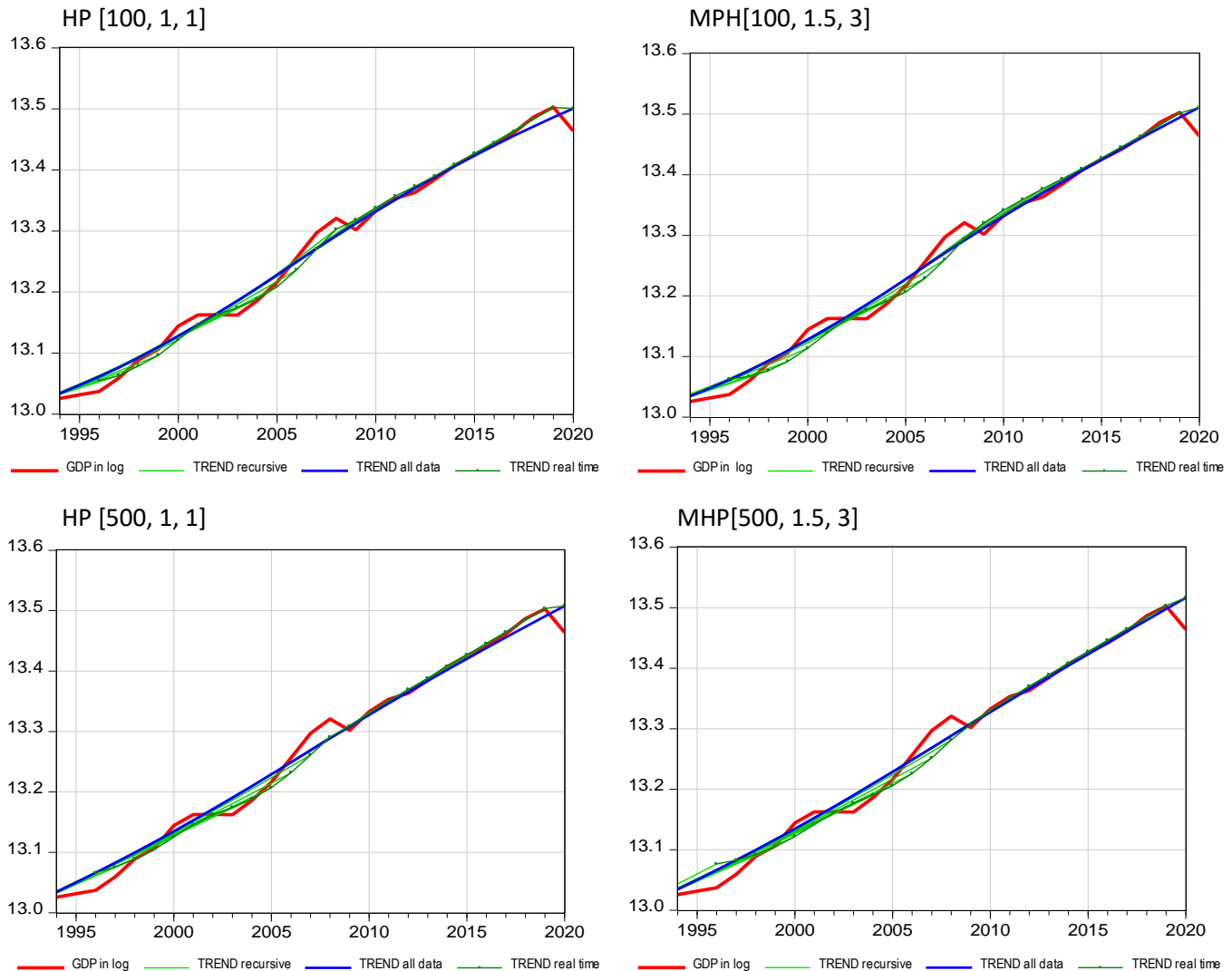
Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass mit einer Erhöhung der Korrekturfaktoren LCORR1 und LCORR2 der mit SLOPE gemessene Einfluss der Randbeobachtung auf den Trend beliebig klein gemacht werden kann, dass dies aber VOLdd nur bis zu $LCORR1 = 1.95$ und $LCORR2 = 3.9$ vermindert und der Umkehrpunkt für VOLd schon bei tieferen Korrekturfaktoren eintritt. Der Filter mit der kleinsten Randwert-Instabilität ist $[100, 1.3, 1.3]$, also ein leicht modifizierter HP-Filter, wobei dies auch die Volatilitäten etwas tiefer ausfallen lässt. Am MHP-Filter – $[100, 1.5, 3]$ bzw. $[500, 1.5, 3]$ – lässt sich hinsichtlich der Volatilitäten kaum etwas verbessern. Leicht erhöhte Korrekturfaktoren haben zwar eine kleine Verminderung von VOLdd zur Folge, dafür steigt aber VOLd an. Erhöht man die Korrekturfaktoren mehr als marginal, so nehmen beide Volatilitätsmasse zu. Dies erklärt sich damit, dass mit höheren Korrekturfaktoren zwar die Gewichtung der jeweils letzten Beobachtungswerte des BIP vermindert wird, dafür aber zurückliegende Beobachtungswerte stärker gewichtet werden. Ein BIP-Schock wirkt sich also nur unmittelbar schwächer auf den Trend aus, geht dann aber in der Folge mit höheren Gewichten in die Trendberechnung ein.

Tabelle 2: LAMBDA, Korrekturfaktoren, SLOPE, Volatilitäten und Randwert-Instabilität

LAMBDA	LCORR1	LCORR2	SLOPE	VOLd	VOLdd	RWI
100	1	1	0.3618	0.4114	0.3399	0.9924
100	1.3	1.3	0.3215	0.3806	0.2974	0.9797
100	1.2	2.4	0.2004	0.3661	0.2445	1.0214
100	1.5	3	0.1760	0.3648	0.2251	1.0528
100	1.8	3.6	0.1569	0.3707	0.2182	1.0878
100	1.95	3.9	0.1489	0.3750	0.2177	1.1053
100	2	4	0.1464	0.3765	0.2179	1.1110
500	1	1	0.2589	0.3089	0.2383	1.0573
500	1.3	1.3	0.2221	0.2878	0.2007	1.0466
500	1.2	2.4	0.1319	0.2841	0.1598	1.0509
500	1.5	3	0.1129	0.2875	0.1451	1.0783
500	1.8	3.6	0.0986	0.2948	0.1407	1.1067
500	1.95	3.9	0.0927	0.2989	0.1407	1.1203
500	2	4	0.0909	0.3003	0.1409	1.1247

Grafik 6a: HP- und MHP-Filter – Output Gap



Grafik 6b: HP- und MHP-Filter – Trend

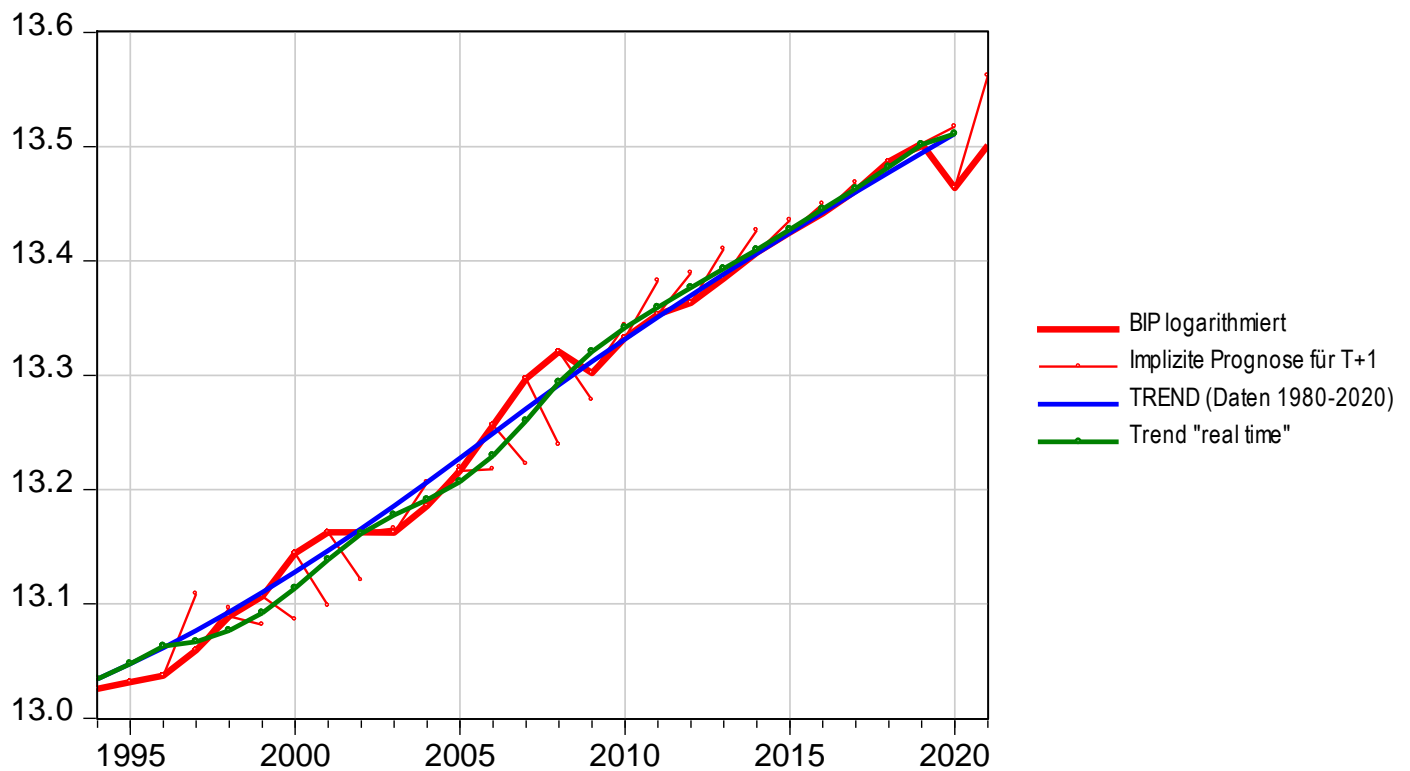
Grafiken 6a und 6b machen die bisherigen Ausführungen etwas konkreter. Eine Erhöhung von λ von 100 auf 500 macht den Trend glatter und hat entsprechend grössere Schwankungen des Output Gap zur Folge. Dies gilt auch für die Erhöhung der Korrekturfaktoren von $[\lambda, 1, 1]$ im HP-Filter auf $[\lambda, 1.5, 3]$ im MHP-Filter, allerdings nur für die "real time"-Schätzungen. So wird z.B. in der Abbildung oben rechts in Grafik 6a der hohe Wert des Output Gap im Jahr 2007 bei Einbezug weiterer BIP-Beobachtungen wieder herunterkorrigiert, und der tiefe Wert von 2009 nach oben korrigiert. Auf Basis aller BIP-Beobachtungen ("all data") fällt der MHP-Filter mit dem HP-Filter zusammen, ausser am heutigen aktuellen Rand, wo die blau eingezeichneten Linien wieder zu sich verschiebenden grünen Linien werden, sobald neue BIP-Werte verfügbar werden. Dabei wird der für 2020 angezeigte stark negative Output Gap von -5 Prozent aller Voraussicht nach weniger stark negativ werden, ausser es würde 2021 zu einem massiven Konjunkturaufschwung kommen, so dass sich der hohe Trendwert für 2020 bestätigen würde. Ein anderes Problem, dass weniger mit den Korrekturfaktoren, sondern mit der Erhöhung von λ zu tun hat, zeigt sich zur Zeit der Finanzkrise. Gemäss HP[500, 1, 1] und MHP[500, 1.5, 3] wird die Finanzkrise als Normalisierung einer zuvor extrem überausgelasteten Wirtschaft gesehen. Dieser Interpretation würde kaum jemand zustimmen. Mit der Erhöhung von λ auf 500 erreicht man somit zwar die fiskalpolitisch erwünschte stärkere Trendglättung, man geht damit aber das Risiko ein, die Konjunkturlage ziemlich falsch einzuschätzen.

9. Implizite Prognoseannahmen des MHP-Filters

Im Bericht wird die Idee, die BIP-Reihe zur Verminderung der Randwert-Problematik vor der Filterung mit Prognosewerten zu verlängern, verworfen. Begründet wird dies damit, dass Prognosen – seien es ARIMA-Prognosen oder Konjunkturprognosen des SECO oder anderer Institute – unzuverlässig sind. Der MHP-Filter komme demgegenüber ohne Prognoseannahmen aus. Dagegen ist einzuwenden, dass der MHP-Filter ebenfalls Annahmen hinsichtlich der BIP-Entwicklung jenseits des aktuellen Rands trifft. Wie plausibel diese Annahmen sind, soll im Folgenden abgeklärt werden.

Bezeichnet man den aktuellen Rand der BIP-Reihe mit T , so entspricht die implizite BIP-Prognose für $T+1$ demjenigen BIP-Wert, der integriert in die Filterung den gleichen Trend ergibt wie die Schätzung mit Daten nur bis zur Periode T . Betrachten wir z.B. die Jahre 2006 und 2007, in denen das BIP stark gestiegen ist (Grafik 7). Der HP-Trend würde dadurch deutlich nach oben gezogen. Im MHP-Filter wird diese Tendenz mit der Tiefergewichtung der Randwerte des BIP abgeschwächt (genauer gesagt, *zunächst abgeschwächt*, denn nachträglich gehen die BIP-Werte von 2006 und 2007 mit höherem Gewicht in die Trendberechnung ein). Mit der Tiefergewichtung wird implizit angenommen, das BIP würde in den Folgejahren 2007 bzw. 2008 stark fallen (dünne rote Linien). Am heutigen aktuellen Rand verhält es sich umgekehrt: Um auf den Punkt für 2020 auf der grünen "real time"-Trendline zu kommen, muss man annehmen, das BIP würde 2021 massiv nach oben schiessen. Die fette rote Linie zeigt die Seco-Prognose für 2021. Würde man diese Prognose einer nur moderaten Erholung unterstellen, käme der Trend tiefer zu liegen. Die Tiefergewichtung des aktuellen BIP-Wertes läuft also fast immer darauf hinaus, im Folgejahr eine markante Gegenbewegung des BIP zu unterstellen. Diese Annahme trifft kaum je ein, weil sie im Widerspruch zur hohen Autokorrelation des BIP steht.

Grafik 7: Implizite Prognoseannahmen des MHP-Filters ($\lambda = 100$)



Auf diese Weise zu erreichen, dass der "real time"-Trend möglichst glatt verläuft, erscheint mir sehr problematisch. Weiter fällt in Grafik 7 auf, dass der durchgehend mit Daten bis 2020 berechnete blaue Trend deutlich glatter ist als der "real time"-Trend. Die grössere Volatilität des "real-time"-Trends ist also nichts anderes als Ausdruck der Randwert-Instabilität, deren Relevanz im Bericht heruntergespielt wird. Da die implizit unterstellten Gegenbewegungen des BIP offensichtlich unrealistisch sind, weiss man schon zum Voraus, dass es nachträglich zu Trendrevisionen kommen wird. Besonders störend ist, dass man sogar weiss, in welche Richtung sie gehen werden, nämlich in Gegenrichtung zu den vom MHP-Filter unterstellten Gegenbewegungen. Mit anderen Worten nimmt der MHP-Filter zum Zweck der Trendglättung eine zeitliche Inkonsistenz in Kauf.

Diese Kritik ist eigentlich die gleiche, die ich schon in Abschnitt 3 vorgebracht habe. Dort habe ich argumentiert, dass die Tiefengewichtung des letztes Beobachtungswertes auf die Annahme hinausläuft, dieser sei für die fehlenden nachfolgenden BIP-Werte nicht repräsentativ. Bei einer völlig erratischen BIP-Entwicklung wäre diese Annahme zutreffend, nicht aber bei der effektiv hohen positiven Autokorrelation des BIP (0.936 auf Jahresbasis und 0.986 auf Quartalsbasis). Die am aktuellen Rand T implizit unterstellte Gegenbewegung des BIP im Jahr $T+1$ geht unrealistischerweise davon aus, das BIP sei negativ autokorreliert. Dem entspricht in diesem Abschnitt die implizite Verlängerung der BIP-Reihe gemäss einer negativen Autokorrelation. Weiter schliesst sich der Kreis zu Abschnitt 5, wo ich anhand eines einfachen gleitenden Mittels gezeigt habe, dass die Anpassung der Gewichte am aktuellen Rand mit den Zeitreihen-Eigenschaften der zu glättenden Variablen in Einklang stehen sollte und dass für eine "random walk"-Originalreihe der laufende Wert sogar stärker gewichtet werden muss als innerhalb der Zeitreihe.

Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, ob es nicht Alternativen zum MHP-Filter gibt, die das "Ziel" eines möglichst wenig volatilen "real-time"-Trends in einer weniger widersprüchlichen Weise erreichen.

10. HP-Filter mit expliziten Prognoseannahmen (HPX)

Eine Alternative zum MHP-Filter könnte darin bestehen, den HP-Filter über eine mit Prognosewerten erweiterte BIP-Reihe laufen zu lassen. Ich bezeichne diesen Filter mit HPX.

Für die BIP-Prognose wird bis zum jeweiligen aktuellen Rand die Gleichung

$$\text{LOG}(\text{GDP}) = \alpha + \rho * \text{LOG}(\text{GDP}(-1)) + \beta * \text{TIMETREND}$$

geschätzt und das BIP dann über die jeweils folgenden N Jahre auf Basis dieser Gleichung prognostiziert. Mit dem Ziel, einen möglichst glatten Trend zu erhalten, ohne dabei die Randwert-Instabilität zu vergrössern, habe ich mit verschiedenen Festlegungen von ρ und N experimentiert und gefunden, dass sich $\rho = 0.3$ und $N = 3$ am besten eignen. Die Parameter α und β werden also rekursiv geschätzt, während ρ stets auf dem Wert von 0.3 fixiert ist. Damit wird angenommen, das logarithmierte BIP würde rasch zum rekursiv geschätzten linearen Trend konvergieren. Die alternative Annahme, dass das BIP einem "random walk with drift" folgt, habe ich auch ausprobiert. Die Resultate sind aber deutlich schlechter, obwohl die "random walk"-Annahme rein zeitreihenanalytisch betrachtet der Annahme von Trendstationarität vorzuziehen ist.

Die Resultate sind in Tabelle 3 ausgewiesen. Die ersten vier Zeilen sind von Tabelle 2 übernommen (rekursive Schätzung des HP- und MHP-Filters). Darunter sind die Ergebnisse für den HPX-Filter aufgeführt. Die Zahlen in der fünften und sechsten Zeile zeigen die rekursiven Schätzungen mit einem schrittweise verlängerten Stützbereich (1980-1996, 1980-1997, ... 1980-2020). In den beiden letzten Zeilen bleibt das Schätzfenster ab 1999 mit einer Länge von 20 Jahren fixiert ("growing" bzw. "moving window").

Tabelle 3: HP-, MHP und HPX-Filter – SLOPE, Volatilität und Randwert-Instabilität (RWI)

Filter	LAMBDA	FC Horizon	SLOPE	VOLd	VOLdd	RWI
HP	100	0	0.3618	0.4114	0.3399	0.9924
MHP	100	0	0.1760	0.3648	0.2251	1.0528
HP	500	0	0.2589	0.3089	0.2383	1.0573
MHP	500	0	0.1129	0.2875	0.1451	1.0783
HPX	100	3	0.3618	0.2839	0.2438	0.7201
HPX	500	3	0.2589	0.2590	0.2205	0.8290
HPX Window 20	100	3	0.3618	0.2839	0.2435	0.7987
HPX Window 20	500	3	0.2589	0.2655	0.2233	0.8433

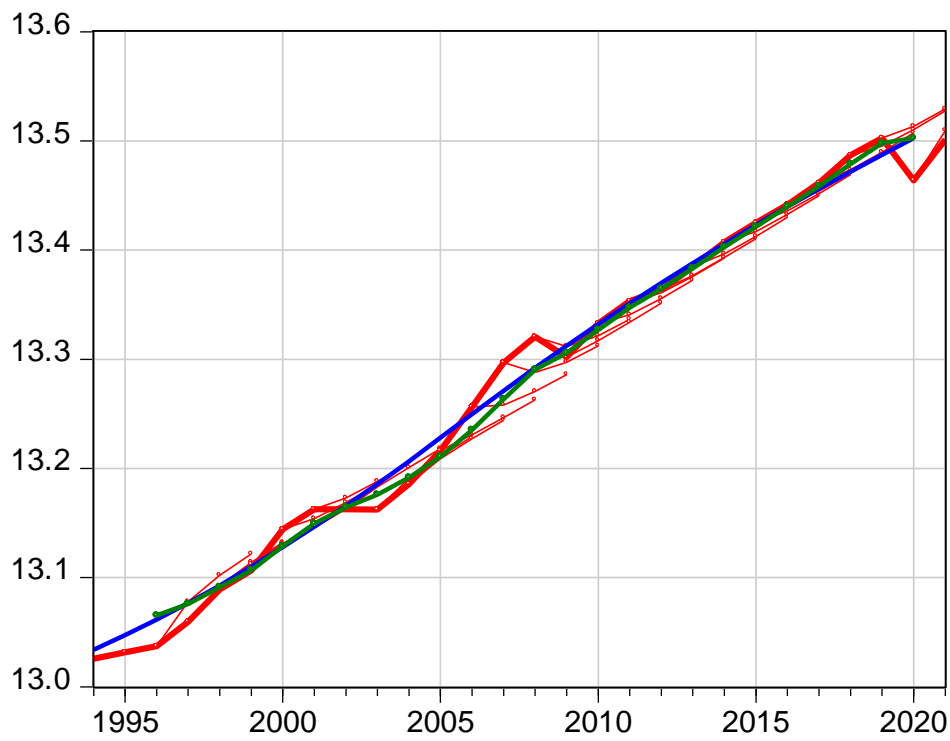
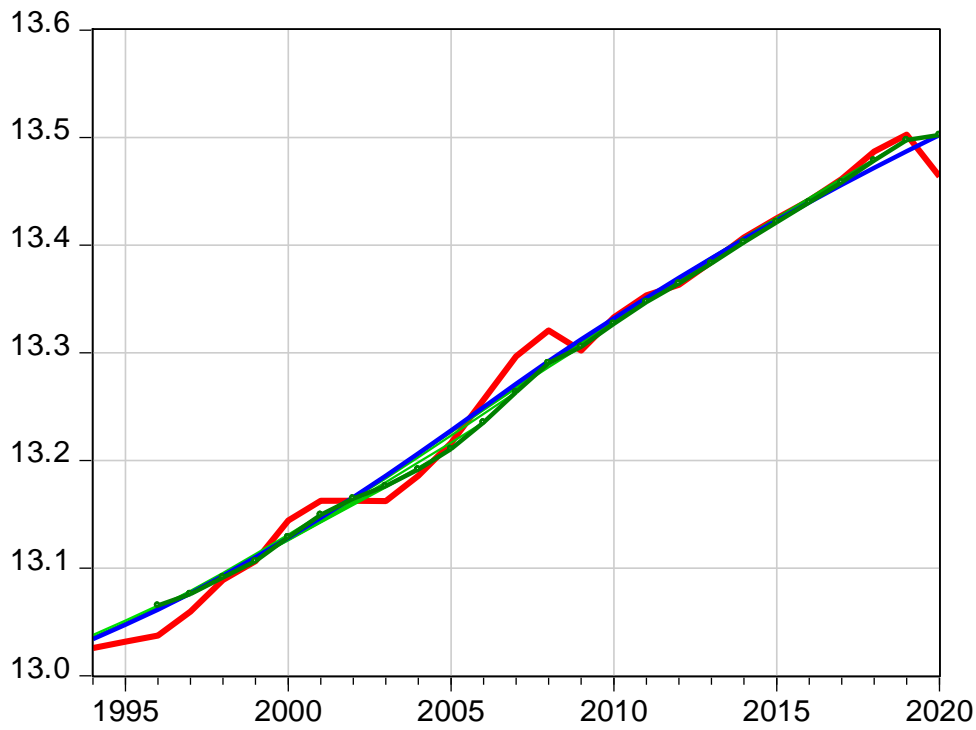
Es zeigt sich Folgendes:

- Ein höheres λ (500 anstatt 100) macht den "real time"-Trend etwas weniger volatil, hat aber eine erhöhte Randwert-Instabilität (RWI) zur Folge.
- Ob "growing" oder "moving window" macht praktisch keinen Unterschied.
- HPX lässt den SLOPE gegenüber den entsprechenden HP-Schätzungen definitionsgemäss unverändert. Die Volatilitäten sinken aber beträchtlich, und gleichzeitig ergibt sich auch hinsichtlich RWI eine deutliche Verbesserung. HPX ($\lambda=100$) weist von allen Filtern die tiefste RWI auf. Der Trend wird "real time" um durchschnittlich 0.72 Prozent (der Output Gap um 0.72 Prozentpunkte) falsch eingeschätzt.
- Gemessen am Kriterium VOLd (Standardabweichung des "real-time"-Trendwachstums) macht HPX den "real time"-Trend glatter als der MHP-Filter. Am wenigsten volatil ist der "real time"-Trend für HPX ($\lambda=500$). Unter den HPX-Schätzungen gilt dies auch für VOLdd (Standardabweichung der Veränderungen des "real-time"-Trendwachstum). Nach diesem Kriterium ist allerdings der MHP ($\lambda=500$)-Filter nicht zu schlagen. Er bezahlt den "Sieg" aber mit der grössten Randwert-Instabilität.

Wenn man mit Blick auf die Schuldenbremse der Auffassung ist, der "real time"-Trend des HP-Filters sei zu volatil, so lässt sich ein glatterer Trend auch dadurch erreichen, dass die BIP-Reihe über den aktuellen Rand hinaus verlängert wird. Gut dazu eignet sich die Annahme, dass das BIP rasch zu einem rekursiv geschätzten linearen Trend konvergiert. Dies ist der hier als HPX bezeichnete Filter. Im Unterschied zum MHP-Filter geht die geringere Volatilität des "real time"-Trends nicht auf Kosten einer vergrösserten Randwert-Instabilität. Vielmehr wird diese gegenüber dem üblichen HP-Filter sogar spürbar vermindert.

Wie Grafik 8 im Vergleich zu Grafik 7 zeigt, liegen die rekursiven Trends des HPX-Filters und somit auch der zusammenfassende "real time"-Trend deutlich näher bei der Trendschätzung auf voller Datenbasis als dies für den MHP-Filter der Fall ist. Dies liegt daran, dass die expliziten BIP-Prognosen der effektiven BIP-Entwicklung näherkommen als die impliziten Prognoseannahmen des MHP-Filters. Grössere Abweichungen bzw. nachträgliche Korrekturen treten vor und nach dem Jahr 2005 in Erscheinung. Auch die Trendschätzung für 2019 basiert auf der absehbar falschen Annahme, dass das BIP 2020 und 2021 ungebremst wachsen würde. Entsprechend zieht der BIP-Einbruch von 2020 den Trend gegenüber der rekursiven Schätzung für 2019 nach unten. Insgesamt ist die Trendschätzung des HPX-Filters aber deutlich randstabiler als die Trendschätzung des MHP-Filters, ohne dass dafür eine höhere Volatilität des "real-time"-Trends in Kauf genommen werden muss.

Grafik 8: HPX-Filter ($\lambda = 100, N = 3, \rho = 0.3$)



11. Prognosesituation 2020: Festlegung des Ausgabenplafonds für 2021

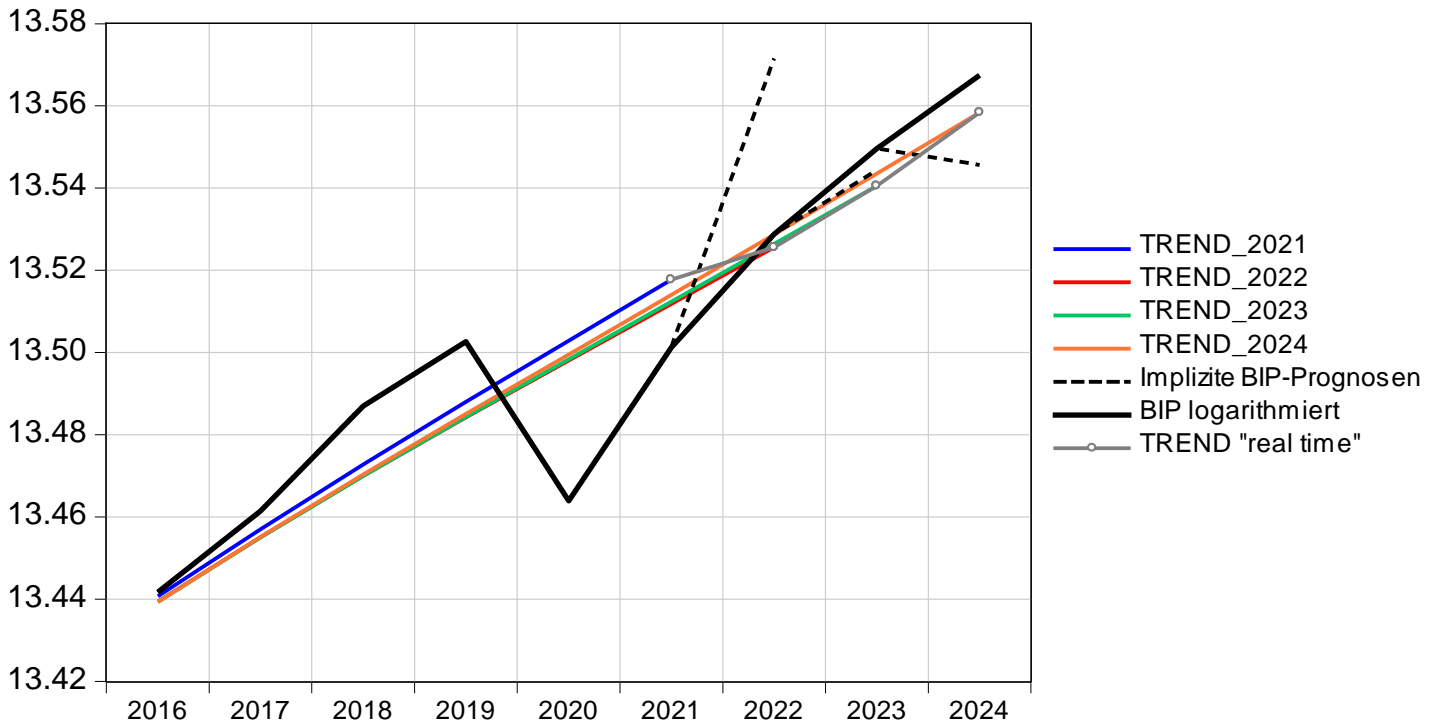
Bei der konkreten Anwendung der Schuldenbremse präsentiert sich die Situation etwas anders als in den rekursiven Schätzungen des vorstehenden Abschnitts, denn im Jahr T muss für das sogenannte Budgetjahr $T+1$ unabhängig vom gewählten Filterverfahren, also auch beim MHP-Filter, eine BIP-Prognose unterstellt werden. Nur so lassen sich der Trend und die daraus abgeleiteten Grössen des Output Gap und des K-Faktors bestimmen. Für das Budgetjahr $T+1$ liegt jeweils eine offizielle SECO-Prognose vor. Es stellt sich somit nur die Frage, ob man auch Prognoseannahmen für die Finanzplanjahre $T+2$ bis $T+4$ in die Berechnungen einfließen lassen soll. Die Autoren sehen aufgrund der folgenden Argumentation davon ab:

"Utiliser les prévisions de PIB effectif du plan financier pourrait certes permettre d'obtenir un PIB trend plus lisse sur la période contenant le budget et les trois années du plan financier. Ceci comporterait toutefois plusieurs risques. ... Le calcul du PIB trend du budget (actuellement 2021) serait entaché par les erreurs de prévision du PIB effectif sur le plan financier (allant actuellement jusqu'en 2024), voire de PIB effectifs plus éloignés si on décide d'utiliser aussi les prévisions à moyen terme (jusqu'en 2030). Or il est notoire que les prévisions du PIB effectif à une échéance aussi lointaine sont très hasardeuses. Cette incertitude n'est pas dramatique pour le plafond des dépenses des années du plan financier qui n'est calculé qu'à titre d'information, mais devient problématique pour l'année budgétaire dont le plafond des dépenses est juridiquement contraignant."

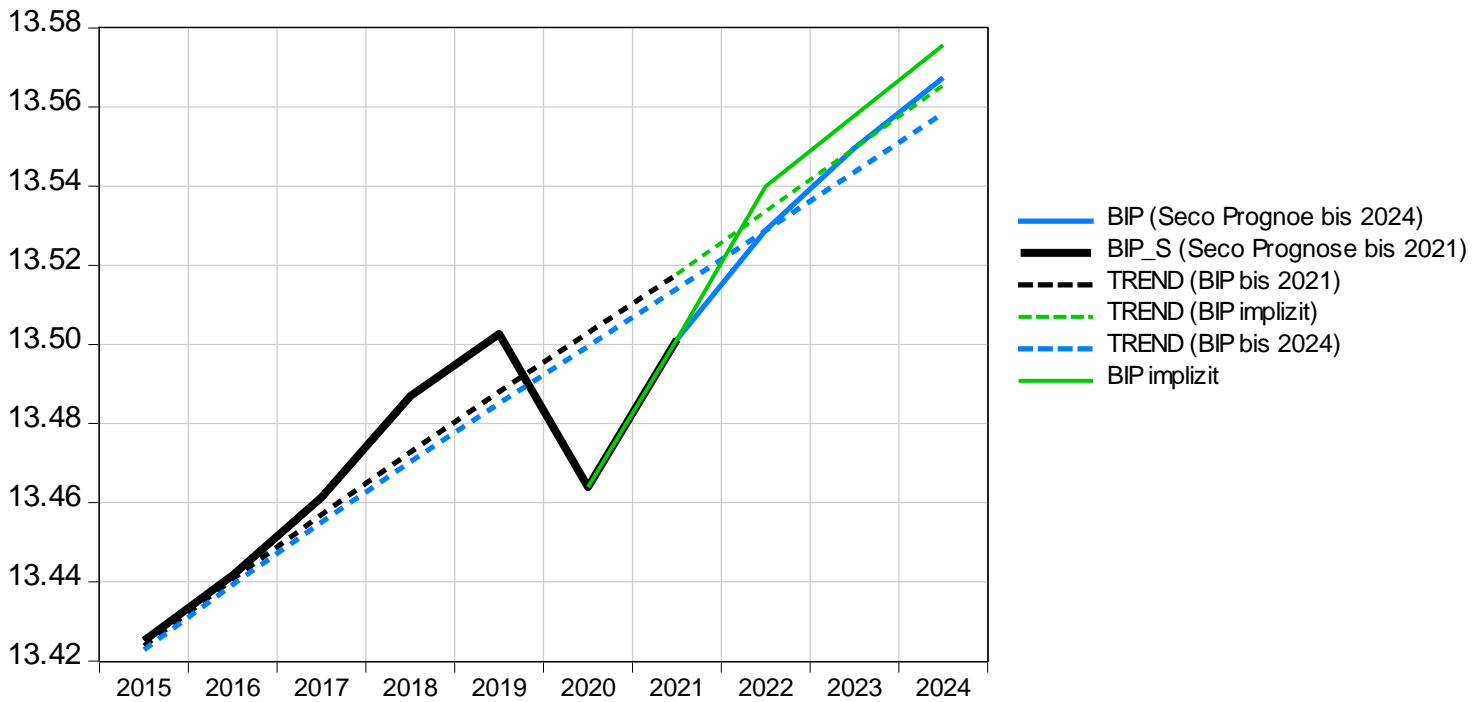
Ergänzend wäre noch zu erwähnen, dass bei Verwendung von BIP-Prognosen für die Finanzplanjahre $T+2$ bis $T+4$ zur Bestimmung des Trendwertes im Budgetjahr $T+1$ der MHP-Filter praktisch mit dem HP-Filter zusammenfällt, weil sich das Budgetjahr nicht mehr am Rand der BIP-Reihe befindet.

Das praktizierte Vorgehen kann für die Situation im Jahr 2020 anhand von Grafik 9 illustriert werden. Die schwarze Linie zeigt den BIP-Verlauf. Effektive Werte liegen bis 2019 vor. Für 2020 und 2021 gehe ich von der SECO-Prognose eines BIP-Rückgangs von 3.8 Prozent 2020 und einer Erholung von 3.8 Prozent 2021 aus (Stand September 2020). Für 2022 bis 2024 sind die Finanzplan-Prognosen eingetragen. Die Berechnung des MHP-Trends erfolgt nun – wie im Bericht vorgeschlagen – rekursiv. In die Berechnung des Trendwertes für 2021 (blau) gehen also nur BIP-Werte bis 2021 ein – im Bericht damit begründet, dass die nachfolgende BIP-Entwicklung unsicher sei. Implizit wird aber für 2022 ein BIP-Zuwachs unterstellt, der mit an Sicherheit grenzender Wahrscheinlichkeit nicht eintreten wird (schwarz gestrichelt). Auf Basis des so berechneten Trendwertes wird der K-Faktor für das Budgetjahr 2021 festgelegt, was "juridiquement contraignant" ist. Für die nachfolgenden rekursiven Trendberechnungen gehen schrittweise die BIP-Prognosen für 2022, 2023 und 2024 ein (rot, grün, orange). Deren fiskalpolitische Bedeutung ist geringer (calculé qu'à titre d'information). Weil das BIP viel weniger zunimmt als in der Trendberechnung für 2021 implizit unterstellt, wird der Trendwert für 2021 nachträglich nach unten korrigiert. Die dabei für 2023 implizit unterstellte BIP-Prognose für 2023 weicht nur wenig von der Finanzplan-Prognose ab. Die Trendberechnung für 2023 basiert dann aber wieder auf einer unrealistischen (oder zumindest nicht begründeten) Annahme, nämlich eines BIP-Rückgangs im Jahr 2024. Entsprechend wird der grüne Trendwert für 2023 bei Einbezug der Finanzplan-Prognose für 2024 nachträglich nach oben korrigiert. Wenn ich es richtig sehe, liegt dieses meines Erachtens wenig überzeugende Verfahren den Grafiken auf Seite 40 (Figure 7) zugrunde. Besonders störend ist, dass zum Vorneherein absehbar ist, dass der Trendwert für 2021 nach unten korrigiert werden muss, weil er auf der impliziten Annahme eines unrealistisch starken BIP-Anstiegs im Jahr 2022 basiert. Natürlich mag ein hoher Trendwert im Jahr 2021 finanzpolitisch erwünscht sein, weil er einen hohen K-Faktor und somit einen hohen Ausgabenplafond rechtfertigt. Das Vorgehen erscheint mir aber allzu sehr "ad hoc" und wissenschaftlich kaum vertretbar. Jedenfalls kann kaum behauptet werden, die Eintretenswahrscheinlichkeit der impliziten Prognoseannahme des MHP-Filters sei grösser als die Eintretenswahrscheinlichkeit der Finanzplan-Prognosen.

Grafik 9: Rekursive Anwendung des MHP-Filters – Implizite Prognoseannahmen für das Folgejahr



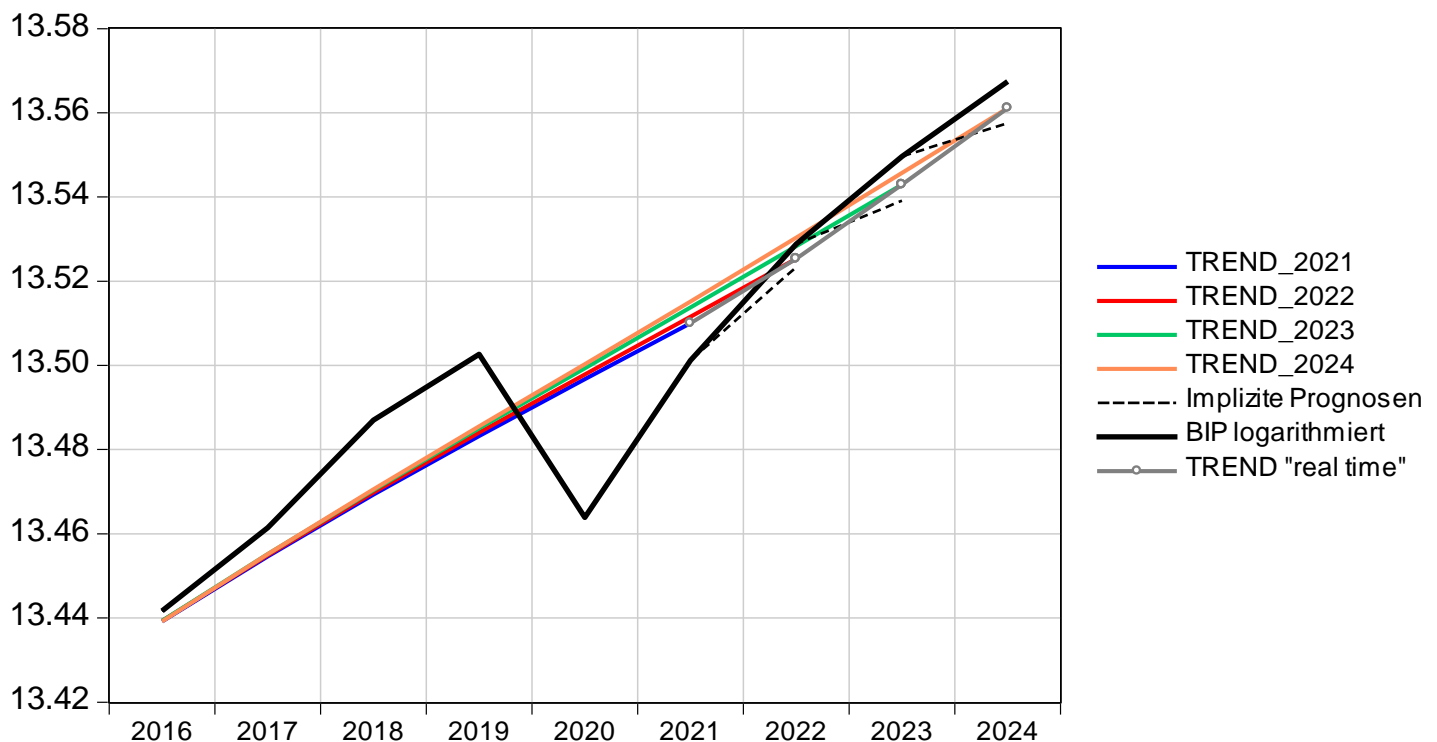
Grafik 10: Rekursive Anwendung des MHP-Filters – Implizite Prognoseannahmen für mehrere Folgejahre



Etwas weniger problematisch erscheint mir das in Grafik 10 dargestellte Vorgehen. Der Trendwert für 2021 wird wiederum rekursiv, d.h. unter Verwendung von BIP-Werten bis 2021 berechnet. Dann lässt man aber die Prognosen für die Finanzplanjahre zusammen in die Trendberechnung von 2022 bis 2024 einfließen. Anstatt wie in Grafik 9 zu fragen, welche BIP-Annahme für 2022 getroffen werden muss, damit sich der Trendwert für 2021 bestätigt, ist die Frage nun, wie sich das BIP von 2022 bis 2024 entwickeln müsste, damit sich am Trendwert für 2021 nichts ändert. Schwarz eingetragen in Grafik 10 und als BIP_S bezeichnet ist die Prognose des SECO bis 2021. Schwarz gestrichelt ist der darauf basierte Trend (entspricht der blauen Linie von Grafik 9). Hellblau dargestellt ist die BIP-Entwicklung bis 2024 gemäss Finanzplan, und hellblau gestrichelt der entsprechende Trend (entspricht der orangenen Linie von Grafik 9). Er liegt tiefer als der mit Daten nur bis 2021 rekursiv berechnete Trend. Anstatt mit dem schlagartigen BIP-Anstieg von Grafik 9 kann man den Trendwert für 2021 also auch reproduzieren, wenn man für die Jahre 2022 bis 2024 die grün eingezeichnete BIP-Entwicklung unterstellt. Der nicht in die Grafik eingetragene "real time"-Trend würde vom Endpunkt der schwarz gestrichelten Linie ab 2022 auf die hellblau gestrichelte Linie springen. Die dem Trendwert für 2021 entsprechende implizite BIP-Prognose weicht zwar weniger stark von der BIP-Prognose des Finanzplans ab als in Grafik 9. Widersprüchlich ist die Sache aber noch immer, weil dem Trendwert 2021 implizit eine andere BIP-Prognose zugrundeliegt als explizit den Trendwerten für die Jahre 2022 bis 2024.

Grafik 11 zeigt – analog zu Grafik 9 – die rekursiven Trendberechnungen bei Verwendung des HP-Filters. Die impliziten BIP-Prognosen liegen durchwegs unter den Finanzplan-Prognosen, aber deutlich weniger als beim MHP-Filter. Entsprechend werden die rekursiv geschätzten Trends und damit die K-Faktoren nur leicht nach oben korrigiert. Die rekursive Trendschätzung mit dem HP-Filter ist also weniger problematisch als beim MHP-Filter, meines Erachtens aber trotzdem nicht zu empfehlen. Fiskalpolitisch negativ könnte man den Umstand bewerten, dass der Output Gap weniger stark negativ ist als gemäss MHP-Filter und folglich ein weniger stark über Eins liegender K-Faktor angezeigt wird. Dies gilt allerdings nur für die rekursive Berechnung. Legt man beiden Filtern die BIP-Entwicklung bis 2024 zugrunde, so gibt es praktisch keinen Unterschied. Ebenfalls gemeinsam ist beiden Filtern, dass sich der Output Gap bereits 2022, also fiskalpolitisch "zu früh" schliesst, so dass ab 2023 wieder Überschüsse anzustreben sind. Diesem Problem gehe ich in Abschnitt 13 genauer nach.

Zusammenfassend lässt sich Folgendes festhalten: Wenn man rein pragmatisch mit Blick auf die Fiskalpolitik für das Jahr 2021 einen hohen Trendwert, damit einen hohen K-Faktor und einen hohen Ausgabenplafond wünscht, so liefert der nur mit BIP-Daten bis 2021 geschätzte MHP-Filter das gewünschte Resultat. Dies ist darauf zurückzuführen, dass der tiefe BIP-Wert von 2021 in der Trendberechnung schwächer gewichtet wird als beim HP-Filter. Implizit entspricht dies der Annahme, dass das BIP im Jahr 2022 extrem stark zunehmen würde. Unterstellt man für das Jahr 2022 (und folgende Jahre) eine realistischere BIP-Prognose (z.B. gemäss Finanzplan), so kommt der Trendwert für 2021 auch beim MHP-Filter tiefer zu liegen, dies nicht nur aufgrund anderer Prognosewerte, sondern nur schon deshalb, weil der tiefe BIP-Wert von 2021 dann nicht mehr am Reihenende liegt und deshalb wieder "normal" gewichtet wird. Die im Bericht vorgebrachte Argumentation, dass eine rekursive Trendberechnung mit dem MHP-Filter den Vorteil habe, dass man sich nicht auf unsichere BIP-Prognosen stützen müsse, ist somit meines Erachtens nicht haltbar. Jede Glättung ist am aktuellen Rand einer Zeitreihe mit dem Problem fehlender nachfolgender Werte konfrontiert. Und jede Glättung muss sich am aktuellen Rand Vorstellungen über den weiteren Verlauf der Zeitreihe machen. Wenn diese Annahmen nicht explizit getroffen werden, so sind sie implizit im Gewichtungsschema versteckt.

Grafik 11: Rekursive Anwendung des HP-Filters – Implizite Prognoseannahmen für das Folgejahr

12. Vernachlässigte Rückwirkungen des Ausgabenplafonds auf das BIP

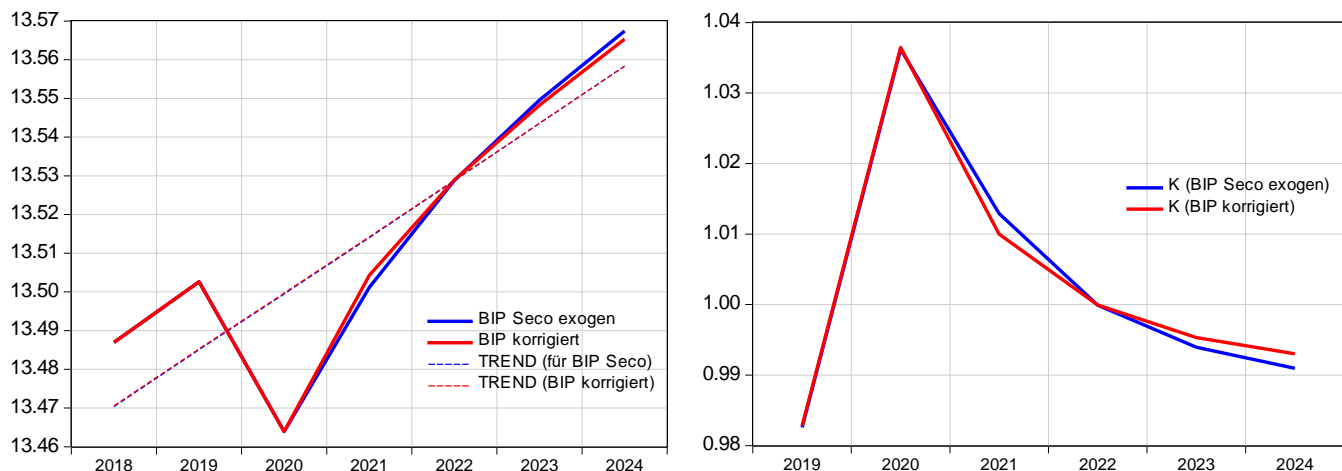
Ein anderes Problem, das nichts mit dem verwendeten Filterverfahren zu tun hat, sondern das Konzept der Schuldenbremse generell betrifft, ist die Vernachlässigung der Rückwirkungen des Ausgabenplafonds auf das BIP. Zu argumentieren, diese Wirkungen seien vernachlässigbar, ist nicht zulässig, denn wäre dies der Fall, so könnte man auf die Berechnung von K-Faktoren verzichten und den Ausgabenplafond ganz einfach den erwarteten Einnahmen gleichsetzen. Die Idee der Schuldenbremse besteht ja gerade darin, eine prozyklische Wirkung der Fiskalpolitik zu verhindern, indem in konjunkturellen Schwächephasen Defizite zugelassen werden, die in guten Konjunkturjahren mit Überschüssen zu kompensieren sind. Konjunkturelle Wirkungen sind also Voraussetzung für die Sinnhaftigkeit des Konzepts. Das BIP als exogenen Input in die Berechnung des K-Faktors eingehen zu lassen, ist folglich nicht korrekt. Korrekterweise müsste der K-Faktor simultan mit dem BIP und dem Trend bestimmt werden. Dazu müsste man wissen, welche fiskalpolitische Annahmen der Seco-Prognosen zugrunde liegen. Methodisch am klarsten wäre es, wenn man davon ausgehen könnte, dass diese Prognosen einen K-Faktor von Eins unterstellen. Dies wäre dann der Input für die Berechnungen im Rahmen der Schuldenbremse. Weiter bräuchte man ein Makromodell, das anhand einer integrierten Fiskalregel den K-Faktor simultan mit den Rückwirkungen auf das BIP und den Potentialtrend bestimmt. Die Fiskalregel würde den K-Faktor von der Konjunkturlage abhängig machen. Seine Auslenkungen nach oben und nach unten würden im Sinne eines stabilen Gleichgewichts dadurch begrenzt, dass z.B. der in einer Rezession ansteigende K-Faktor das BIP stärker stimuliert als den Potentialpfad, was ab einem bestimmten Punkt einer weiteren Erhöhung des K-Faktors entgegenwirkt. Im resultierenden Gleichgewicht wären K-Faktor, Output Gap, BIP und Potentialtrend gegenseitig konsistent.

Ansatzweise lassen sich diese Überlegungen illustrieren, indem man das Makromodell zu einem Ausgabenmultiplikator vereinfacht. Das Gleichungssystem besteht in diesem Fall nur aus dem MHP-Filter (oder einem anderen Filter) und einer Gleichung, die festlegt, wie stark sich veränderte Staatsausgaben auf das BIP auswirken, das dann seinerseits wieder in den Filter eingeht und so den Trend bestimmt. Ausgangspunkt der Berechnungen ist die inkonsistente Konstellation einer exogenen vorgegebenen SECO-Prognose für das BIP, die supponiert unter der Annahme eines K-Faktors von Eins erstellt wurde, und einem K-Faktor, der über 1 steigt und somit höhere Staatsausgaben impliziert als in der SECO-Prognose angenommen. Dann wird die SECO-Prognose soweit nach oben angepasst, bis ein Fixpunkt erreicht ist, bei dem der mit dem Filter bestimmte Potentialtrend, der daraus abgeleitete K-Faktor, die Staatsausgaben und die BIP-Prognose in sich konsistent sind. Dieses Prozedere wird auf die Jahre 2021 bis 2024 angewendet. Grafik 12 zeigt das Ergebnis.

Aufgrund der erhöhten Staatsausgaben kommt das BIP 2021 etwas höher zu liegen als in der SECO-Prognose. Der Effekt des höheren BIP auf den Potentialtrend ist deutlich geringer – effektiv so gering, dass er in der Grafik nicht sichtbar ist. (Würde man den HP-Filter verwenden, so wäre ein leicht nach oben ausgelenkter Potentialtrend sichtbar). Dem höheren BIP entspricht ein weniger stark negativer Output Gap und somit ein etwas weniger über Eins liegender K-Faktor (1.010 vs. 1.013). Der korrekt simultan berechnete Ausgabenplafond ist folglich nur unwesentlich tiefer als in der Berechnung, die die Wirkung höherer Staatsausgaben auf das BIP vernachlässigt. 2022 liegt der korrekt berechnete K-Faktor mit dem nicht korrekt berechneten gleichauf und ab 2023 etwas darüber. Die Fiskalpolitik wäre somit bei korrekter Berechnung 2021 etwas weniger expansiv und 2023 und 2024 etwas weniger restriktiv. Die Unterschiede sind aber sehr klein. Dabei ist noch zu beachten, dass ich einen unrealistisch hohen Ausgabenmultiplikator von 3 unterstellt habe, um die Unterschiede in der Grafik besser sichtbar zu machen. Deutlich stärker weicht der korrekt berechnete K-Faktor vom nicht korrekt berechneten ab, wenn man die Übung für das Jahr 2019 wiederholt. Dies gilt aber nur unter der Annahme, dass der massive BIP-Einbruch von 2020 korrekt antizipiert worden wäre.

Der Einwand, das Konzept der Schuldenbremse sei inkonsistent, weil die Rückwirkungen der Staatsausgaben auf das BIP unberücksichtigt bleiben, ist somit zwar theoretisch richtig, aber praktisch kaum relevant. Damit ist allerdings auch gesagt, dass die konjunkturpolitische Bedeutung der K-Faktors eher gering ist. Bei einem Anteil der Bundelausgaben am BIP von rund 10 Prozent und einem K-Faktor, der mit einer Standardabweichung von etwa 0.02 oder 0.03 um Eins schwankt, ist dies nicht erstaunlich. Natürlich hat dies auch damit zu tun, dass die Schuldenbremse nicht auf eine antizyklische Fiskalpolitik angelegt ist, sondern nur prozyklischen Wirkungen verhindern will.

Grafik 12: Simultane Bestimmung von K-Faktor, Staatsausgaben, BIP und Trend



13. Integration des HP-Filters in ein State-Space-Modell unter Einbezug der Arbeitslosigkeit

Die bisherigen Ausführungen bringen zum Ausdruck, dass ich der Modifikation des HP-Filters zum MHP-Filter skeptisch gegenüberstehe und – sofern nur diese beiden Filterverfahren zur Verfügung stünden – dem HP-Filter den Vorzug geben würde. Aufgrund meiner Untersuchung zuhanden des SECO und der KOF komme ich zudem zum Schluss, dass auch andere univariate Filter wie der Christiano/Fitzgerald-Filter oder der LOESS-Filter dem HP-Filter nicht wirklich überlegen sind. Der Weisheit letzter Schluss ist der HP-Filter aber keineswegs. Gemeinsam mit den anderen univariaten Filtern stützt er sich als Informationsbasis zur Bestimmung der Trends, den man ökonomisch als Potentialoutput interpretieren möchte, allein auf den BIP-Verlauf. Damit vernachlässigt er relevante und problemlos verfügbare Information hinsichtlich der zyklischen Position der Wirtschaft. Dies führt dazu, dass der mit dem HP-Filter berechnete Output Gap in verschiedenen Perioden Werte anzeigt, die mit Blick auf andere Konjunkturindikatoren unplausibel erscheinen. Dies ist insbesondere, aber nicht nur, in den 1990er Jahren der Fall, wo der Output Gap gemäss HP-Filter nach anfänglich negativen Werten rasch wieder geschlossen ist. In einer Phase, wo die Arbeitslosigkeit stark anstieg, die Inflation anhaltend rückläufig und die Investitionstätigkeit äusserst schwach war, ist ein geschlossener Output Gap unplausibel. Natürlich könnte man die in den 1990er Jahre zu rasche Tendenz des HP-Trends zum BIP bzw. des Output Gap zur Nulllinie mit einem höheren Wert des Glättungsparameters λ abschwächen. Damit würden aber die Filtereigenschaften generell, und nicht situationsspezifisch verändert, so dass der Trend in anderen Perioden möglicherweise langsamer zum BIP tendiert als dies andere Konjunkturindikatoren als realistisch erscheinen lassen. Erhöht man λ zum Beispiel von 100 auf 500, so zeichnet der HP-Filter zwar in den 1990er Jahren ein realistischeres Bild. Dafür suggeriert er dann aber – wie in Abschnitt 8 erwähnt – dass sich die Wirtschaft in der Finanzkrise von einer zuvor extremen Überauslastung auf eine Normalauslastung hin bewegte, was anderen Konjunkturindikatoren klar widerspricht.

Anstatt den HP-Filter (oder andere univariate Filter) anhand von Konjunkturindikatoren einem Plausibilitätscheck zu unterziehen, ist es naheliegend, diese Zusatzinformation direkt in die Filterschätzung einzubauen. Dies kann recht einfach in Form eines State-Space-Modells geschehen. In meinen Untersuchungen bin ich zum Schluss gekommen, dass sich die Arbeitslosenquote sehr gut als konditionierende Zusatzinformation eignet. Dies läuft darauf hinaus, im State-Space-Modell den Output Gap in einer zusätzlichen Beobachtungsgleichung auf die Arbeitslosenquote abzubilden. In der Modellversion SU_SECO verwende ich als Messreihe die SECO-Arbeitslosenquote. Noch besser ist es, die Anspannung des Arbeitsmarktes mit den "Rekrutierungsschwierigkeiten" zu messen (Anteil der Unternehmungen, die in einer Umfrage des BFS Schwierigkeiten bei der Personalrekrutierung melden). Dieses Modell bezeichne ich im Folgenden mit SU_REKR. Beide Ansätze sind auf Quartalsbasis implementiert. Zum Vergleich müssen deshalb auch der MHP- und der HP-Filter mit Quartalsdaten geschätzt werden. Der HP-Filter mit einer vorgeschalteten BIP-Prognose wird als HPX-Filter bezeichnet.

Historische Analyse

Die fünf Ansätze (HP, HPX, MHP, SU_SECO, SU_REKR) werden wiederum rekursiv geschätzt. Dabei wird der Schätzzeitraum schrittweise von 1980q1-1999q1, 1980q1-1999q2, ... bis zu 1980q1-2020q2 erweitert ("growing window"). So ergeben sich 86 rekursive Trendschätzungen, deren Endpunkte zum "real-time"-Trend zusammengefasst werden. Der HP- und der MHP-Filter sind mit dem für Quartalsdaten üblichen Wert von $\lambda = 1600$ sowie mit dem von Ravn und Uhlig (2001) vorgeschlagenen höheren Wert von $\lambda = 25600$ geschätzt. Für den HP-Filter und die State-Space-Modelle wird zudem abgeklärt, wie sich die Ergebnisse verändern, wenn das BIP vor der Filterung mit Prognosewerten über den aktuellen Rand hinaus verlängert wird. Dazu wird – analog zum Vorgehen auf Jahresbasis in Abschnitt 10 – bis zum jeweiligen aktuellen Rand die Gleichung

$$\text{LOG}(\text{GDP}) = \alpha + \rho * \text{LOG}(\text{GDP}(-1)) + \beta * \text{TIMETREND}$$

geschätzt und das BIP dann auf Basis dieser Gleichung über die jeweils folgenden acht Quartale prognostiziert. Dabei werden α und β rekursiv geschätzt, während ρ auf den alternativen, in der Tabelle 4 rapportierten Werte von 0.8, 0.5 bzw. 0.2 fixiert ist. Damit wird eine eher langsame (0.8) bzw. eine rasche (0.2) Konvergenz des logarithmierten BIP zum rekursiv geschätzten linearen Trend unterstellt. In Tabelle sind für den HP-Filter, den MHP-Filter und die beiden State-Space-Modelle, die Randwert-Instabilität RWI und Volatilitätsmasse VOLd und VOLdd ausgewiesen.

	HP / HPX	MHP			SU_SECO			SU_REKR					
		RWI	VOLd	VOLdd	RWI	VOLd	VOLdd	RWI	VOLd	VOLdd	RWI	VOLd	VOLdd
LAMBDA = 1600	No forecast	1.1277	0.3482	0.2385	1.1645	0.3034	0.1521	0.5188	0.3284	0.3461	0.4601	0.2873	0.3110
	RHO = 0.8	0.8760	0.3301	0.3055				0.4832	0.2666	0.2814	0.5006	0.2556	0.2856
	RHO = 0.5	0.8282	0.1944	0.1558				0.5996	0.2147	0.1929	0.6683	0.1998	0.1952
	RHO = 0.2	0.8610	0.1554	0.1077				0.7212	0.1984	0.1493	0.7994	0.1829	0.1496
LAMBDA = 25600	No forecast	1.0128	0.1872	0.1263	1.0369	0.1577	0.0752	0.8388	0.1801	0.1177	0.6791	0.1394	0.1051
	RHO = 0.8	0.9898	0.2803	0.2666				0.7050	0.2318	0.2286	0.7443	0.2174	0.2251
	RHO = 0.5	0.8090	0.1524	0.1265				0.7667	0.1539	0.1136	0.8816	0.1446	0.1129
	RHO = 0.2	0.8061	0.1191	0.0850				0.8329	0.1374	0.0831	0.9642	0.1301	0.0825

Die beiden Volatilitätsmasse sind in Abschnitt 7 erläutert. Sie beziehen sich auf die Wachstumsraten des "real-time"-Trends bzw. deren Veränderungen. Sie sind als Standardabweichungen berechnet und ins Verhältnis zur entsprechend definierten Volatilität des BIP gesetzt.⁵ Mit "d" bzw. "dd" ist zum Ausdruck gebracht, dass sich VOLd auf die ersten und VOLdd auf die zweiten Differenzen des "real-time"-Trends bezieht. Entsprechend gehen bei 86 rekursiven Schätzungen in VOLd wegen der Differenzenbildung 85 Werte und in VOLdd wegen der doppelten Differenzbildung 84 Werte ein. Das Volatilitätsmass VOLd in der ersten Zeile für den HP-Filter besagt beispielsweise, dass die Standardabweichung des "real time"-Trendwachstums um den Faktor 0.3482 kleiner ist als die Standardabweichung der BIP-Wachstums. Die Randwert-Instabilität (RWI) wird als "Root-Mean-Square Error" gemessen, bezogen auf die Abweichungen der Endpunkte der rekursiven Trendschätzungen (1991q1, 1991q2, ... 2020q1) von der durchgehenden Trendschätzung, die auf Daten von 1980q1 bis 2020q2 basiert. Die Zahl oben links in der Tabelle beispielsweise besagt, dass der HP-Trend am aktuellen Rand nachträglich im Durchschnitt um 1.1277 Prozent revidiert wird, was gleichbedeutend mit einer durchschnittlichen Fehleinschätzung des Output Gap von 1.1277 Prozentpunkten.

Aus Tabelle 4 lassen sich die folgenden Schlüsse ziehen:

- Die Wahl von λ wirkt sich beim HP- und MHP-Filter nur schwach auf RWI aus. Das höhere λ von 25600 reduziert aber die Volatilitäten des "real-time"-Trends um rund die Hälfte (Zeilen "No Forecast").

⁵ Jeder rekursiv geschätzte Trend weist am Ende eine bestimmte Steigung auf, die als (logarithmische) Wachstumsrate zu interpretieren ist. Daran ändert sich von einer rekursiven Schätzung zu nächsten nur wenig. Die rekursiv geschätzten Trends können sich aber mit dem Einbezug zusätzlicher BIP-Beobachtungswerte im Niveau deutlich nach oben oder unten verschieben. Die Endpunkte dieser rekursiven Trends sind im "real-time"-Trend zu einer Zeitreihe zusammengefügt. Für die Bewegungen dieser Zeitreihe von Periode zu Periode, die in die beiden Volatilitätsmasse eingehen, den Begriff "Wachstumsrate" zu verwenden, ist eigentlich wenig sinnvoll, denn sie sind primär Ausdruck der Trendrevisionen im Niveau aufgrund neuer Daten. Man vergleiche dazu Grafik 5 in Abschnitt 7.

- Beim HPX-Filter vermindert sich RWI am stärksten, wenn das für die BIP-Prognose verwendete ρ auf 0.5 (für $\lambda = 1600$) bzw. 0.2 (für $\lambda = 25600$) gesetzt wird (rasche Rückkehr des BIP zum rekursiv geschätzten linearen Trend). Dabei vermindern sich auch die Volatilitäten des "real-time"-Trends deutlich, allerdings nur für $\lambda = 1600$. Für $\lambda = 25600$ sind die Volatilitäten ohnehin tiefer; eine der Filterung vorgeschaltete BIP-Prognose bringt nur für $\rho = 0.2$ eine zusätzliche Reduktion mit sich. Die Annahme einer relativ langsamen Rückkehr des BIP zum rekursiv geschätzten Trend ($\rho = 0.8$) wirkt hingegen dem dämpfenden Einfluss des höheren λ auf die Volatilität entgegen. Man kann es vielleicht so formulieren: Der HP-Trend lässt sich entweder mit einem höheren λ oder – als HPX-Filter – mit einer vorgeschalteten BIP-Prognose mit tiefem ρ stabilisieren. Beides hat zur Folge, dass sich der laufende BIP-Wert nur schwach auf den Trend auswirkt.
- Für $\lambda = 1600$ ist der HPX-Filter mit $\rho = 0.2$ dem MHP-Filter in jeder Hinsicht überlegen: Tiefere RWI und kleinere Volatilitäten. Für $\lambda = 25600$ ist der MHP-Filter bezüglich VOLdd nicht zu schlagen. Allerdings ist VOLdd beim HPX-Filter mit $\rho = 0.2$ nur marginal höher, während RWI und VOLd deutlich unter den Werten des MHP-Filters liegen. Die Zielsetzung geringer Trendrevisionen bei gleichzeitig glatter Verlauf des "real-time"-Trends wird also vom HPX-Filter mit $\lambda = 25600$ und $\rho = 0.2$ besser erreicht als vom MHP-Filter.
- Die State-Space-Modelle glänzen mit tiefen Randwert-Instabilitäten. Am kleinsten ist RWI im Modell SU_REKR für $\lambda = 1600$ und ohne BIP-Forecast. RWI wird gegenüber dem MHP-Filter und dem HP-Filter um mehr als die Hälfte reduziert. Wenn man nur auf RWI und VOLd schaut, ist SU_REKR (No Forecast) dem MHP-Filter vorzuziehen. Wenn man das Kriterium einer möglichst tiefen Volatilität der Veränderungen des Trendwachstums (VOLdd) hochhält, schneidet der MHP-Filter besser ab als die State-Space-Modelle. Für $\lambda = 1600$ kommt RWI in SU_SECO und SU_REKR nur leicht tiefer zu liegen, wenn man eine BIP-Prognose mit $\rho = 0.2$ vorschaltet. Für $\lambda = 25600$ wird der MHP-Filter bezüglich VOLdd auch von den State-Space-Modellen nicht geschlagen.
- Im Modell SU_REKR lassen sich mit einer vorgeschalteten BIP-Prognose, vor allem wenn ρ klein gewählt wird, die Volatilitäten verringern, was allerdings eine Verschlechterung bezüglich RWI zur Folge hat. Im Modell SU_SECO ist das Bild hinsichtlich des Einflusses der BIP-Prognose auf die Volatilitäten ähnlich, wenn man nur die Versionen mit Prognose betrachtet: Je tiefer ρ , desto kleiner sind die Volatilitäten. Im Vergleich zur Version ohne Prognose nimmt RWI jedoch ab, wenn eine Prognose mit hohem ρ vorgeschaltet wird. Dabei werden für $\lambda = 1600$ auch die Volatilitäten reduziert, was für $\lambda = 25600$ nicht der Fall ist.

Welchen Ansatz man präferiert, hängt von der Gewichtung der Kriterien ab. Ich persönlich erachte das Kriterium einer möglichst geringen Volatilität des "real-time"-Trends als zweitrangig. Natürlich kann ich verstehen, dass im Rahmen der Schuldenbremse der Wunsch nach einem glatten Trend besteht. Damit zu begründen, dass der als Potentialoutput interpretierte Trend in einer Rezession möglichst wenig fallen bzw. in einer Hochkonjunktur möglichst wenig steigen sollte, halte ich aber für verfehlt. Die Frage, welches Ausmass der Schwankungen des Potentialoutput im Konjunkturzyklus als realistisch zu betrachten ist, ist schwierig zu beurteilen, weil der "wahre" Potentialoutput unbekannt ist. Möglicherweise könnten situationsbezogene ökonomische Analysen gewisse Anhaltspunkte liefern. Wie stark brechen z.B. in einer Rezession die Investitionen ein. Wie beeinflusst dies über die Entwicklung des Kapitalstocks den Potentialoutput? In welchem Ausmass kommt es zu "labor hoarding", so dass die "gehorteten" Arbeitskräfte jederzeit wieder voll aktiv werden können. Oder werden entlassene Arbeitskräfte zu "outsidern", die nur schwer wieder in den Arbeitsprozess integrierbar sind? Geht die Rezession mit strukturellen Veränderungen der Nachfrage einher, so dass bestimmte Kapazitäten obsolet werden, während in anderen Sektoren in der Erholungsphase rasch Kapazitätsengpässe entstehen? Fragen dieser Art sind offensichtlich kaum allgemeingültig zu beantworten. Sie aber einfach auszublenden und zur

Beurteilung eines Filters das Kriterium "je glatter, desto besser" zu verwenden, ist ökonomisch kaum begründbar. Deshalb stehe ich dem MHP-Filter, der auf dieses Kriterium hin optimiert ist, skeptisch gegenüber. Eine Trendglättung, bei der man zum Voraus weiss, dass sie auf erweiterter Datenbasis nicht Bestand haben wird, kann meines Erachtens nicht die Lösung sein. Hinsichtlich der Randwert-Instabilität schneidet der HPX-Filter mit $\lambda = 25600$ und $\rho = 0.2$ markant besser ab als der MHP-Filter und ist ihm hinsichtlich der Glattheit des Trends praktisch ebenbürtig. Die RWI ist deutlich kleiner als bei MHP($\lambda=25600$), und die Volatilität VOLd ist ebenfalls spürbar kleiner, während die Volatilität VOLdd nur marginal höher ist. Unter den univariaten Filtern ist dies meines Erachtens die beste Variante. Im Unterschied zum MHP-Filter wird das fiskalpolitische Ziel eines glatten Trends erreicht, ohne eine erhöhte Randwert-Instabilität in Kauf nehmen zu müssen. Vielmehr wird die RWI sogar minimiert.⁶ Nach beiden Kriterien beurteilt ist auch das Modell SU_REKR mit $\lambda = 25600$ (ohne vorgeschaltete BIP-Prognose) dem MHP-Filter überlegen.

Die im Bericht erwähnten weiteren Kriterien – Praktikabilität, Transparenz und Nicht-Manipulierbarkeit – sprechen ebenfalls nicht gegen den HPX-Filter und die State-Space-Modelle. In den entsprechenden Programm-Codes ist alles fest "verdrahtet". Sie würden sich von Prognoserunde zu Prognoserunde nicht ändern. Auch sind die beiden Ansätze Aussenstehenden gut erklärbar. Die Modelle SU_SECO und SU_REKR weisen gegenüber dem HPX-Filter den Vorteil auf, dass keine BIP-Prognose unterstellt werden muss. Für die Prognosesituation im Jahr 2020 bedeutet dies, dass für die Berechnung des K-Faktors für 2021 nur eine BIP-Prognose bis 2021q4 benötigt wird. Entscheidend ist dieser Vorteil gegenüber dem HPX-Filter aber nicht, denn die Gleichung für die BIP-Prognose ist dort fest in den Programm-Code eingebaut. In den State-Space-Modellen könnte man die Konditionierung anhand prognostizierter Arbeitsmarkt-Indikatoren über den aktuellen Rand hinausziehen; notwendig ist dies jedoch nicht und ist im Folgenden auch nicht vorgesehen.

Grafik 13 ermöglicht etwas detailliertere Einsichten in das Verhalten der Filtermethoden, unter anderem auch hinsichtlich der ökonomischen Plausibilität. Beim MHP-Filter und auch beim HP-Filter mit $\lambda = 1600$ (Panel a und b) zeigen sich an konjunkturellen Wendepunkten massive nachträgliche Revisionen von Trend und Output Gap. Im Aufschwung vor der Finanzkrise wird der Trend stets weiter nach oben korrigiert, so dass der in den Jahren 2005 und 2006 zunächst als stark positiv vermutete Output Gap auf Werte in der Nähe von null revidiert wird. Nach der Finanzkrise passiert das Umgekehrte: Der Trend wandert nach unten und die massiv negativen Output Gaps schrumpfen auf rund -2 Prozent zusammen. Am heutigen aktuellen Rand (nicht wirklich heute, sondern 2020q2) werden die blau eingezeichneten Linien für den Trend und den Output Gap, die auf Daten von 1980q1 bis 2020q2 basieren, mit dem Eintreffen weitere Datenpunkte zu grünen Linien. Es ist absehbar, dass sich der Trend nach unten verschieben und der Output Gap weniger stark negativ werden wird. Diese Korrekturen werden beim MHP-Filter stärker ausfallen als beim HP-Filter, ähnlich wie dies in der Finanzkrise der Fall war. Der Grund liegt darin, dass der MHP-Filter mit der Tiefergewichtung des BIP-Wertes von 2020q2 zunächst verhindert, dass sich der BIP-Einbruch stark auf den Trend auswirkt. In der Folge wird der tiefe BIP-Wert von 2020q2 aber nicht mehr ein Randwert sein und deshalb mit grösserem Gewicht in die Trendberechnung eingehen, diesen also herunterziehen. Dazu kommt, dass die vom MHP-Filter implizit unterstellte rasante

⁶ Beim MHP-Filter könnte man die BIP-Reihe ebenfalls mit Prognosewerten erweitern. Der MHP-Filter tritt aber mit dem Anspruch an, das Randwert-Problem mit der Tiefergewichtung der Beobachtungswerte am aktuellen Rand besser zu lösen als mit einer Verlängerung der BIP-Reihe. Wenn man die BIP-Reihe trotzdem mit den gleichen Prognoseannahmen erweitert wie beim HP-Filter, unterscheidet sich der MHP-Filter praktisch nicht mehr vom HP-Filter. Dieses Ergebnis ist zu erwarten, weil die Randwerte des BIP dann effektiv keine Randwerte mehr sind und somit gleich gewichtet werden wie beim HP-Filter. Ich habe deshalb darauf verzichtet, die Resultate eines mit Prognosewerten erweiterten MHP-Filters in der Tabelle aufzuführen.

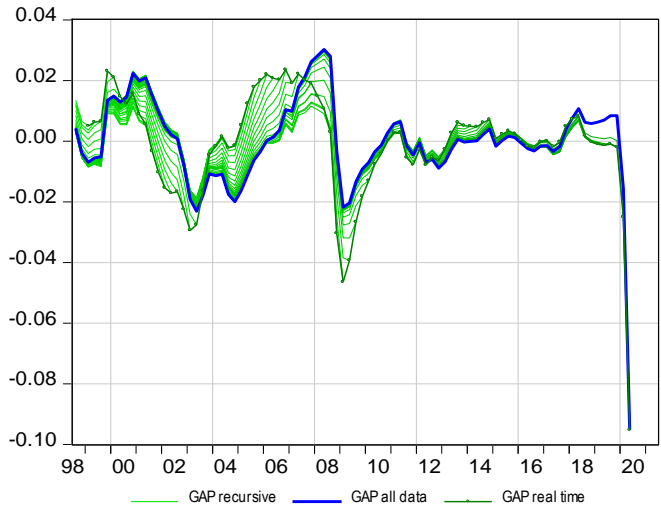
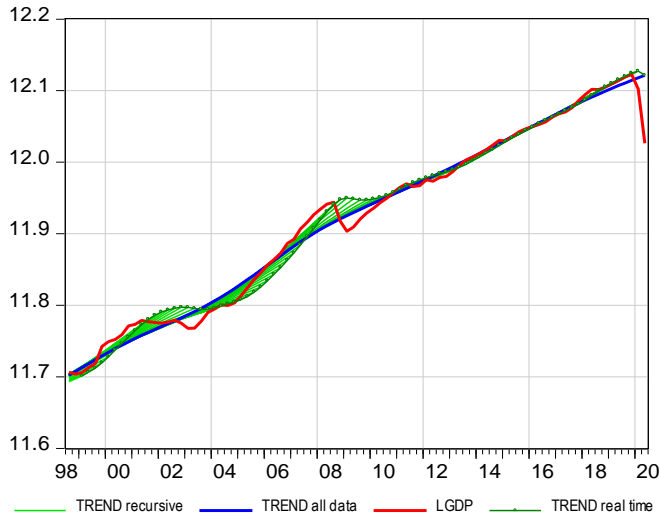
Erholung nicht eintreten wird. Beim HP-Filter sind weniger ausgeprägte Revisionen zu erwarten, da er den BIP-Einbruch am heutigen aktuellen Rand stärker gewichtet.

Beim MHP-Filter mit $\lambda = 25600$ (Panel c) ist die Randwert-Instabilität über den ganzen Zeitraum etwas weniger ausgeprägt. Aus ökonomischer Sicht unplausibel ist indessen das Ergebnis der Filterung zur Zeit der Finanzkrise: Dass das BIP vor der Finanzkrise viel deutlicher über dem Trend liegt als es in der Finanzkrise darunter fällt, ist ein Bild, dem andere Konjunkturindikatoren klar widersprechen. Beim HPX-Filter mit $\lambda = 25600$ und einer vorgeschalteten BIP-Prognose (Panel d) ist dies noch verstärkt der Fall. Der Output Gap steigt vor der Finanzkrise auf rund 4 Prozent und fällt in der Finanzkrise nur auf -1.7 Prozent. Dies würde implizieren, dass die Wirtschaft von einer extremen Überhitzung in eine eher moderate Rezession abglitt. An dieser unrealistischen Einschätzung des damaligen Konjunkturverlaufs ändert sich auch auf erweiterter Datenbasis nur wenig.

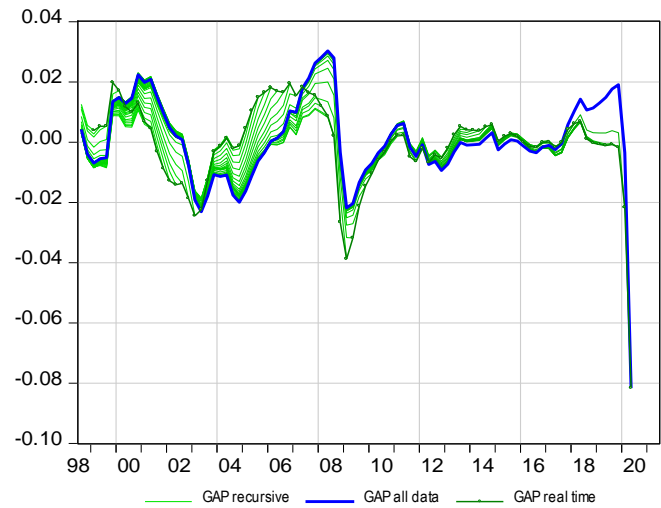
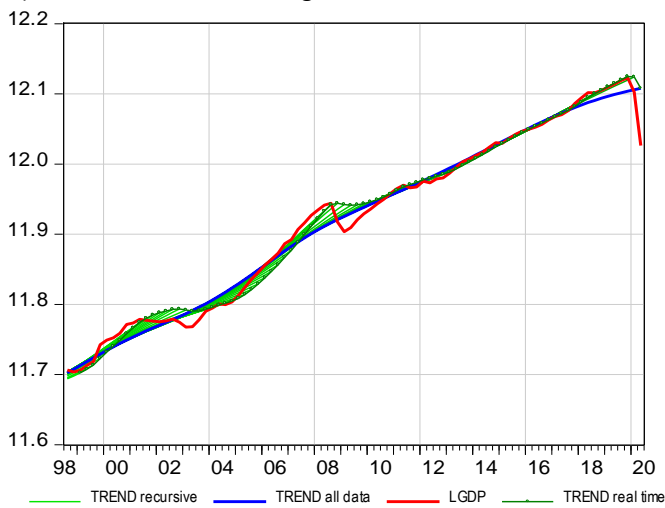
Im Modell SU_SECO ist die Randwert-Instabilität dank der Konditionierung auf die Arbeitslosenquote markant kleiner (Panel e und f). Das Vorschalten einer BIP-Prognose bringt eine zusätzliche Verbesserung. So liegt z.B. der "real-time"-Trend unmittelbar vor der Finanzkrise, im Tiefpunkt der Finanzkrise und der nachfolgenden Erholung sehr nah bei der Schätzung auf erweiterter Datenbasis, muss also kaum korrigiert werden. Demgegenüber zeigen sich im Modell SU_SECO ohne vorgeschaltete BIP-Prognose in diesem Zeitabschnitt etwas deutlichere Revisionen von Trend und Output Gap. Ein interessanter Unterschied ist am Ende der Schätzperiode (Daten bis 2020q2) festzustellen. Das Vorschalten einer BIP-Prognose führt dazu, dass der Trend stärker nach unten gezogen wird als im Modell ohne BIP-Prognose (blaue Linie). Dies hat zur Folge, dass der Output Gap gegenüber den "real-time"-Schätzungen der Vorquartale nach oben verschoben wird und 2020q2 weniger stark in den Negativbereich fällt als im Modell ohne vorgeschaltete BIP-Prognose. Dass der Trend mit der unterstellten BIP-Prognosen tiefer zu liegen kommt liegt daran, dass die Prognose vom Tiefpunkt 2020q1 startet und mit einem ρ von 0.8 nur eine moderate Erholung vorhersieht. Diese Prognose stimmt allerdings ziemlich gut mit der SECO-Prognose überein, so dass gute Chancen bestehen, dass die blauen Linien Bestand haben werden, sofern sich die Wirtschaft ungefähr gemäss der SECO-Prognose entwickelt.

Grafik 13: MHP-Filter, HP-Filter und SS_SECO – Verschiedene λ , ohne und mit vorgeschalteter BIP-Prognose

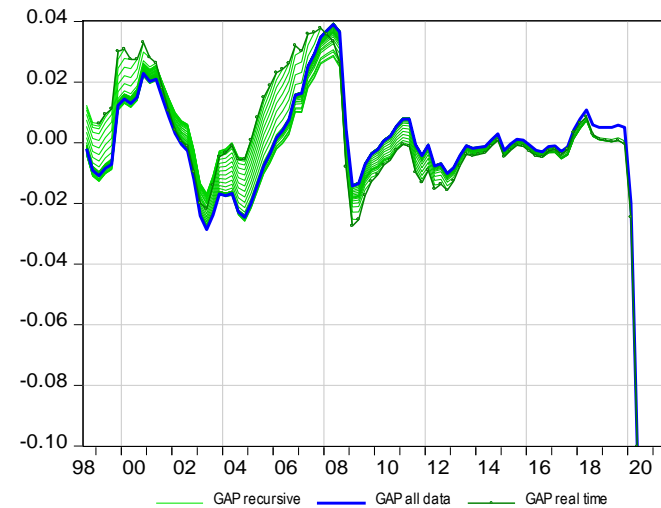
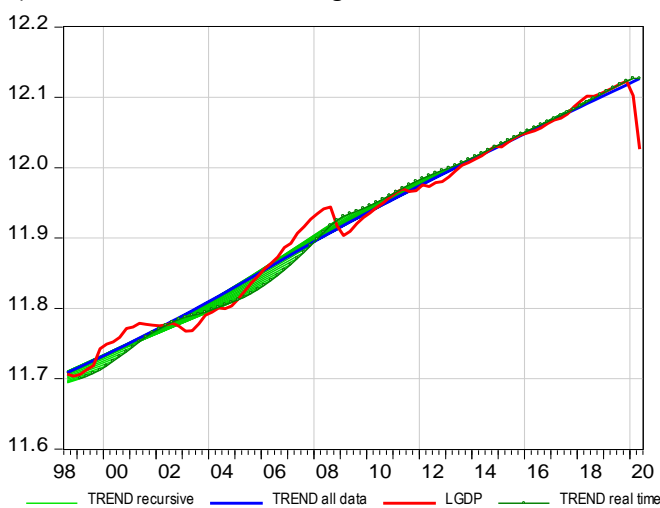
a) MHP $\lambda = 1600$, ohne Prognose



b) HP $\lambda = 1600$, ohne Prognose

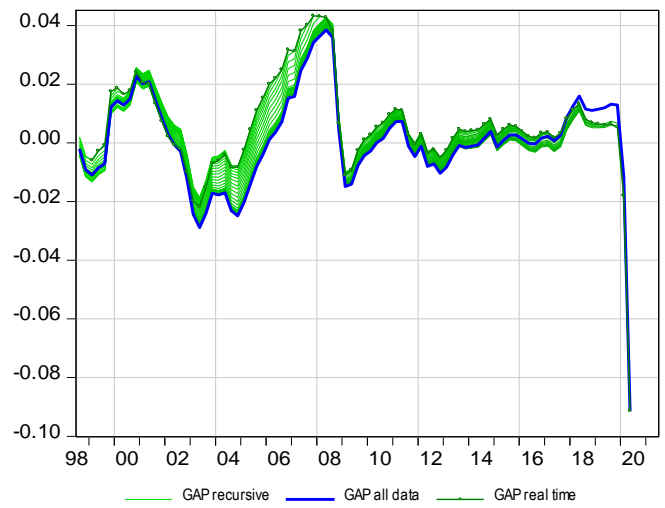
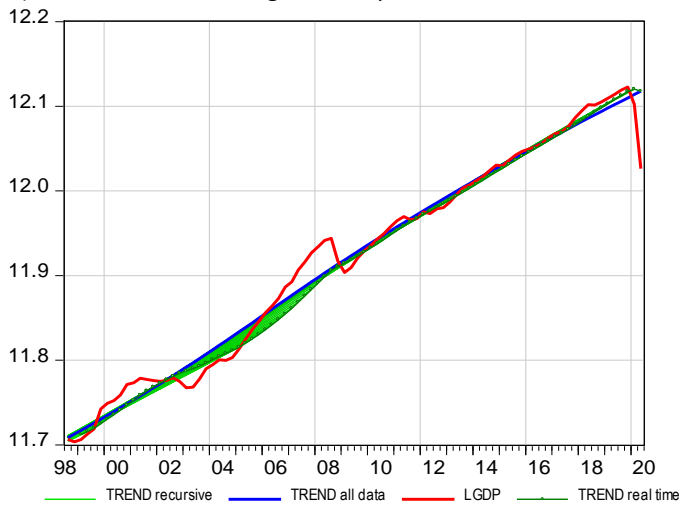


c) MHP $\lambda = 25600$, ohne Prognose

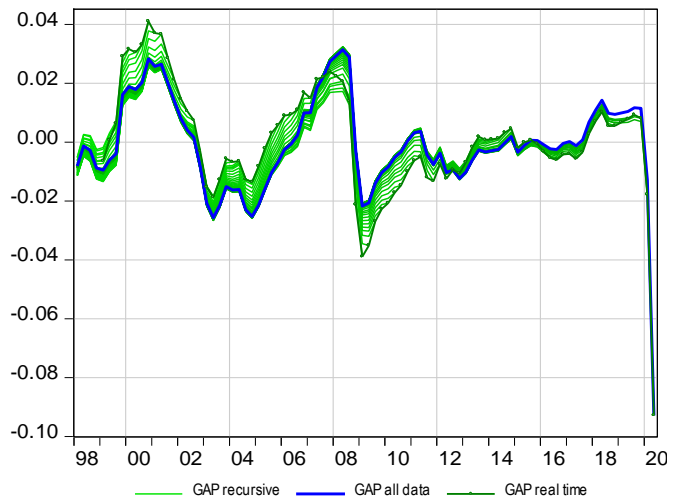
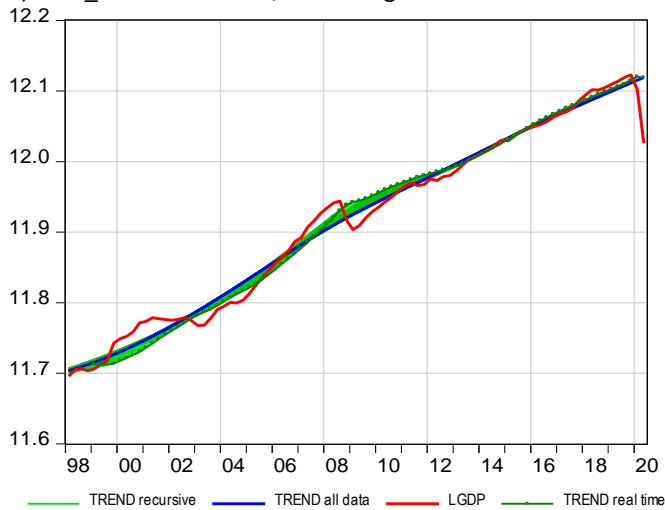


Grafik 13 (Fortsetzung)

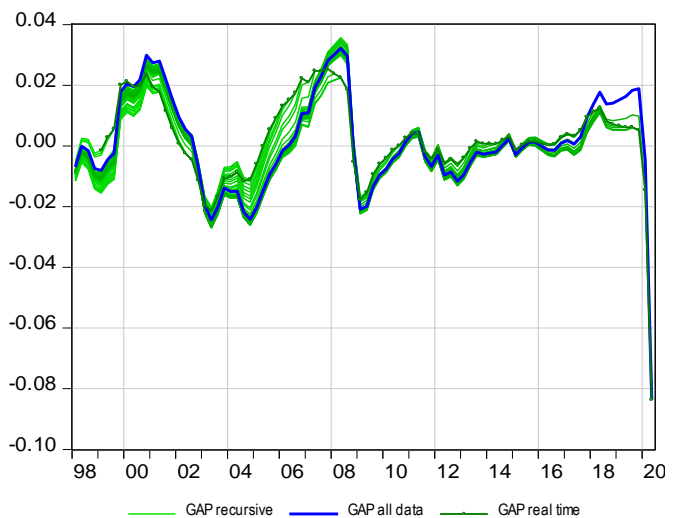
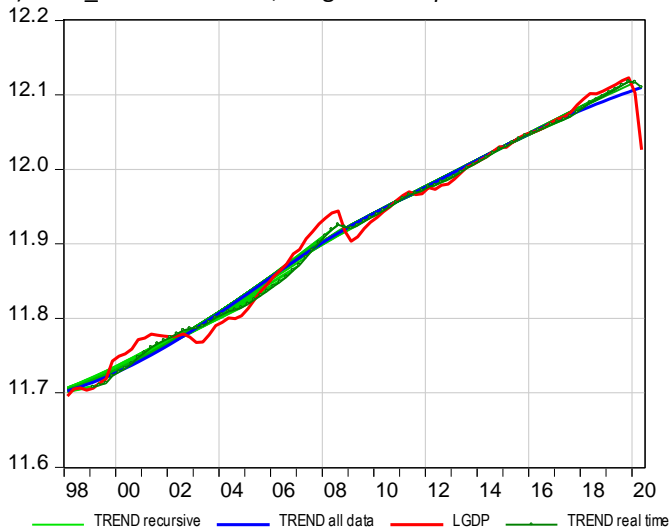
d) HPX $\lambda = 25600$, Prognose mit $\rho = 0.2$



e) SU_SECO $\lambda = 25600$, ohne Prognose



f) SU_SECO $\lambda = 25600$, Prognose mit $\rho = 0.8$

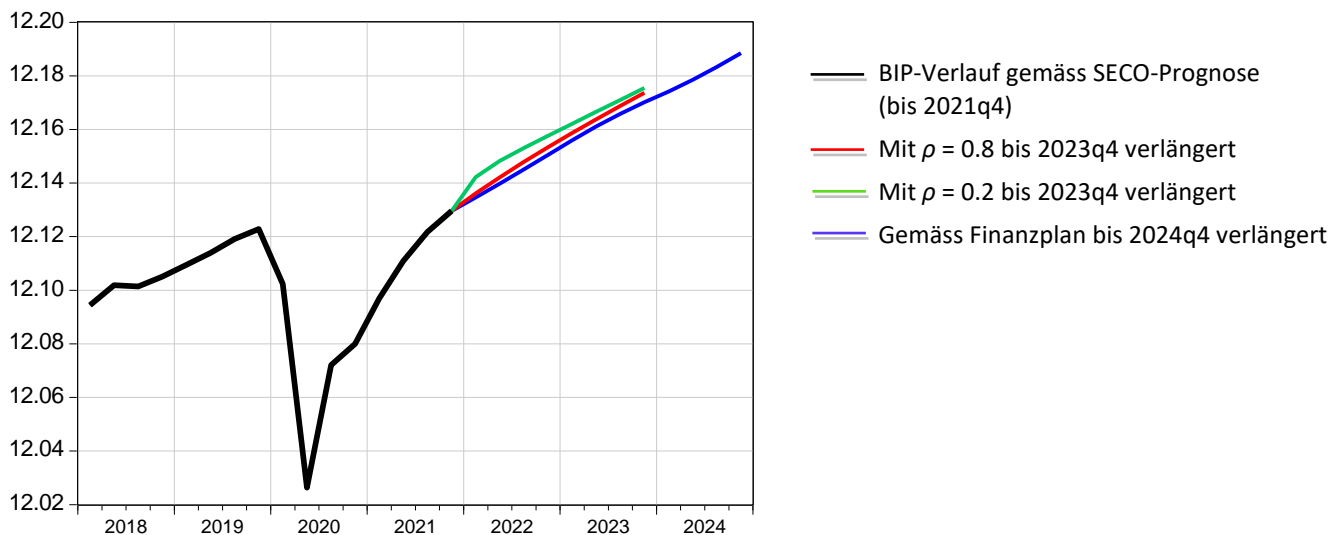


Prognosesituation 2020: Festlegung des Ausgabenplafonds für 2021

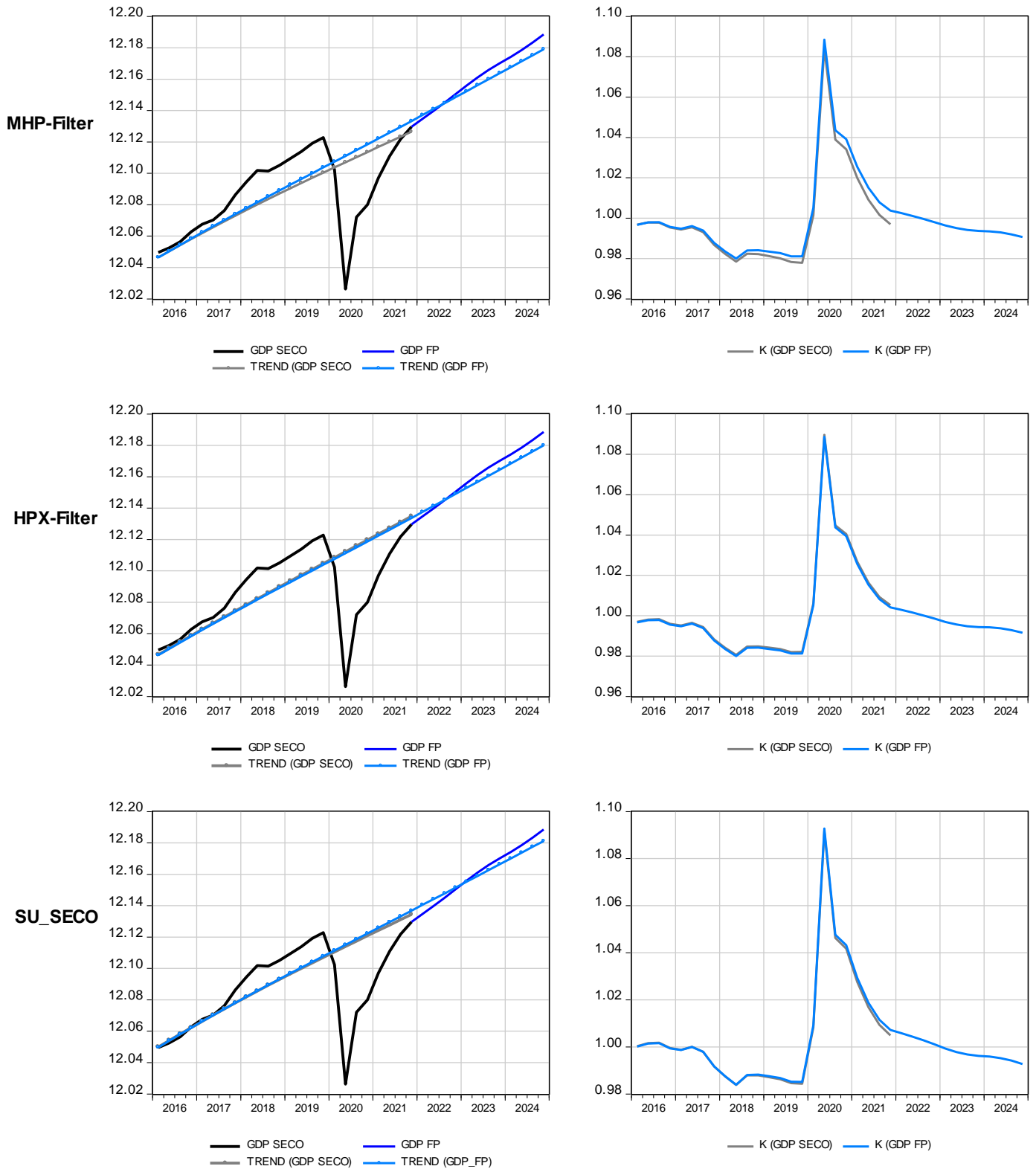
Im Folgenden zeige ich, wie sich die beiden univariaten Filter MHP($\lambda=25600$) und HPX und sowie das multivariate State-Space-Modell in der Berechnung des K-Faktors für 2021 verhalten. Die vorstehende historische Analyse deutet darauf hin, dass im State-Space-Modell die Anspannung des Arbeitsmarktes besser mit dem Indikator der "Rekrutierungsschwierigkeiten" als mit der SECO-Arbeitslosenquote gemessen wird. Dagegen spricht allerdings, dass die SECO-Arbeitslosenquote im Unterschied zu den "Rekrutierungsschwierigkeiten" ein weit beachteter Indikator ist. Zu sagen, die Berechnung des Ausgabenplafonds stütze sich auf ein Modell, das die Anspannung des Arbeitsmarktes mit den "Rekrutierungsschwierigkeiten" misst, könnte kommunikativ etwas problematisch sein. Ich verwende deshalb für die Prognose das Modell SU_SECO ($\lambda=25600$).

Die hier betrachtete Prognosesituation unterscheidet sich von der vorstehenden historischen Analyse dadurch, dass sich die Frage "Filter mit oder ohne vorgeschaltete BIP-Prognose" nicht stellt, denn für die Berechnung des Trends und die daraus abgeleiteten Grössen des Output Gaps und des K-Faktors im Jahr 2021 kommt man um eine BIP-Prognose nicht herum. Es stellt sich nur die Frage, ob man die SECO-Prognose für 2021 mit den Prognosen der Finanzplanjahre bis 2024 verlängern soll. Die BIP-Prognose ist SECO-intern auf Quartalsbasis verfügbar, steht aber in publizierter Form – wie die Finanzplan-Prognosen – nur in Form von Jahreswerten zur Verfügung. Da die hier betrachteten Filterverfahren auf Quartalsbasis implementiert sind, müssen diese Jahresprognosen quartalisiert werden. Ich verwende dazu das Chow-Lin-Verfahren. Die verlängerte Prognosereihe schliesst an die Quartalschätzung des SECO vom September 2020 an. Grafik 14 zeigt schwarz den BIP-Verlauf bis 2021q4 (Horizont der SECO-Prognose vom September 2020). Daran schiesst blau die Prognose gemäss Finanzplan an. Grün (rot) eingetragen ist der BIP-Verlauf, der ausgehend von 2021q4 aus mechanischen Prognosen mit $\rho = 0.2$ ($\rho = 0.8$) resultiert. Die diesen Prognosen zugrundeliegenden Gleichungen zeigen, dass das BIP 2021q4 etwas unter dem bis zu diesem Zeitpunkt geschätzten linearen Trend liegt. Für $\rho = 0.8$ ($\rho = 0.2$) ergibt sich eine relativ langsame (rasche) Konvergenz des BIP zu diesem Trend. Beide Prognosen liegen etwas über der Finanzplan-Prognose. Dass sich die drei Prognosen nicht allzu stark unterscheiden liegt daran, dass sie alle von einer graduellen Normalisierung der Konjunkturlage ausgehen (wie das für Konjunkturprognosen – seien sie noch so elaboriert – fast immer der Fall ist).

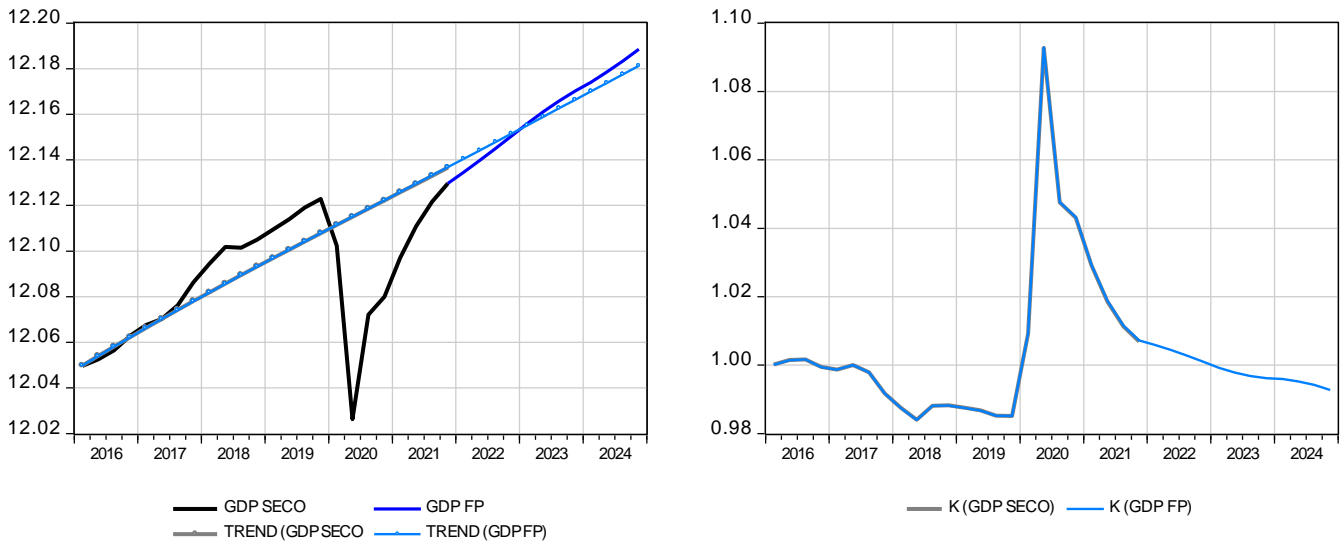
Grafik 14: Prognoseannahmen



Grafik 15: MHP-Filter, HP-Filter und Modell SU_SECO (Erläuterungen im Text)



Grafik 16: Modell SU_SECO mit BIP-Prognose ($\rho = 0.8$)
BIP bis 2021q4 (gemäss SECO) und BIP bis 2024q4 (gemäss Finanzplan)



Der MHP-Filter kann auf zwei Arten geschätzt werden. Entweder verwendet man BIP-Daten bis Ende 2021 (Horizont der SECO-Prognose), oder man lässt den Filter, über die bis 2024 verlängerte BIP-Reihe laufen. Dies wäre auch beim HP-Filter der Fall. In den HPX-Filter ist aber fest eine BIP-Prognose mit $\rho = 0.2$ über 8 Quartale eingebaut. In der vorliegenden Situation handelt es sich dabei um den in Grafik 14 grün eingetragenen BIP-Verlauf. Es stellt sich somit nur die Frage, ob man für die Jahre 2022 bis 2023 diese Prognose verwenden soll, oder die Filterung, über die mit den Finanzplan-Prognosen bis 2024 verlängerte BIP-Reihe laufen lassen soll. In der ersten Variante geht die Trendberechnung nur bis 2021q4, sie basiert aber auf einer bis 2023 verlängerten BIP-Reihe. In der zweiten Variante ist im Rahmen der Schuldenbremse ebenfalls nur der Trend bis Ende 2021 von Interesse, die Berechnung kann aber bis 2024 weitergezogen werden. Beim SU_SECO-Modell werden im Folgenden drei Varianten betrachtet: (1) Verwendung von BIP-Daten bis 2021q4, (2) Verlängerung der BIP-Reihe bis Ende 2023, wie beim HPX-Filter, aber unter Verwendung einer BIP-Prognose mit $\rho = 0.8$ (rot in Grafik 14). (3) Filterung der bis Ende 2024 gemäss Finanzplan verlängerten BIP-Reihe (blau in Grafik 14).

MHP-Filter (Grafik 15, oben): Schätzt man den MHP-Filter bis Daten bis 2021q4 (Horizont der SECO-Prognose), so wird der Output Gap 2021q4 leicht positiv, der K-Faktor fällt entsprechend etwas unter 1. Schätzt man den Filter über eine mit den Finanzplan-Prognose verlängerte BIP-Reihe, so verschiebt sich der Trend – als Ausdruck der Randwert-Instabilität – nach oben. Der Output Gap schliesst sich erst 2022q3. (Der nicht in die Grafik eingezeichnete "real-time"-Trend würde vom Endpunkt der grauen Linie auf die hellblaue Linie springen.)

HPX-Filter (Grafik 15, Mitte): Schätzt man den HPX-Filter mit Daten bis 2021q4, so ist der Output Gap 2021q4 noch negativ, der K-Faktor liegt also noch leicht über 1. Bei einer Verlängerung der BIP-Reihe gemäss der Finanzplan-Prognose verschiebt sich der Trend nur marginal nach oben (in der Grafik kaum sichtbar). Am Output Gap und am K-Faktor ändert sich durch den Einbezug der Finanzplanjahre praktisch nichts, die Linien verlängern sich einfach bis 2024q4. Die Wende zu positiven Werten des Output Gap findet 2022q3 statt. Ab diesem Zeitpunkt liegt der K-Faktor leicht unter 1. Dass die Verlängerung der BIP-Reihe mit den Finanzplan-Prognose am Trend praktisch nichts ändert, liegt daran, dass dem bis 2021q4 berechneten Trend ebenfalls eine verlängerte Prognose zugrundeliegt, nämlich die in Grafik 14 grün eingetragene Prognose. Sie weicht von der Finanzplan-Prognose nur leicht nach oben ab. Dies braucht natürlich nicht immer so zu sein, so dass sich der HPX-Trend im

in anderen Prognosesituationen etwas stärker ändern könnte, wenn die Finanzplanjahre in die Trendberechnung einbezogen werden.

SU_SECO (Grafik 15, unten): Schätzt man das Modell SU_SECO mit Daten bis 2021q4, so ist der Output Gap am Ende noch negativ, etwas stärker als beim HPX-Filter. Entsprechend liegt der K-Faktor um etwas mehr über 1. Bei einer Verlängerung der BIP-Reihe gemäss der Finanzplan-Prognose verschiebt sich der Trend leicht nach oben. Der Output Gap wird dadurch Ende 2021 etwas stärker negativ, und der K-Faktor kommt etwas stärker über 1 zu liegen. Die Wende zu positiven Werten des Output Gap findet erst 2023q1 statt, also zwei Quartale später als beim HPX-Filter. Ab diesem Zeitpunkt fällt der K-Faktor leicht unter 1, etwas weniger stark als beim HPX-Filter. Die Unterschiede zum HPX-Filter sind jedoch gering. Sie könnten in anderen Prognosesituationen auch etwas anders ausfallen.

Das Modell SU_SECO ist, wie der Name sagt, bis zum Ende des Schätzzeitraums (2020q2) auf die SECO-Arbeitslosenquote konditioniert. Diese Zusatzinformation kontrolliert die Entwicklung des Output Gap und damit, bei gegebenen BIP, den Potentialtrend. Man könnte diese Konditionierung in die Prognoseperiode weiterziehen. Entsprechende Prognosewerte des Seco stehen auf Jahresbasis mit dem gleichen Horizont wie die BIP-Prognose zur Verfügung. Sie müssten ebenfalls quartalisiert werden. Weiter könnten man das Modell auf eine Arbeitslosenquote inklusive Kurzarbeit konditionieren. Ich habe hier auf beides verzichtet.

SU_SECO mit BIP-Prognose 8 Quartale über den aktuellen Rand hinaus (Grafik 16): Im Modell SU_SECO besteht die Möglichkeit, die Filterung über eine um 8 Quartale verlängerte BIP-Reihe laufen zu lassen. Die historische Analyse von Tabelle 4 zeigte, dass sich dadurch die Randwert-Instabilität reduziert (von 0.8388 auf 0.7050), der Trend hingegen volatiler wird, wenn man die BIP-Prognose mit $\rho = 0.8$ macht. Für kleinere ρ nimmt die Randwert-Instabilität wieder zu und die Volatilität des Trends wird kleiner. Als Beispiel zeigt Grafik 16 die Prognose des Modells SU_SECO mit $\rho = 0.8$. Die unterstellte BIP-Prognose ist in Grafik 14 rot dargestellt. Sie geht 8 Quartale über das Ende der Seco-Prognose hinaus und ist minim expansiver als die Finanzplan-Prognose. Der damit berechnete Trend ist praktisch mit dem Trend deckungsgleich, der sich ergibt, wenn man die SECO-Prognose mit den Finanzjahr-Prognosen verlängert. Wie die Grafiken 15 und 16 zeigen, unterscheiden sich die drei Varianten des SU_SECO-Modells nur sehr wenig. In anderen Prognosesituationen könnten vielleicht etwas grössere Unterschiede zum Vorschein kommen.

Im Vergleich der drei Ansätze kann man festhalten, dass es beim MHP-Filter eine ziemlich grosse Rolle spielt, ob man für die Filterung nur BIP-Werte bis 2021q4 verwendet (a) oder auch die Finanzplanjahre in die Filterung einbezieht (b). Im ersten Fall ist der Output Gap 2021q4 bereits positiv, im zweiten Fall noch negativ. Beim HPX-Filter und dem SU_SECO-Modell sind die Unterschiede zwischen (a) und (b) sehr klein. Zudem dauert es länger als beim MHP-Filter, bis sich der Output Gap ins Positive und der K-Faktor entsprechend unter 1 fällt. Im Modell SU_SECO liegt der Spitzenwerte der K-Faktors am höchsten und er bleibt am längsten über dem Wert von 1.

14. Symmetrie des Output Gap – Empirische Ergebnisse

Der verfassungsmässig im Rahmen der Schuldenbremse geforderte langfristige Budgetausgleichs impliziert, dass sich positive und negative Output Gaps (bzw. K-Faktoren von unter und über Eins) über die Zeit kompensieren müssen. In Abschnitt 6 habe ich argumentiert, dass der im Bericht betrachtete Zeitraum von 16 Jahren etwas kurz ist, um dieses Kriterium zu überprüfen. Berechnet man den HP-Filter oder den MHP-Filter mit Daten von 1980 bis 2020 (nicht rekursiv), so ist der Mittelwert des Output Gap über diesen Zeitraum beim HP-Filter definitionsgemäss exakt und beim MHP-Filter approximativ gleich null. Über ein Zeitfenster von 16 Jahren können sich aber positive oder negative Mittelwerte ergeben, je nachdem in welchen Zeitabschnitt dieses Fenster fällt. Daraus habe ich gefolgert, dass die in Figure 1 des Berichts dargestellten Ergebnisse von den Besonderheiten der betrachteten Periode 2004 bis 2019 geprägt sind und es etwas problematisch ist, daraus allgemeine Schlüsse zu ziehen. In meinen Berechnungen stehen etwas längere Zeitfenster zur Verfügung. Die rekursiven Schätzungen auf Jahresbasis gehen von 1996 bis 2020, also über 25 Jahre. Die rekursiven Schätzungen auf Quartalsbasis gehen von 1999q1 bis 2020q2, also über knapp 22 Jahre. Das Problem bleibt aber trotzdem präsent.

In Grafik 17 sind die Mittelwerte des Output Gap ("real time" bzw. auf voller Datenbasis berechnet) über ein schrittweise von 1996 bis 2020 verlängertes Fenster eingetragen. Der erste Wert entspricht dem Output Gap von 1996, der zweite Wert dem Mittel der Jahre 1996 und 1997, usw. Am Schluss der Grafik ist der Mittelwert der Jahre 1996 bis 2020 abzulesen. Grafik 18 für die Quartalsansätze ist analog zu interpretieren. Ein Wert von 0.01 auf der vertikalen Achse entspricht einem mittleren Output Gap von einem Prozent (genau 1.005 Prozent).

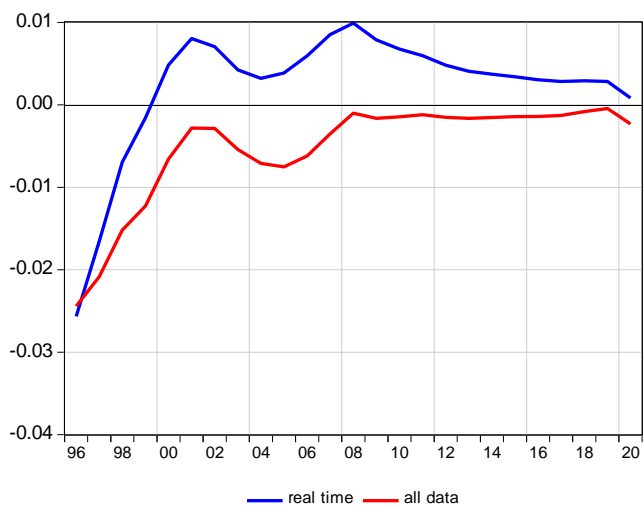
Für die vier auf Jahresbasis geschätzten Filter kann im betrachteten Zeitraum von 25 Jahren von Symmetrie ausgegangen werden. Für MHP ($\lambda = 100$) beispielsweise liegt der mittlere "real-time"-Output Gap von 1996 bis 2008 (vor der Finanzkrise) bei einem Prozent, geht dann aber bis 2020 gegen null zurück. Für die anderen drei Filter entwickeln sich die mittleren Output Gaps etwas unterschiedlich, wenn nur wenige Jahre in die Mittelwert-Berechnung einfließen. Die Mittelwerte tendieren aber bis 2020 alle gegen null.

Bei den sechs auf Quartalsbasis geschätzten Filtern ist das Symmetrie-Kriterium für zwei Filter weniger gut erfüllt. Dabei handelt es sich um MHP ($\lambda = 25600$) und HPX ($\lambda = 25600, \rho = 0.2$). Am schlechtesten schneidet in der "real-time"-Betrachtung HPX ($\lambda = 25600, \rho = 0.2$) ab. Der Mittelwert des Output Gap über den Zeitraum 1999q1 bis 2020q2 beträgt 0.59 Prozent. Dies ist der Filter, der gemessen an VOLd den "real-time"-Trend am stärksten glättet, gefolgt von MHP ($\lambda = 25600$) und den beiden State-Space-Ansätzen (vgl. Tabelle 4). Es ergibt sich der Eindruck, dass mit einer stärkeren Trendglättung eine Verschlechterung bezüglich der Symmetrie in Kauf genommen werden muss. Setzt man z.B. im HPX-Filter ρ von 0.2 auf 0.8 herauf (langsamere Konvergenz des BIP jenseits des aktuellen Rands zum rekursiv geschätzten Trend), so steigt VOLd von 0.1191 auf 0.2803 und der Endpunkt der blauen Line in Grafik XX fällt von 0.59 Prozent auf 0.38 Prozent.

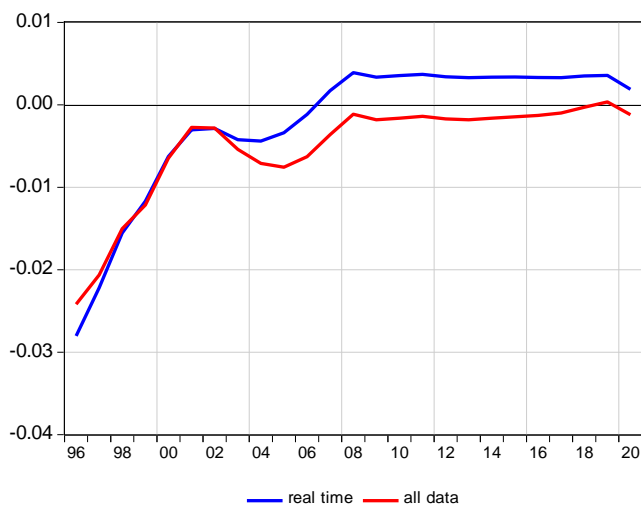
Verallgemeinern lassen sich auch diese Ergebnisse nur bedingt, weil sie situationsspezifisch vom Charakter des betrachteten Zeitraums geprägt sein können. Würde dieser z.B. die lange Stagnationsphase der 1990er Jahre einschliessen, so könnten sich anstatt leicht positive auch leicht negative mittlere Output Gaps ergeben. Wenn für ein Verfahren z.B. festgestellt wird, dass der mittlere Output Gap positiv ist, so kann dies zwei Gründe haben. Entweder liegt das Trendwachstum systematisch zu tief, oder die Tendenz zu einem Durchschnittswert von null erfolgt zu langsam. Im ersten Fall wäre das Ergebnis eines im Durchschnitt positiven Output Gap situationsunabhängig. Im zweiten Fall könnte es sich in anderen Situationen auch umkehren.

Grafik 17: Mittelwert des Output Gap über ein schrittweise von 1996 bis 2020 verlängertes Fenster
 Jahresansätze

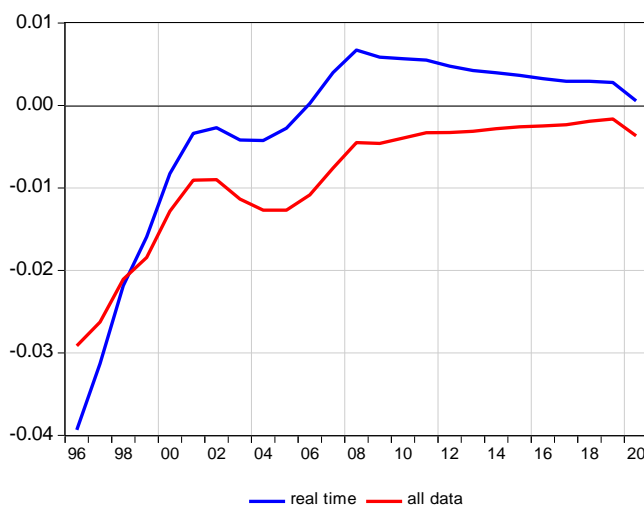
MHP ($\lambda = 100$)



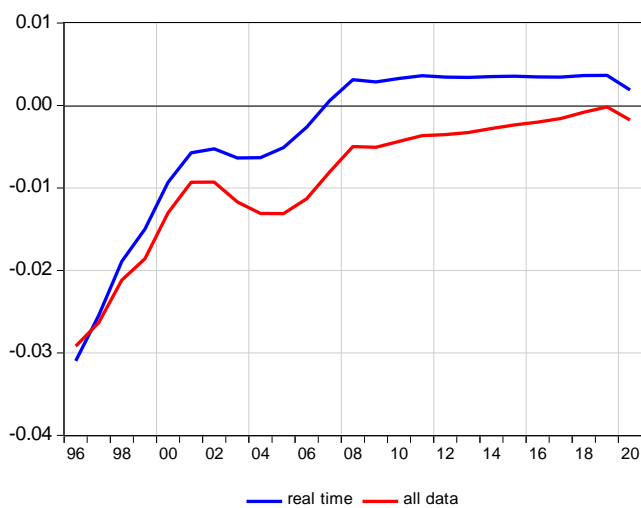
HP ($\lambda = 100$)



MHP ($\lambda = 500$)

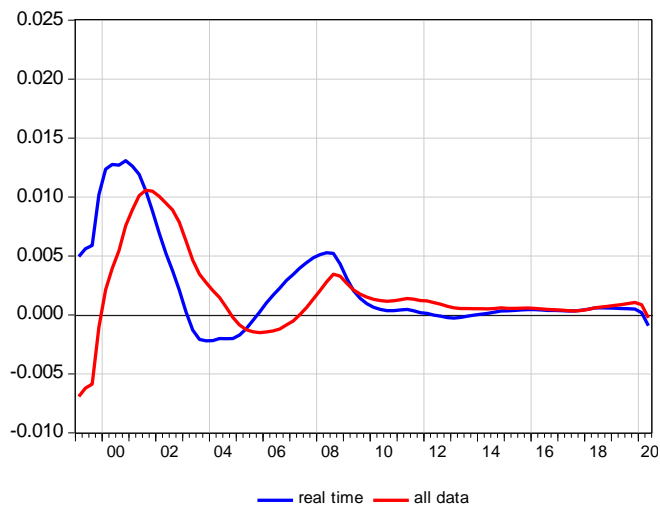


HPX ($\lambda = 500, \rho = 0.3$)

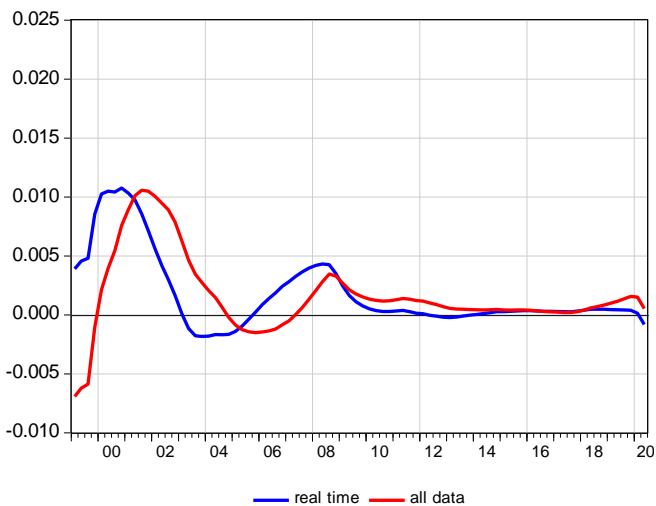


Grafik 18: Mittelwert des Output Gap über ein schrittweise von 1999q1 bis 2020q2 verlängertes Fenster
 Quartalsansätze

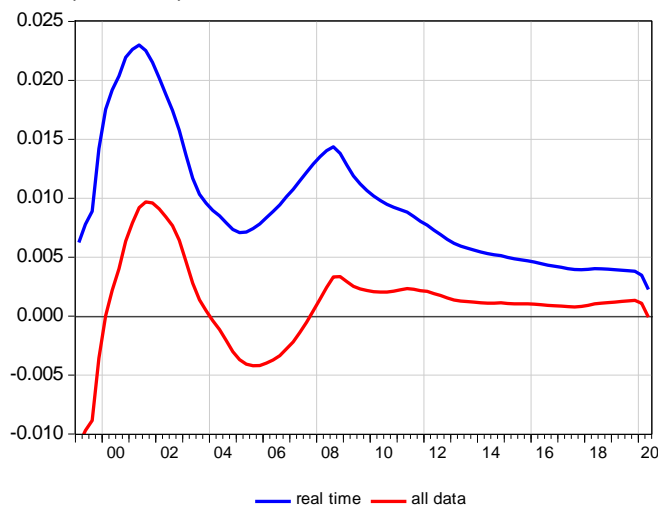
MHP ($\lambda = 1600$)



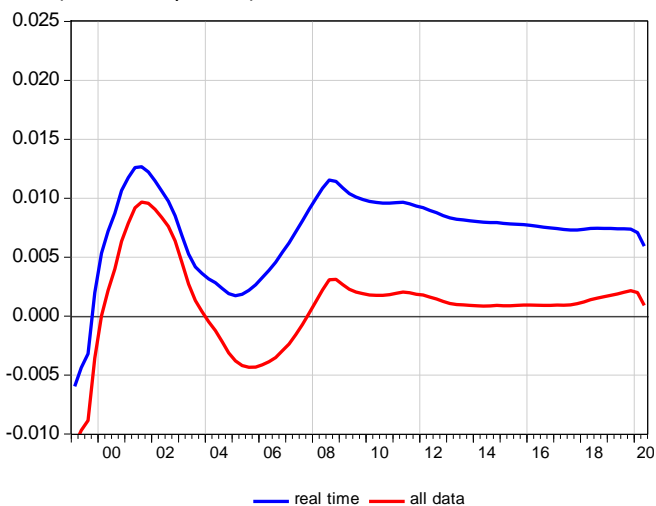
HP ($\lambda = 1600$)



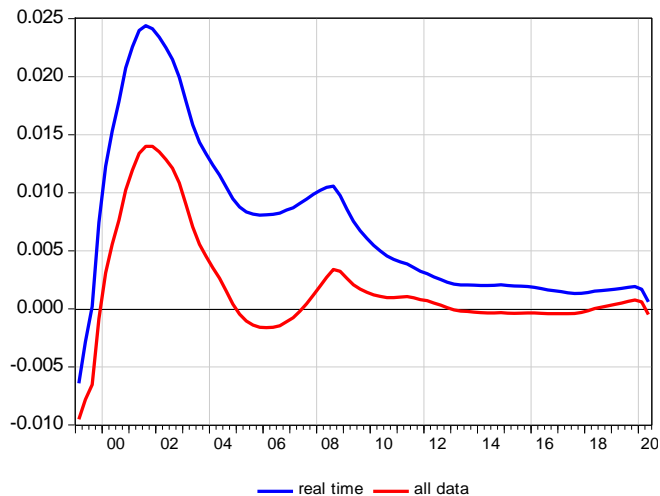
MHP ($\lambda = 25600$)



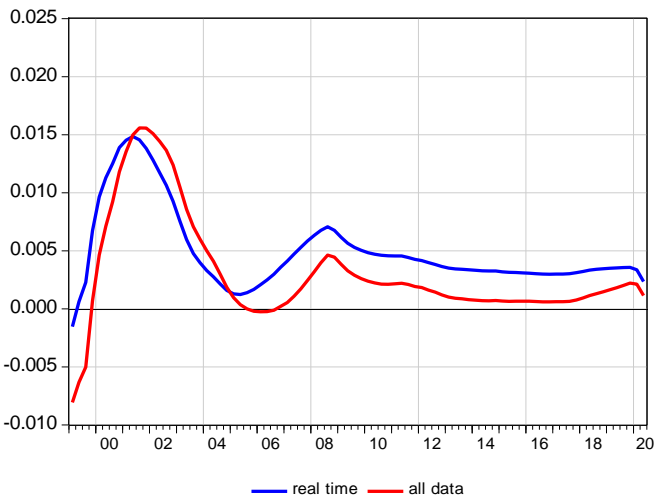
HPX ($\lambda = 25600, \rho = 0.2$)



SU_SECO ($\lambda = 25600$)



SU_SECO ($\lambda = 25600, \rho = 0.8$)



Literatur

- Bruchez, P.-A. (2003): Modification of the HP Filter Aiming at Reducing the End-Point Bias, Working Paper 18, August 2003, Eidgenössische Finanzverwaltung, Bern.
- Hodrick R. J. and E. C. Prescott (1997), Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation, *Journal of Money, Credit and Banking* 29:1, 1–16
- Ravn M. O. and H. Uhlig (2001): On Adjusting the Hodrick-Prescott Filter for the Frequency of Observations, *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371–380.
- Stalder P. (2020a): Schätzung und Prognose des Potentialoutput auf Basis einer Produktionsfunktion – Theorie und Anwendung auf die Schweiz, *Grundlagen für die Wirtschaftspolitik Nr. 9*, Staatssekretariat für Wirtschaft SECO, Bern.
- Stalder P. (2020b): Schätzung und Prognose des Potentialoutput auf Basis einer Produktionsfunktion - Theorie und Anwendung auf die Schweiz, *Grundlagen für die Wirtschaftspolitik Nr. 9*, Staatssekretariat für Wirtschaft SECO, Bern.
- Stalder P. (2020c): Methoden der Potentialschätzung: Produktionsfunktion oder Filterverfahren? Eine vergleichende Beurteilung in der Anwendung auf die Schweiz, *Grundlagen für die Wirtschaftspolitik Nr. 11*, Staatssekretariat für Wirtschaft SECO, Bern.
- Stalder P. (2020d): Schätzung des Potentialoutput und des Output Gap: Evaluation verschiedener Verfahren in der Anwendung auf die Schweiz, *Spezialanalysen, KOF-ETH-Quartalsheft 4/2020*

Anhang: Abhängigkeit der Filterverfahren von der unterstellten BIP-Prognose

In meinem Gutachten habe ich mich vor allem mit vier Filterverfahren befasst:

- HP-Filter
- MHP-Filter
- HPX-Filter: HP-Filter mit vorgeschalteter BIP-Prognose (Konvergenz zu rekursiv geschätztem linearen Trend gemäss einem AR(1)-Prozess mit einem RHO von 0.5.
- SU_SECO: Integration des HP-Filters in ein State-Space-Modell mit zusätzlicher Gleichung, welchen den Output Gap auf die SECO-Arbeitslosenquote abbildet.

Die Eigenschaften dieser Filter (auf Quartalsbasis) lassen sich gut darstellen, indem man die Situation im September 2020 betrachtet. Damals lagen BIP-Quartalszahlen bis zum 2. Quartal 2020 vor (starker Einbruch), es gab eine SECO-Prognose für die Jahre 2020 und 2021 und daran anschliessend für die Finanzplanung (FP) der Jahre 2022 bis 2024.

In diesem Anhang sollen die folgenden Fragen beleuchtet werden:

- Wie schätzen die vier Filter das Niveau des Potentialtrends und den Output Gap im 2. Quartal 2020 (2020q2) ein?
- Wie stark hängt das Ergebnis davon ab, ob man nur BIP-Daten bis 2020q2 in die Filterung einbezieht, oder die Filter über eine mit Prognosewerten erweiterte BIP-Reihe laufen lässt?
- Wie stark wirken sich abweichende Prognoseannahmen auf die Einschätzung am aktuellen Rand (2020q2) aus?
- Falls man auch an einer Prognose des Potentialtrends interessiert ist: Soll man die Prognosewerte alle zusammen (integral) oder Quartal für Quartal (rekursiv) in die Filterung eingehen lassen?

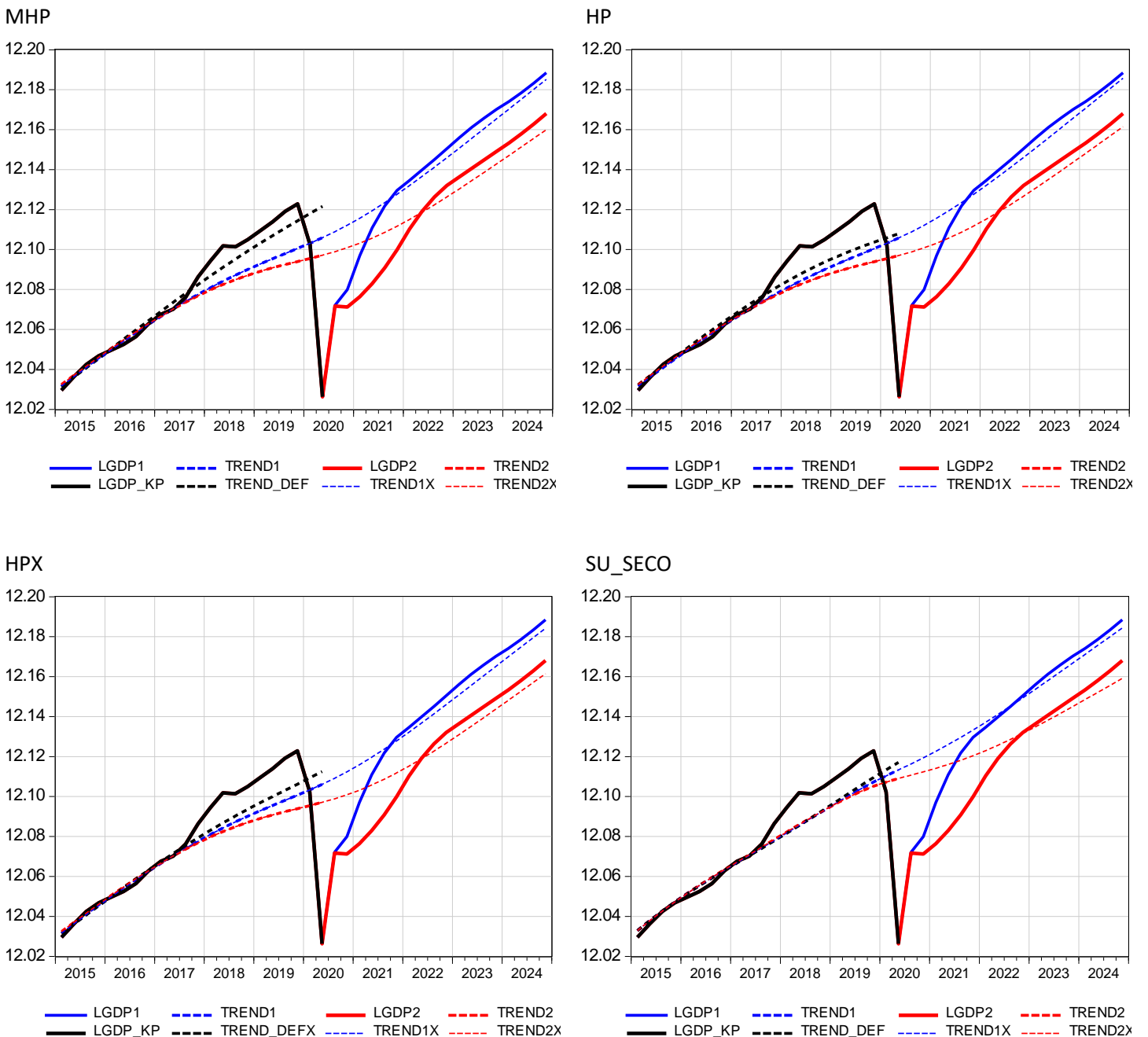
In Grafik 1a ($\lambda = 1600$) ist schwarz das BIP bis 2020q2 eingetragen. Daran schliesst blau die SECO/FP-Prognose bis 2024 an (2020: - 3.8%, 2021: 3.8%, 2022: 2.8%, 2023: 2.1%, 2024: 1.8%). Rot ist eine pessimistischere Prognosevariante eingetragen, in der sich die Erholung nach dem Aufholeffekt von 2020q3 verzögert (2020: - 3.8%, 2021: 1%, 2022: 3.5%, 2023: 2.1%, 2024: 1.8%). Schwarz-gestrichelt sind die mit Daten bis 2020q2 berechneten Potentialtrends dargestellt, blau- bzw. rot-gestrichelt (bis 2020q2 fett) die Potentialtrends, die sich unter Verwendung der eher optimistischen bzw. pessimistischen BIP-Prognose ergeben.

Es zeigen sich die folgenden Unterschiede:

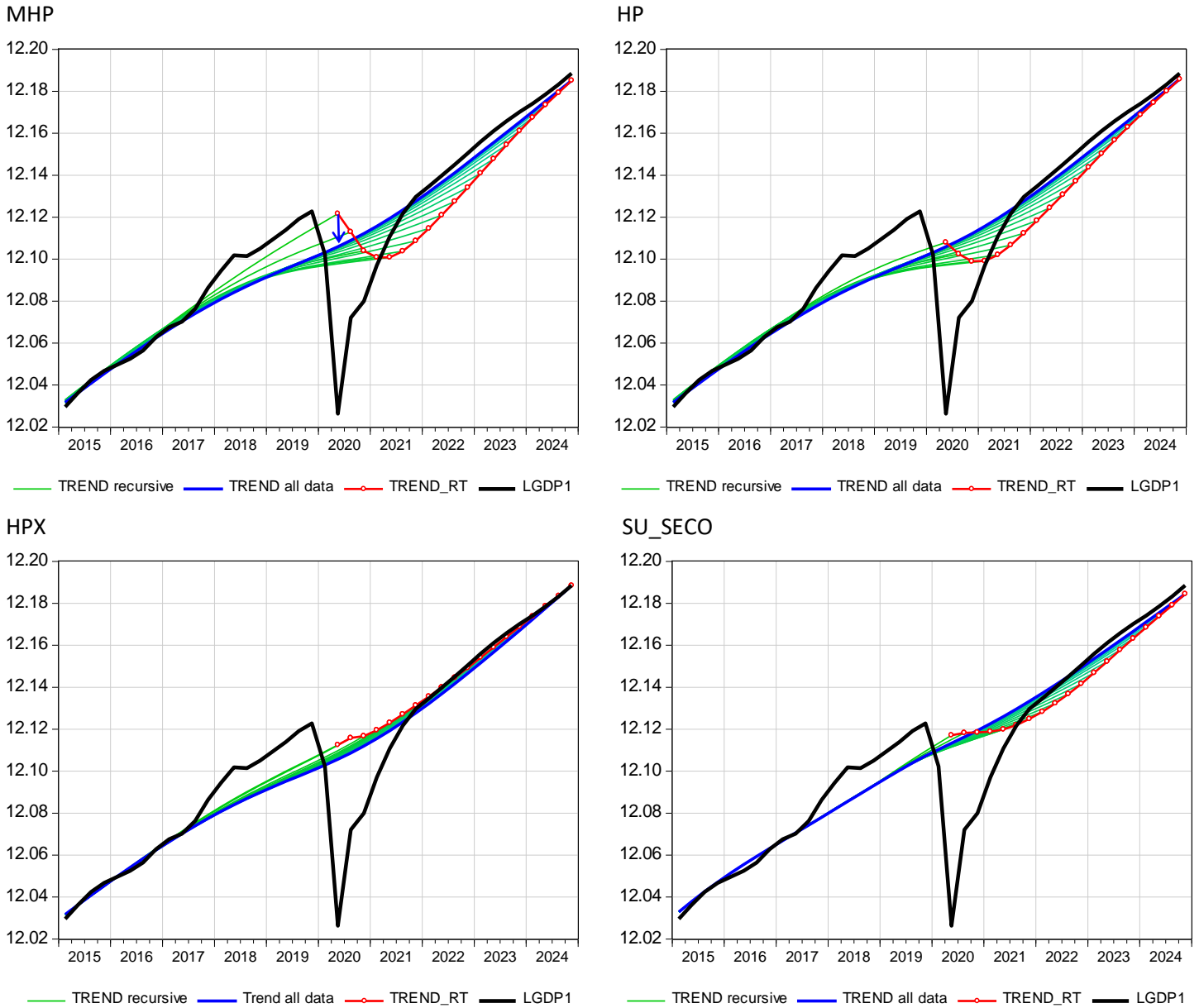
- Das adaptierte Gewichtungsschema des MHP-Filters sorgt dafür, dass der massive BIP-Einbruch von 2020q2 den Potentialtrend nur schwach beeinflusst. Dieser liegt somit höher als in den anderen Filtern (schwarz-gestrichelt). Entsprechend wird der Output Gap am stärksten negativ und der K-Faktor steigt am deutlichsten über 1. Bezieht man die BIP-Prognose integral in die Filterung ein, so verschiebt sich der Potentialtrend stark nach unten, praktisch auf das Niveau des HP-Filters. Damit die blau-gestrichelte Trendlinie mit der schwarz-gestrichelten deckungsgleich würde, müsste sich das BIP sehr viel rascher erholen als vom SECO prognostiziert. Dies ist die implizite Prognoseannahme, die hinter der schwarz-gestrichelten Trendlinie des MHP-Filters steht.
- Beim MHP-Filter, dem HP-Filter und dem HPX-Filter beeinflussen unterschiedliche BIP-Prognosen den Trend nicht nur am aktuellen Rand, sondern zeitlich weit zurück. Interpretiert man den Trend als Potentialoutput, so erscheint dies unplausibel, denn die Produktionskapazität ist bis zum aktuellen Rand gegeben. Dass sich daran in Abhängigkeit der nachfolgenden BIP-Entwicklung etwas ändern soll, ist kaum begründbar. In dieser Hinsicht schneidet das Modell SU_SECO besser ab. Dies ist damit zu erklären, dass die Arbeitslosenquote als konditionierende Variable bis zum aktuellen Rand mit ihren historischen Werten in die Trendschätzung eingeht und sich an dieser Verankerung durch die anschliessende BIP-Prognose nichts
- Die Konditionierung auf die Arbeitslosenquote in SU_SECO bewirkt zudem, dass die Trends höher liegen als in den drei anderen Filtern (mit Ausnahme des nur mit Daten bis 2020q2 geschätzten MHP-Trends), der Output Gap stärker negativ ist und sich drei Quartale später schliesst.

- Im Unterschied zum MHP-Filter spielt es beim HP-Filter keine grosse Rolle, ob man für die Schätzung nur BIP-Daten bis 2020q2 verwendet oder die SECO-Prognose unterstellt. Die schwarz-gestrichelte Trendlinie liegt nur marginal über der blau-gestrichelten Trendlinie. Mit anderen Worten geht der mit BIP-Daten bis 2020q2 geschätzte HP-Filter implizit von einer BIP-Prognose aus, die nur leicht expansiver ist als die SECO-Prognose.
- Der bis 2020q2 berechnete HPX-Filter unterstellt explizit eine BIP-Prognose, die von der SECO-Prognose etwas stärker nach oben abweicht. Deshalb kommt die schwarz gestrichelte Linie höher zu liegen als beim HP-Filter. Dieses Ergebnis hängt von RHO ab. Würde man RHO anstatt auf 0.5 auf 0.8 setzen (langsamere Konvergenz zum Trend), so käme die schwarz gestrichelte Trendlinie tiefer zu liegen. Historisch bewährt sich aber RHO = 0.5 besser (vgl. Tabelle 4 in meinem Gutachten).

Grafik 1a ($\lambda = 1600$): MHP, HP, HPX und SU_SECO mit Daten bis 2020q2 bzw. mit BIP-Prognose 2024q4



Grafik 1b ($\lambda = 1600$): MHP, HP, HPX und SU_SECO – Rekursive Trendschätzung



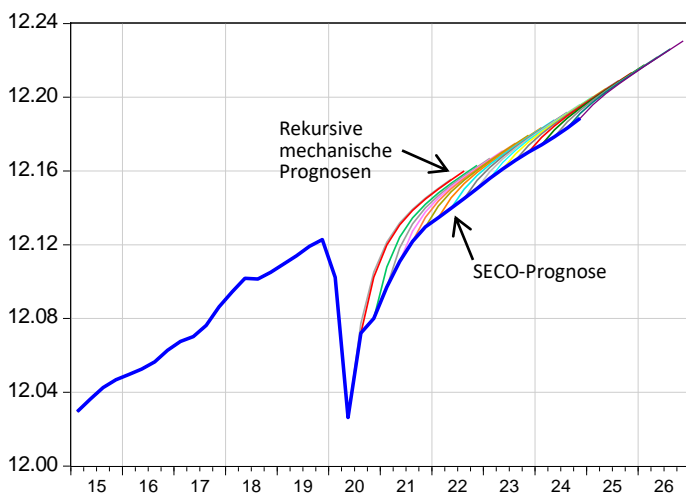
In Grafik 1b wird die pessimistischere Prognosevariante nicht mehr in Betracht gezogen. Die schwarze Linie verlängert die bis 2020q2 vorliegenden BIP-Daten mit der SECO/FP-Prognose. Die 2020q2 endende grüne Linie der vier Filter entspricht der schwarz-gestichelten Linie von Grafik 1a. Dies sind die Trendschätzungen ohne Prognosewerte für das BIP. Die blauen Linien entsprechen den blau-gestichelten Linien von Grafik 1a. Dies sind die Trendschätzungen unter Verwendung der BIP-Prognose bis 2024. Die Scharen der grünen Linien zeigen, wie sich die Trendschätzungen der vier Filter verändern, wenn man schrittweise Quartal für Quartal in die Filterung einbezieht. Die Endpunkte der grünen Linien sind in der roten Linie zusammengefasst. Sie entspricht in der Terminologie des Berichts dem "rekursiv" geschätzten Trend. Beim MHP- und HP-Filter werden die Trends von den im Prognosezeitraum anfänglich noch tiefen BIP-Werten immer weiter nach unten gezogen. Beim MHP-Filter sind diese Revisionen grösser. Dies liegt daran, dass das am aktuellen Rand heruntergewichtete tiefe BIP von 2020q2 beim Hinzukommen weiterer Beobachtungspunkte nicht mehr am aktuellen Rand liegt und somit wieder stärker gewichtet in die Trendschätzung eingeht. Ab Mitte 2021 kehren sich die Revisionen um, gehen also nach oben, bis schliesslich die blaue Linie erreicht wird. Der kleine Pfeil in der Grafik zeigt die endgültige Revision des MHP-Trends am aktuellen Rand. Die zwischenzeitlich grösseren Revisionen werden also

wieder zurückkorrigiert. Beim HPX-Filter sind die Revisionen von Quartal zu Quartal viel kleiner, weil das BIP immer über die nächsten 8 Quartale mechanisch prognostiziert wird. Im Modell SU_SECO verlaufen die Trendrevisionen ähnlich wie beim HP-Filter, sind aber weniger ausgeprägt. Beides ist Ausdruck der in diesen Verfahren geringeren Randwert-Instabilität.

Meines Erachtens ist eine rekursive Trendschätzung im Prognosezeitraum nicht sinnvoll. Wenn man nur am Trendwert am aktuellen Rand interessiert ist, mag das Argument, man wolle sich nicht auf unsichere Prognoseannahmen stützen, vielleicht auf den ersten Blick überzeugen. Dabei geht aber vergessen, dass angesichts fehlender nachfolgender BIP-Werte jeder Filter dazu gezwungen ist, das Gewichtungsschema am aktuellen Rand anzupassen, womit implizit eine Annahme über den weiteren BIP-Verlauf getroffen wird. Da diese implizite Prognose in keiner Weise ökonomisch begründet ist, ist ihre Eintretenswahrscheinlichkeit geringer als diejenige einer expliziten, auf die konkret vorliegenden Konjunktursituation bezogene Prognose. Dies gilt auch für die Trendschätzungen jenseits des aktuellen Rands. Warum es von Vorteil sein soll, die vorliegende BIP-Prognose nicht integral, sondern Quartal für Quartal in die Filterung einzubeziehen, leuchtet nicht ein. Damit perpetuiert sich das Randwert-Problem: Jeder rekursiven Trendschätzung liegt eine implizite BIP-Prognose zugrunde, die durch den Einbezug des nächsten Quartals falsifiziert wird, was zu den in Grafik 1b dargestellten Trendrevisionen führt.

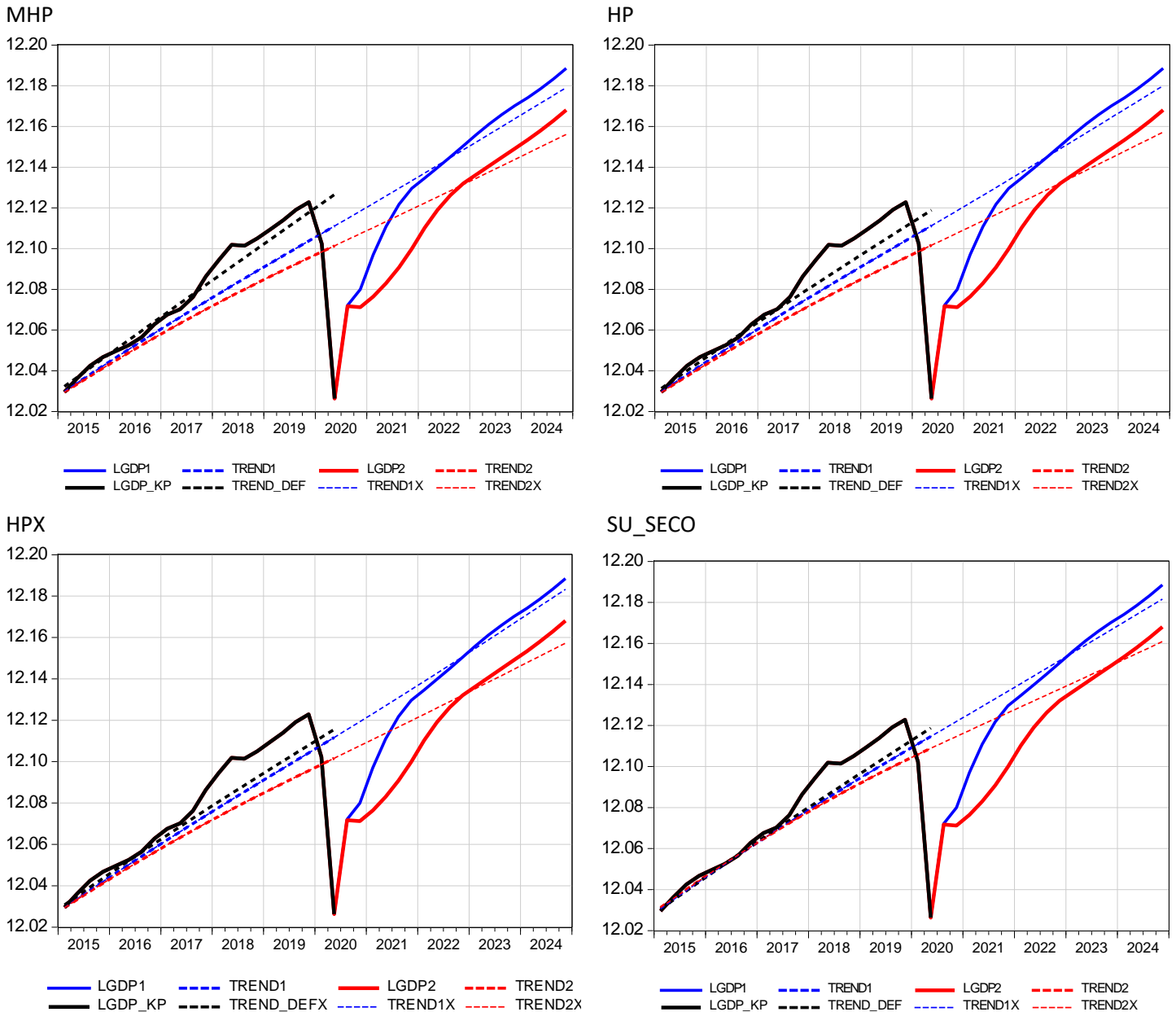
Wenn man aber die BIP-Prognose integral in die Filterung einbezieht, so fallen der MHP-Filter wie auch der HPX-Filter mit dem einfachen HP-Filter zusammen (ausser am Schluss des Prognosezeitraums, wo beim MHP-Filter der letzte BIP-Wert tiefergewichtet wird und beim HPX-Filter die BIP-Reihe acht Quartale verlängert wird). Abweichend davon verhält sich das Modell SU_SECO, und zwar in einer Weise, die fiskalpolitisch erwünscht erscheinen mag: Der Potentialtrend liegt höher, und es dauert drei Quartale länger, bis sich der Output Gap schliesst. Entsprechend steigt der K-Faktor stärker über 1 und bleibt länger über 1. Verantwortlich dafür ist der Umstand, dass die Konditionierung auf die am aktuellen Rand deutlich ansteigende Arbeitslosenquote den Output Gap stärker in den Negativbereich und den Potentialtrend nach oben treibt. (Dieser Effekt würde sich noch verstärken, wenn man die Arbeitslosenquote um das Ausmass von Kurzarbeit erhöhen würde.)

Die Grafiken 2a und 2b zeigen analog die Ergebnisse für $\lambda = 25600$. Die Trends werden durch den BIP-Einbruch von 2020q2 weniger stark heruntergezogen. Entsprechend sind die Output Gaps stärker negativ und bleiben auch länger negativ. Am wenigsten wirkt sich die Wahl von λ im Modell SU_SECO aus. Dieser Ansatz zeigt im Vergleich zum MHP-, HP- und HPX-Filter schon unter der Annahme $\lambda = 1600$ einen stärker und für länger Zeit negativen Output Gap an. Weiter fällt auf, dass in den rekursiven Schätzungen des HPX-Filters das BIP erst am Ende des Prognosezeitraums ganz leicht über den Trend zu liegen kommt. Dies ist darauf zurückzuführen, dass der Filterung in jeder Periode eine mechanische BIP-Prognose über die jeweils acht nachfolgenden Quartale zugrundeliegt. Wie die eingefügte Grafik zeigt, weisen diese Prognosen immer nach oben, was den Trend anhebt.



Mechanische BIP-Prognosen des HPX-Filters: In jeder Periode T wird ein linearer Trend durch das logarithmierte BIP gelegt und bis zur Periode $T+8$ verlängert. Dann wird angenommen, das BIP konvergiere – ausgehend von der SECO-Prognose für Periode T – gemäss einem AR(1)-Prozess zu diesem Trend. Dabei wird ρ auf 0.5 gesetzt. Dies bedeutet, dass sich der Abstand des BIP vom Trend in jeder Periode halbiert. Da die SECO-Prognose unter den rekursiv geschätzten Trends liegt, weichen die mechanischen Prognosen von dieser nach oben ab. Dies ist die technische Erklärung dafür, dass der HPX-Trend bis fast am Schluss des Prognosezeitraums leicht über dem BIP liegt. Ob dies auch ökonomisch Sinn macht, ist eine andere Frage.

Grafik 2a ($\lambda = 25600$): MHP, HP, HPX und SU_SECO mit Daten bis 2020q2 bzw. mit BIP-Prognose 2024q4



Fazit

Unterschiede zwischen den verschiedenen Filtern zeigen sich am klarsten in extremen Konjunktursituationen. In einer Rezession liefert der MHP-Filter zwar das fiskalpolitisch erwünschte Resultat eines vergleichsweise hohen Trendwerts (stark negativer Output Gap, hoher K-Faktor). Es ist jedoch absehbar, dass der Trend beim Eintreffen weitere BIP-Werte als überhöht erscheinen wird, ausser es käme zu einer schlagartigen Erholung über das Vorrezessionsniveau hinaus. In einer extremen Hochkonjunktur verhält es sich spiegelbildlich. Anstatt absehbar unrealistische implizite Annahmen zu unterstellen, erachte ich es als besser, die BIP-Reihe vor der Filterung mit expliziten Prognoseannahmen zu erweitern. Diese sind zwar von erheblicher Unsicherheit geprägt, aller Voraussicht nach aber eher zutreffend als die impliziten Annahmen des nur bis zum aktuellen Rand geschätzten MHP-Filters.

Dass die Beurteilung der Situation am aktuellen Rand von unsicheren Prognoseannahmen abhängt, ist störend. Am geringsten ist diese Abhängigkeit dank der Konditionierung auf die Arbeitslosenquote im Modell SU_SECO. Der Trend liegt in einer Rezession nicht ganz so hoch wie beim MHP-Filter, ist aber deutlich randstabiler, d.h. hängt viel weniger

davon ab, ob die BIP-Reihe vor der Filterung mit Prognoseannahmen erweitert wird (a) oder nicht (b), und wie die Prognoseannahmen im Fall (a) getroffen werden. Auch die eher willkürliche Wahl des Glättungsparameters λ spielt eine vergleichsweise geringe Rolle. Mit Blick auf die Fiskalpolitik kann zudem pragmatisch als Vorteil gewertet werden, dass sich der Output Gap nach einer Rezession langsamer schliesst (K-Faktor länger über 1).

Rekursive Trendschätzungen sind ein sinnvolles Instrument, um die Randwert-Instabilität eines Filterverfahrens zu beurteilen. Sie zeigen, wie man die Situation auf Basis des jeweils verfügbaren Datenstandes eingeschätzt hätte, und wie sich diese Einschätzungen nachträglich auf erweiterter Datenbasis verändern. In einer konkreten Prognosesituation den Trend aber rekursiv zu schätzen, d.h. Prognosewerte für das BIP nicht integral, sondern schrittweise in die Filterung einzubeziehen, ist nicht sinnvoll. Damit perpetuiert sich unnötigerweise das Problem der Randwert-Instabilität. Vor diesem Hintergrund verblasst auch der Glanz des HPX-Filters. In einer historischen Analyse der Randwert-Instabilität erweist es sich gegenüber dem HP-Filter zwar als vorteilhaft, die BIP-Reihe vor der Filterung mit einer mechanischen Prognose zu erweitern. In einer konkreten Prognosesituation verfügt man aber über eine BIP-Prognose, der mehr Vertrauen zu schenken ist als den mechanischen Prognosen.

Grafik 2b ($\lambda = 25600$): MHP, HP, HPX und SU_SECO – Rekursive Trendschätzung

