

## ■ Muster internationaler Konjunkturzyklen

*Zu Beginn des Jahres 2020 fand ein langer Aufschwung der Weltwirtschaft ein jähes Ende. Die globale Verbreitung des Coronavirus und die Maßnahmen zu deren Eindämmung gingen mit einem drastischen Aktivitätseinbruch einher und mündeten in einer Krise historischen Ausmaßes. Während früherer wirtschaftlicher Schwächeperioden waren die Ursachen häufig weniger offensichtlich. Für eine vorausschauende Geldpolitik ist es aber eine zentrale Aufgabe, durch die Beobachtung geeigneter Indikatoren Anzeichen für konjunkturelle Abwärtsbewegungen frühzeitig zu erkennen. Oftmals gehen Rezessionen beispielsweise Überhitzungserscheinungen voraus, die mit einer erhöhten Krisenanfälligkeit verbunden sein dürften. Entsprechende Warnsignale könnten für die Prognose konjunktureller Wendepunkte wertvolle Erkenntnisse liefern.*

*Tatsächlich legen empirische Untersuchungen nahe, dass konjunkturelle Wendepunkte – zumindest in der Rückschau – oftmals ihren Schatten vorauswarfen. So stieg etwa mit zunehmender Dauer eines Aufschwungs die Wahrscheinlichkeit, dass dieser zeitnah endet. Zumeist folgte auf eine Phase überdurchschnittlich hoher gesamtwirtschaftlicher Expansionsraten eine Wachstumsdelle, in der das Wachstum des Bruttoinlandsprodukts hinter seinen Trend zurückfiel, seltener folgten schwere Rezessionen. Letztere kündigten sich in fortgeschrittenen Volkswirtschaften häufig durch ein Abflachen der Zinsstrukturkurve an oder folgten auf stark anziehende Ölnotierungen. Die Einbeziehung derartiger Variablen verbessert die Treffsicherheit von Modellen zur Rezessionsprognose. Dennoch hätten die Modelle einige Krisen im Vorfeld nicht erkannt und Rezessionen prognostiziert, die nicht eintraten.*

*Quantitative Modelle können also vor konjunkturellen Wendepunkten wichtige Warnsignale senden. Konjunkturbeobachter werden aber auch zukünftig von Abschwüngen überrascht werden. Dies ist aber nicht mit einem Versagen der empirischen Konjunkturforschung gleichzusetzen. Hinreichend große Schocks können auch Volkswirtschaften in Rezessionen stürzen, die zuvor wenig anfällig erschienen. Die globale Wirtschaftskrise des laufenden Jahres ist ein Beispiel hierfür.*

## ■ Einleitung

*Pandemie beendet langjährigen globalen Aufschwung*

Die Coronavirus-Pandemie beendete Anfang des Jahres 2020 jäh eine lang gezogene Aufwärtsbewegung der Weltwirtschaft. Die Verbreitung des Virus und die Maßnahmen zur Eindämmung des Infektionsgeschehens führten binnen weniger Wochen zu einem drastischen Aktivitätseinbruch und mündeten schließlich in einer wirtschaftlichen Krise historischen Ausmaßes. Die Lockerung der Restriktionen leitete zwar eine zügige Erholung ein, diese blieb aber angesichts anhaltender Infektionsrisiken und fortbestehender Einschränkungen bislang unvollständig.

*Rezessionen erfordern rasches geldpolitisches Eingreifen*

Auch in der Vergangenheit verliefen Wachstumspfade nicht geradlinig. Vielmehr wurden diese immer wieder durch „Wachstumsdellen“, das heißt kleinere Rücksetzer oder Phasen unterdurchschnittlicher Expansionsraten, unterbrochen. Auch krisenhafte Rückgänge der gesamtwirtschaftlichen Aktivität, sogenannte Rezessionen, sind für fast alle Volkswirtschaften dokumentiert. Phasen hoher gesamtwirtschaftlicher Unterauslastung gehen in der Regel mit einem deflationären Druck auf die Verbraucherpreise einher. Dies verlangt unter Umständen – gerade auch in Anbetracht der Wirkungsverzögerungen – nach einem rechtzeitigen Eingreifen der Geldpolitik. Vor diesem Hintergrund sind Analyse und Prognose der – auch als Konjunktur bezeichneten – gesamtwirtschaftlichen Schwankungen seit jeher ein wesentlicher Schwerpunkt der angewandten Makroökonomik.

*Schocks als Ursache zyklischer Schwankungen*

Für die Konjunkturprognose und die Ableitung wirtschaftspolitischer Handlungsempfehlungen ist ein Verständnis gesamtwirtschaftlicher Prozesse und deren wichtigsten Treibern von Bedeutung. Moderne Konjunkturmodelle stellen Rezessionen vor allem als Ergebnis unerwarteter Ereignisse, sogenannter Schocks, dar.<sup>1)</sup> Darunter fallen etwa nicht antizipierte Politikmaßnahmen, Technologieschübe, Naturkatastrophen, Präferenzänderungen sowie geänderte Zukunfts- und Risikoeinschätzungen. Ähnlich sind überraschende internationale Entwicklungen, die über diverse Kanäle wie den internatio-

nen Handel und die grenzüberschreitenden Finanzbeziehungen übertragen werden, mögliche Auslöser. Konjunkturumschwünge sind demnach nur schwer prognostizierbar. Preisrigiditäten, Finanzmarktunvollkommenheiten und andere Friktionen können die Effekte von Schocks verzögern, in die Länge ziehen und auch verstärken. Vor allem die Verzögerungen bieten Konjunkturbeobachtern eine Chance, einsetzende Abwärtsbewegungen zeitnah zu erkennen.

Zudem nehmen im Verlauf einer Expansionsphase häufig Anfälligkeiten zu, beispielsweise infolge von Übertreibungen im Finanzsystem. Dann könnten in reifen Aufschwüngen verhältnismäßig kleine Schocks größere Verwerfungen auslösen.<sup>2)</sup> Über die rechtzeitige Identifikation von Verletzlichkeiten bestünde dann die Möglichkeit, konjunkturelle Wendepunkte zu prognostizieren oder zumindest deren Wahrscheinlichkeit einzuschätzen.

*Bedeutung von Fragilitäten*

## ■ Identifikation konjunktureller Wendepunkte

Eine quantitative Analyse gesamtwirtschaftlicher Abschwungphasen und die Schätzung ihrer Eintrittswahrscheinlichkeit erfordern neben einem Verständnis gesamtwirtschaftlicher Prozesse eine empirische Abgrenzung. In der „klassischen“ Einteilung der Konjunkturphasen, die etwa den weithin als offiziell anerkannten Datierungen des National Bureau of Economic Research (NBER) für die USA sowie des Centre for Economic Policy Research (CEPR) für den Euroraum zugrunde liegt, beschreibt eine Rezession

*Rezessionen oftmals über rückläufige Wirtschaftsaktivität definiert*

1 Slutsky (1937) und Frisch (1933) legten die Grundlagen für die Interpretation wirtschaftlicher Prozesse als Folge von Schocks, welche dann von Brock und Mirman (1972), Lucas (1972) sowie Kydland und Prescott (1982) in moderne makroökonomische Modelle überführt wurden. Das dynamische stochastische allgemeine Gleichgewichtsmodell der Bundesbank ist ein Beispiel für ein eher umfangreiches Modell dieser Klasse. Für eine detaillierte Beschreibung vgl.: Hoffmann et al. (2020).

2 Für neuere Ansätze, die dies in makroökonomischen Modellen abbilden, vgl.: Gorton und Ordoñez (2014), Boissay et al. (2016) sowie Paul (2020).

## Zur Abgrenzung klassischer Konjunkturzyklen

Klassische Konjunkturzyklen zeichnen sich durch die Abfolge von Perioden mit steigender und sinkender Wirtschaftsaktivität aus. Zur Datierung dieser Zyklen wird in der Literatur häufig ein von Bry und Boschan (1971) entwickeltes, regelbasiertes Verfahren auf eine Messgröße für die gesamtwirtschaftliche Aktivität angewendet.<sup>1)</sup> Eine Alternative dazu sind expertenbasierte Methoden. Hier werden die Konjunkturphasen von speziellen Gremien auf Basis mehrerer statistischer Verfahren und einer subjektiven Beurteilung einer Reihe makroökonomischer Indikatoren identifiziert. So nimmt etwa in den USA das 1978 gegründete Business Cycle Dating Committee des National Bureau of Economic Research (NBER) eine allgemein anerkannte Einteilung der Wirtschaftsaktivität in expansive und rezessive Phasen vor.<sup>2)</sup> Konjunkturelle Hoch- und Tiefpunkte für den Euroraum bestimmt seit 2003 das Business Cycle Dating Committee des Centre for Economic Policy Research (CEPR).<sup>3)</sup> Eine vergleichbare Einordnung der Konjunkturphasen in Deutschland wurde vom Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR) 2017 vorgelegt.<sup>4)</sup>

Angesichts der konzeptionellen Verschiedenheiten stellt sich die Frage, wie sich die mittels mechanischer Verfahren bestimmten Datierungen von den Expertenbeurteilungen unterscheiden. Um einen Vergleich zu ermöglichen, werden die konjunkturellen Wendepunkte für die oben genannten Wirtschaftsräume mit dem Bry-Boschan-Algorithmus ermittelt. Als Messgröße für die wirtschaftliche Aktivität werden die jeweiligen saisonbereinigten Quartalswerte des realen Bruttoinlandsprodukts (BIP) für den Zeitraum vom ersten Vierteljahr 1970 bis

zum zweiten Vierteljahr 2020 herangezogen.<sup>5)</sup>

Im Ergebnis zeigt sich, dass die Datierung der Zyklen gemäß dem Bry-Boschan-Algorithmus weitgehend mit dem Urteil der Fachleute übereinstimmt.<sup>6)</sup> Dies gilt insbesondere für die USA und den Euroraum. Unterschiede gibt es lediglich in der Bestimmung einzelner Wendepunkte sowie der Einordnung von Phasen mit niedrigen und teils negativen BIP-Veränderungsraten. Beispielsweise wird die von den NBER-Experten identifizierte Rezession in den USA im Jahr 2001 nicht erkannt. Ferner weist der Algorithmus Anfang der 1980er Jahre für den Euroraum einen kurzen Abschwung aus, während das Komitee des CEPR eine länger anhaltende Kontraktion anzeigt.<sup>7)</sup> Ein ähnliches Bild ergibt sich in der ersten Hälfte der 1980er Jahre für Deutschland, wobei der

---

**1** Das Verfahren erkennt Hoch- und Tiefpunkte in einer Zeitreihe an, wenn deren Niveau im Vorfeld und Nachgang niedriger bzw. höher war. Weitere Bedingungen stellen eine minimale Zyklenlänge sicher und garantieren, dass jedem Hochpunkt ein Tiefpunkt vorausgeht.

**2** Vgl.: National Bureau of Economic Research (2020b).

**3** Vgl.: Centre for Economic Policy Research (2020).

**4** Vgl.: Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2017).

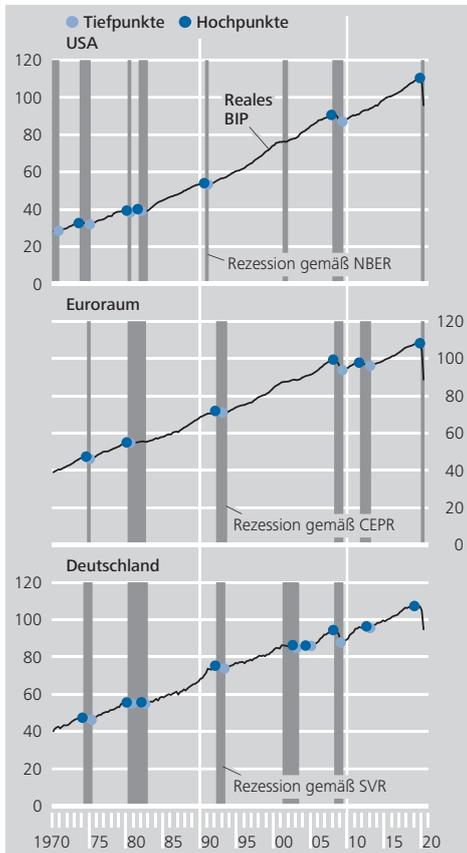
**5** Die Daten für die gesamtwirtschaftliche Aktivität für das Euroraum-Aggregat für den Zeitraum vor der Gründung der Währungsunion stammen aus der Area Wide Model Database des Euro Area Business Cycle Networks. Bei den BIP-Daten für Deutschland handelt es sich bis einschl. des Jahres 1991 um Daten für Westdeutschland.

**6** Zur Datierung der Wendepunkte wird die Version des Bry-Boschan-Algorithmus benutzt, die von Harding und Pagan (2002) zur Anwendung an vierteljährlichen Zeitreihen angepasst worden ist. Dabei wird wie üblich unterstellt, dass ein Konjunkturzyklus mindestens fünf Quartale umfasst und dass eine konjunkturelle Expansion oder Rezession jeweils mindestens zwei Quartale andauert.

**7** Wesentlich für die Entscheidung der Experten des CEPR war die Entwicklung der Investitionen und der Beschäftigung, die im Gegensatz zum realen BIP einen deutlichen und stetigen Rückgang im besagten Zeitraum verzeichneten, vgl.: Centre for Economic Policy Research (2003).

### Konjunkturwendepunkte für die USA, den Euroraum und Deutschland im Vergleich<sup>7)</sup>

2015 = 100, vierteljährlich, saisonbereinigt



Quellen: Bureau of Economic Analysis, Area Wide Model Database des Euro Area Business Cycle Networks, Eurostat, Statistisches Bundesamt, NBER, CEPR und SVR Rezessionschronologien, Haver Analytics und eigene Berechnungen. \*Markierung konjunktureller Wendepunkte gemäß Bry-Boschan-Algorithmus.

Deutsche Bundesbank

Bry-Boschan-Algorithmus zwei kurze Kontraktionsphasen während der vom SVR identifizierten länger anhaltenden Rezession ermittelt. Weitere Abweichungen ergeben sich für Deutschland in der ersten Hälfte der 2000er Jahre sowie um den Jahreswechsel 2012/2013.

Den Beginn des wirtschaftlichen Abschwungs in den USA infolge der Coronavirus-Pandemie datiert der Bry-Boschan-Algorithmus in Übereinstimmung mit der Einschätzung der NBER-Experten auf das erste Vierteljahr 2020. Auch für den Euroraum weist der Algorithmus im Einklang mit der

Entscheidung des Komitees des CEPR einen konjunkturellen Hochpunkt für das Schlussquartal 2019 aus. Interessanterweise befand sich die deutsche Wirtschaft dem mechanischen Verfahren zufolge bereits seit dem zweiten Vierteljahr 2019 in einer Kontraktionsphase. Tatsächlich wurde der leichte Rückgang der Wirtschaftsleistung in der Folge nicht mehr aufgeholt, sodass das erste Vierteljahr 2020 den bisherigen Höchststand der Wirtschaftsleistung markiert.

Insgesamt zeigt der Vergleich, dass der Bry-Boschan-Algorithmus die expertenbasierten Datierungen von Konjunkturphasen zwar nicht vollständig repliziert, diesen aber recht nahekommt. Ein Vorzug des Bry-Boschan-Verfahrens gegenüber einer expertenbasierten Datierung ist seine einfache Handhabung. Die Einstufung der Konjunkturphasen durch Experten erfolgt zudem nur mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung.<sup>8)</sup> Dafür ist bei der „automatisierten“ Bestimmung von Wendepunkten am aktuellen Rand allerdings in Kauf zu nehmen, dass sich die Ergebnisse mit der Revision der BIP-Daten auch nochmals ändern können.

<sup>8</sup> So ist ein deutlicher zeitlicher Abstand zwischen dem Eintreten einer Rezession und der offiziellen Meldung durch das NBER oder CEPR üblich. Für die letzten beiden abgeschlossenen Rezessionen lag die Verzögerung für das NBER zwischen drei und vier Quartalen und für das CEPR zwischen vier und fünf Quartalen.

einen Zeitraum rückläufiger wirtschaftlicher Aktivität. Sie schließt an einen Hochpunkt der gesamtwirtschaftlichen Leistung an und geht nach einem Tiefpunkt in einen Aufschwung über. Um als eine Rezession eingeordnet zu werden, muss die Kontraktion zudem zumindest einige Monate andauern, breit angelegt sein und darf sich nicht auf wenige Sektoren oder Regionen der Volkswirtschaft beschränken.<sup>3)</sup> Als bevorzugtes Maß für die gesamtwirtschaftliche Aktivität verwenden daher sowohl das NBER als auch das CEPR das um saisonale Einflüsse und Preisbewegungen bereinigte Bruttoinlandsprodukt (BIP). Allerdings werden auch andere vierteljährliche Zeitreihen – wie das Bruttonationaleinkommen in den USA oder die entstehungs- und verwendungsseitigen BIP-Komponenten sowie die Beschäftigung im Euroraum – betrachtet. Da das NBER auf eine monatliche Chronologie der Konjunkturzyklen abzielt, werden zudem ausgewählte Indikatoren mit höherer Veröffentlichungsfrequenz analysiert.<sup>4)</sup> Auf beiden Seiten des Atlantiks stellt auf dieser Basis ein Gremium aus Fachleuten Hoch- und Tiefpunkte – sogenannte konjunkturelle Wendepunkte – fest.<sup>5)</sup>

Zykluslänge und die Abfolge von Hoch- und Tiefpunkten sicher.<sup>6)</sup> Trotz des relativ einfachen Verfahrens stimmen für große Volkswirtschaften die so gewonnenen Rezessionsdatierungen weitestgehend mit dem Urteil der Fachleute überein (vgl. Erläuterungen auf S. 43 f.).

Auch jenseits der größeren Krisen verläuft der gesamtwirtschaftliche Wachstumsprozess selten stetig. Vielmehr wechseln sich typischerweise Zeiträume mit hohem und niedrigem Expansionstempo ab. Sofern Phasen mit einem niedrigen Expansionstempo – sogenannte Wachstumsdellen – länger anhalten, können die damit einhergehenden Wohlfahrtseinbußen sogar durchaus größer ausfallen als diejenigen kurzer Rezessionen. Vor diesem Hintergrund wurden in den vergangenen Jahren vermehrt zyklische Muster trendbereinigter Zeitreihen, insbesondere des realen BIP, betrachtet.<sup>9)</sup> Ein Abschwung würde gemäß dieser Definition einsetzen, sobald sich die Wirtschaftsleistung nach einer Phase hoher Wachstumsraten wieder dem Trendniveau annähert, um es schließlich zu unterschreiten.<sup>10)</sup> Dieser Prozess, der mit dem

*Alternatives Datierungsverfahren identifiziert auch mildere Schwächephasen, ...*

*Neben Expertenurteilen auch quantitative Datierungsverfahren geläufig*

In der Konjunkturbeobachtung sowie der akademischen Forschung kommen neben den expertenbasierten Datierungen auch Heuristiken und quantitative Verfahren bei der Feststellung von Wendepunkten zum Einsatz. Sie haben den Vorteil, nach einheitlichen Kriterien auf einen größeren Länderkreis anwendbar zu sein. Zum Teil können auf dieser Basis konjunkturelle Bewegungen schneller eingeordnet werden. Dies gilt insbesondere für das weit verbreitete Konzept der „technischen“ Rezession, die durch zwei oder mehr aufeinanderfolgende Vierteljahre mit negativen (saisonbereinigten) Quartalsänderungsraten des BIP definiert wird.<sup>6)</sup> Oftmals wird auch der sogenannte Bry-Boschan-Algorithmus angewandt.<sup>7)</sup> Dieser identifiziert Hochpunkte in einer Zeitreihe, wenn ihr Niveau im Vorfeld und Nachgang niedriger war. Bei der Analyse vierteljährlicher BIP-Zeitreihen werden dabei typischerweise die zwei vorangegangenen und nachfolgenden Quartale betrachtet. Die Spezifikation des Algorithmus stellt zudem eine minimale

**3** Diese Definition hat in den USA bereits seit fast 75 Jahren Bestand; vgl.: Burns und Mitchell (1946). In der modernen Auslegung werden die drei genannten Kriterien im begrenzten Rahmen als austauschbar angesehen. So wurde auch der wohl nur kurze, aber schwere und breit angelegte BIP-Rückgang im März und April des laufenden Jahres als Rezession eingeordnet; vgl.: National Bureau of Economic Research (2020a).

**4** Hierunter zählen insbesondere das um Transferzahlungen bereinigte reale verfügbare Einkommen sowie die Beschäftigung. Anderen Indikatoren, wie den privaten Konsumausgaben, den Umsätzen im Einzel- und Großhandel, der Industrieproduktion sowie den Erstanträgen auf Arbeitslosenunterstützung, kommt eine etwas untergeordnete Rolle zu.

**5** Für eine Beschreibung der Datierungsverfahren vgl.: Centre for Economic Policy Research (2012) sowie National Bureau of Economic Research (2020a).

**6** Das CEPR verweist in seiner Definition ebenfalls darauf, dass Rezessionen zumeist durch zwei aufeinanderfolgende Quartale mit sinkendem BIP gekennzeichnet seien. Vgl.: Centre for Economic Policy Research (2012).

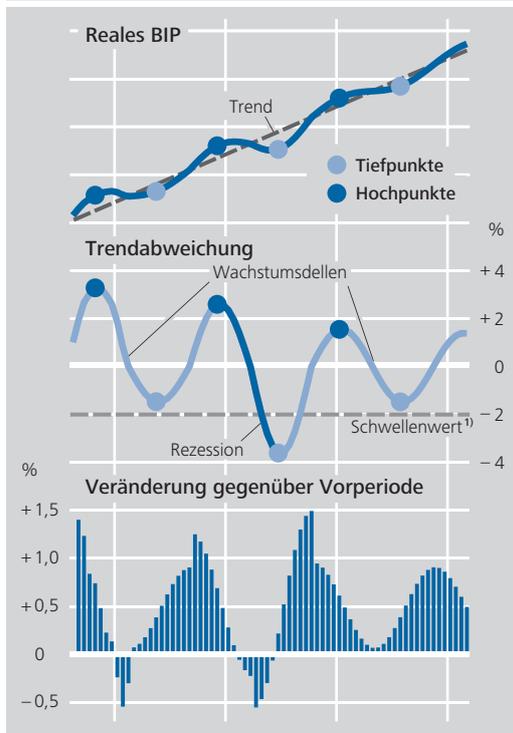
**7** Vgl.: Bry und Boschan (1971).

**8** Für eine Beschreibung der Methodik und eine Anwendung auf vierteljährliche BIP-Zeitreihen vgl.: Harding und Pagan (2002).

**9** Eine Diskussion des Für und Widers dieser Praxis findet sich u. a. in Canova (1998) sowie Burnside (1998).

**10** Hier wird ein Abschwung also durch Wachstumsraten gekennzeichnet, die unter dem längerfristigen Trend liegen, während ein Aufschwung mit überdurchschnittlichen Expansionsraten einhergeht. Deshalb werden diese Auf- und Abwärtsbewegungen auch als Wachstumszyklen bezeichnet. Vgl.: Zarnowitz und Ozyildirim (2006).

### Stilisierter Verlauf von Konjunkturzyklen



1 Schwellenwert von -2%, unter dem eine Trendabweichung des realen BIP als Rezession definiert wird.  
 Deutsche Bundesbank

Erreichen des konjunkturellen Tiefpunkts endet, geht nicht zwangsläufig mit einem Rückgang der Wirtschaftsleistung einher, sondern möglicherweise lediglich mit unterdurchschnittlichen Expansionsraten.

Die Identifikation solcher Zyklen erfordert eine Trendbereinigung der betrachteten Zeitreihen. Hierfür stehen verschiedene statistische Verfahren zur Verfügung, die allerdings bisweilen unterschiedliche Konjunkturmuster ergeben.<sup>11)</sup> Ein weiteres Problem ist die Unzuverlässigkeit der Trendschätzungen am Datenrand. So können einzelne zusätzliche Datenpunkte die Schätzung des Trendverlaufs maßgeblich beeinflussen.<sup>12)</sup> Dies kann die Datierung von Wendepunkten berühren. Der oft verwendete Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) scheint in dieser Hinsicht recht günstige Eigenschaften aufzuweisen. Dies gilt insbesondere dann, wenn die Datenreihen durch geeignete Prognoseverfahren fortgeschrieben werden.<sup>13)</sup>

... erfordert aber Trendbereinigung

Im Folgenden wird der HP-Filter genutzt, um Konjunkturzyklen für insgesamt acht Industrieländer<sup>14)</sup> sowie den Euroraum und die OECD-Gruppe insgesamt zu identifizieren und zu analysieren. Lokale Hoch- und Tiefpunkte des trendbereinigten BIP markieren dabei den Übergang zwischen Auf- und Abschwüngen. Um die bekannten Probleme der Trendschätzung am aktuellen Rand abzumildern, wurden die Zeitreihen mit den Wachstumsprognosen der OECD fortgeschrieben.<sup>15)</sup> Bei der Datierung der konjunkturellen Wendepunkte kam der Bry-Boschan-Algorithmus zum Einsatz.<sup>16)</sup> In wenigen Fällen wurde die resultierende, oftmals bis in die 1960er Jahre zurückreichende Konjunkturchronik noch leicht angepasst.<sup>17)</sup>

Wendepunkt-datierung für Industrieländer ...

Die Betrachtung von Zyklen trendbereinigter BIP-Zeitreihen führt dazu, dass eine deutlich höhere Anzahl an Wendepunkten identifiziert wird als bei der klassischen Abgrenzung der Konjunkturphasen. Dies gilt auch für die USA und den Euroraum. So gingen erwartungs-

... erlaubt Unterscheidung zwischen Wachstumsdellen und Rezessionen

11 Hinzu kommt die Gefahr, dass durch die Glättung volatiler Reihen irreführende Korrelationsmuster erzeugt und die wahren Charakteristika der Zyklen möglicherweise verzerrt wiedergegeben werden. Für eine Diskussion über die relativen Vorzüge verschiedener Filterverfahren unter diesen Gesichtspunkten vgl.: Hamilton (2018) und Hodrick (2020).  
 12 Vgl.: Orphanides und van Norden (2002).

13 Für einen Vergleich alternativer Trendbereinigungsverfahren im Hinblick auf die zeitnahe und robuste Identifikation konjunktureller Wendepunkte vgl.: Nilsson und Gyomai (2011). Für eine Vorstellung des HP-Filters vgl.: Hodrick und Prescott (1997).

14 Hierbei handelt es sich um die USA, das Vereinigte Königreich, Japan, Schweden, Norwegen, die Schweiz, Kanada und Australien.

15 Hierfür wurden Angaben aus dem Economic Outlook vom Juni 2020 verwendet; vgl.: OECD (2020). Für den Euroraum wurden zudem zusätzlich Daten aus der Area Wide Model Database des Euro Area Business Cycle Networks hinzugezogen. Dies ermöglicht es, die nur bis Anfang 1991 zurückreichende BIP-Zeitreihe um weitere 21 Jahre in die Vergangenheit zu verlängern. Für eine Beschreibung des Datensatzes und des Modells vgl.: Fagan et al. (2005).

16 Dabei wurde für einen vollständigen Zyklus eine Mindestlänge von 12 Quartalen vorgegeben. Jede seiner Auf- und Abschwungphasen musste eine Mindestlänge von zwei Quartalen aufweisen.

17 So wurde als zusätzliche Bedingung eingeführt, dass die zyklische Komponente am oberen (unteren) Wendepunkt ein positives (negatives) Vorzeichen aufweisen muss. Zudem wurden insgesamt vier Datierungen verschoben, da es in der unmittelbaren Nähe einen deutlich tieferen unteren bzw. höheren oberen Wendepunkt gab, der nur aufgrund der vorgegebenen Zykluslänge nicht vom Datierungsverfahren gewählt wurde.

gemäß praktisch alle Rezessionen, die von NBER und CEPR identifiziert wurden, mit einem scharfen Abknicken der zyklischen Komponente des realen BIP einher.<sup>18)</sup> Vor der Wende zum Besseren unterschritt die Wirtschaftsleistung ihren Trend in diesen Zeiträumen sogar oftmals um mehr als 2%. Vor diesem Hintergrund wird diese Marke im Folgenden als Schwellenwert für die Abgrenzung von Rezessionen im Rahmen trendbasierter Zyklen festgelegt.<sup>19)</sup> Darüber hinaus werden aber noch zahlreiche Wachstumsdellen erkannt, in denen die Wirtschaftsleistung nur leicht unter ihren Trend sank. Für die Vereinigten Staaten wird beispielsweise zuletzt zum Jahresanfang 2012 der Beginn einer derartigen Wachstumsdelle festgestellt.<sup>20)</sup> Der Zeitraum schwacher gesamtwirtschaftlicher Dynamik fiel somit mit der Rezession im Euroraum im Gefolge der Staatsschuldenkrise zusammen. Am aktuellen Datenrand werden sowohl für den Euroraum als auch für die USA im Zuge der Coronavirus-Pandemie Rezessionen diagnostiziert. Auch für andere Zeiträume und Länder lässt sich insgesamt ein recht hoher konjunktureller Gleichlauf feststellen (vgl. Erläuterungen auf S. 48 ff.).

*Konjunkturschwankungen zeigen wiederkehrende Muster, ...*

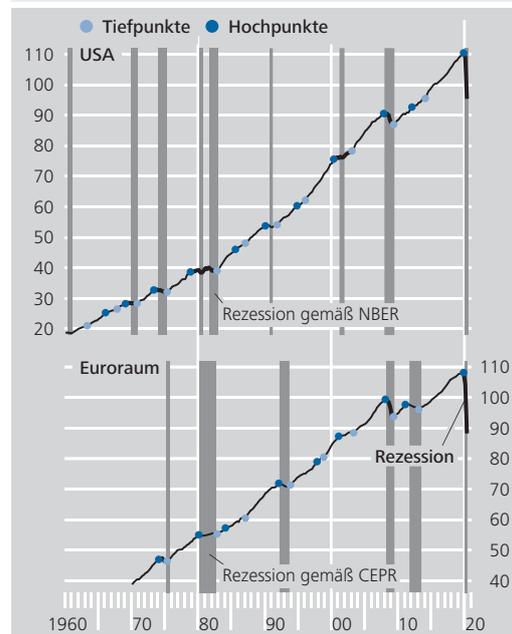
Ein Blick auf die statistischen Eigenschaften der identifizierten Zyklen unterstreicht, dass die wirtschaftliche Entwicklung in Fortgeschrittenen Volkswirtschaften im Allgemeinen in ähnlichen Bahnen verläuft. So wurden in fast allen betrachteten Industrieländern seit den 1960er Jahren neun oder zehn vollständige Konjunkturzyklen gezählt. Knapp die Hälfte davon endete in einer Rezession. In den anderen Fällen blieb die Wirtschaftsleistung lediglich leicht hinter ihrem Trend zurück. Wirtschaftliche Abschwungphasen waren meistens deutlich kürzer als Aufwärtsbewegungen. Zwischen den konjunkturellen Wendepunkten, welche die Konjunkturphasen voneinander trennen, bewegte sich das reale BIP in der Regel in einer Bandbreite von gut 2% um seinen Trend.

*... aber auch außergewöhnliche Bewegungen*

Diese Gemeinsamkeiten dürfen aber nicht den Blick darauf verstellen, dass einzelne Zyklen durchaus sehr deutlich vom Mittel abweichen.

### Reales BIP und Wendepunktatierung für die USA und den Euroraum\*)

2015 = 100, vierteljährlich, saisonbereinigt



Quellen: OECD Economic Outlook (2020), Area Wide Model Database des Euro Area Business Cycle Networks, NBER und CEPR Rezessionschronologien, Haver Analytics und eigene Berechnungen. \* Markierung konjunktureller Wendepunkte des trendbereinigten BIP gemäß Bry-Boschan-Algorithmus.  
 Deutsche Bundesbank

So gibt es etwa Beispiele für kurze Aufschwünge und länger anhaltende Schwächephasen. Insbesondere variiert aber die Tiefe der Abstürze stark. Der Wirtschaftseinbruch der ersten Jahreshälfte 2020 dürfte sich dabei flächendeckend als der schwerste der jüngeren Geschichte herausstellen.<sup>21)</sup>

**18** Lediglich eine dieser „offiziellen“ Rezessionen wird von dem hier angewandten Verfahren nicht als eigene Schwächephase erkannt. So weist die Datierung des NBER für die USA zum Anfang der 1980er Jahre zwei schnell aufeinanderfolgende Rezessionen aus. Diese sog. Double-Dip-Rezession wird in der hier vorgenommenen Abgrenzung als eine länger andauernde Schwächephase identifiziert.

**19** Für einen alternativen Ansatz zur empirischen Einteilung der Konjunktur in klassische Phasen und kurzlebige Zyklen vgl.: Europäische Zentralbank (2019).

**20** Die Jahre 2018 und 2019, die durch eine lediglich verhaltene Aufwärtsdynamik der Weltwirtschaft gekennzeichnet waren, werden von diesem Ansatz nicht als Wachstumsdellen interpretiert.

**21** Da nur gesichert abgeschlossene Konjunkturphasen betrachtet werden, ist die Erholung von der durch die Pandemie hervorgerufenen globalen Wirtschaftskrise nicht Teil dieser Analyse.

## Internationale Konjunkturzyklen

Im Zuge der Covid-19-Pandemie brach die Wirtschaftsleistung in fast allen Volkswirtschaften binnen weniger Wochen ein. Bereits die globale Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 hatte die meisten Industrieländer fast zeitgleich getroffen. Ähnliches galt für die beiden Ölpreiskrisen 1973 und 1979/1980. Dieses hohe Maß an internationalem Gleichlauf ist aber nicht für alle Krisenphasen typisch. Ein Gegenbeispiel stellt das Platzen der Dotcom-Blase im Jahr 2000 dar, welches nur in manchen Ländern eine Rezession auslöste. Ähnliches galt für die europäische Staatsschulden- und Bankenkrise der Jahre 2010 bis 2012, während der in einigen Mitgliedstaaten der Währungsunion die Wirtschaftsleistung einbrach. In anderen Ländern blieb es bei einer Wachstumsdelle. Vor diesem Hintergrund stellt sich die Frage, wie stark der konjunkturelle Gleichlauf zwischen den Industrieländern tatsächlich ausgeprägt ist.

Verschiedene deskriptive Statistiken deuten auf einen recht engen internationalen Konjunkturzusammenhang hin.<sup>1)</sup> So weisen gemäß eines Indikators, der den Anteil der

Perioden mit übereinstimmenden Konjunkturphasen angibt,<sup>2)</sup> die Vereinigten Staaten und Deutschland eine hohe Synchronität auf. Auch für andere Fortgeschrittene Volkswirtschaften zeigt sich eine starke Überschneidung mit den Konjunkturphasen dieser beiden weltwirtschaftlichen Schwergewichte. Korrelationskoeffizienten bestätigen diesen Befund in der Tendenz.<sup>3)</sup> Im

1 Konjunkturelle Wendepunkte, die Rezessionen von Expansionen trennen, wurden im Folgenden durch die Anwendung des Bry-Boschan-Algorithmus auf trendbereinigte BIP-Zeitreihen datiert. Dabei gelten nur solche Tiefpunkte als Rezessionen, die mit einer hohen gesamtwirtschaftlichen Unterauslastung einhergingen. Für eine ähnliche Untersuchung auf Basis einer klassischen Datierung konjunktureller Wendepunkte vgl.: Grigoras und Stanciu (2016).

2 Der sog. Konkordanzindex setzt an der binären Klassifikation der Wirtschaftslage in Expansionen ( $S=0$ ) und Rezessionen ( $S=1$ ) an. Der Indexwert für zwei Länder  $x$  und  $y$  über  $T$  Zeitperioden ergibt sich dann als

$$I_{xy} = \frac{1}{T} \left( \sum_{t=1}^T S_{x,t} S_{y,t} + \sum_{t=1}^T (1 - S_{x,t})(1 - S_{y,t}) \right).$$

Für Länderpaare mit perfekt übereinstimmenden Konjunkturphasen wird somit ein Wert von 1 ausgegeben. Liegt überhaupt keine Übereinstimmung vor, ergibt sich ein Wert von 0.

3 Die Schätzung erfolgte mittels Generalisierter Momentenmethode (GMM) unter Berücksichtigung von heteroskedastizitäts- und autokorrelationskonsistenten Standardfehlern.

### Konjunkturphasen<sup>3)</sup> ausgewählter Länder



Quellen: OECD Economic Outlook (2020), Haver Analytics und eigene Berechnungen. \* Konjunkturelle Wendepunkte wurden durch die Anwendung des Bry-Boschan-Algorithmus auf trendbereinigte BIP-Reihen datiert. Nur Abschwünge, welche den Trend um mindestens 2% unterschreiten, werden als Rezessionen datiert.

Deutsche Bundesbank

Vergleich mit den USA und Deutschland wird für fast alle betrachteten Länder ein positiver Zusammenhang der Konjunkturphasen ausgewiesen. In vielen Fällen sind die Punktschätzer zudem statistisch signifikant von null verschieden. Lediglich Schweden und Spanien sowie die durch Rohstoffförderung geprägten Volkswirtschaften Australiens und Norwegens scheinen weitgehend eigenen Konjunkturzyklen zu folgen.

Hinweise auf einen besonders eng ausgeprägten Konjunkturverbund gibt es innerhalb Europas. Für Deutschlands unmittelbare Nachbarländer Frankreich, die Niederlande, Polen sowie die Schweiz ist der jeweilige Zusammenhang mit dem hiesigen Zyklus stärker ausgeprägt als der Gleichlauf mit den USA. Die geografische Nähe, engere Handelsbeziehungen und verzahnte Produktionsketten dürften hierbei entscheidend sein. Für den negativen, wenngleich insignifikanten Zusammenhang zwischen der spanischen und der deutschen Konjunktur sollte hingegen eine Rolle spielen, dass Spanien, wie andere europäische Peripheriestaaten, in den 1990er und 2000er Jahren einen Konvergenzboom mit hohen Wachstumsraten erlebte und Anfang des Jahrtausends – anders als Deutschland – nach dem Platzen der Dotcom-Blase eine Rezession vermeiden konnte. Nach der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise hingegen erholte Deutschland sich recht zügig, während die südeuropäischen Staaten des Euro-raums in den Strudel der Staatsschuldenkrise gerieten.<sup>4)</sup>

Ein Vergleich, der sich auf kontemporäre Korrelationen beschränkt, kann allerdings internationale Konjunkturzusammenhänge übersehen. Dies gilt insbesondere dann, wenn Konjunktüreintrübe nicht eine gemeinsame, unmittelbar wirkende Ursache haben, sondern von einem bestimmten

### Maße der Konjunktur- übereinstimmung

Land	Konkordanzindex <sup>1)</sup>		Korrelation	
	Deutsch-land	USA	Deutsch-land	USA
Australien	0,72	0,68	0,16	0,08
Deutsch-land	1,00	0,90	1,00***	0,73***
Frankreich	0,80	0,74	0,38*	0,10
Italien	0,74	0,78	0,30	0,38**
Japan	0,76	0,73	0,41**	0,28
Kanada	0,78	0,82	0,31*	0,40**
Niederlande	0,90	0,85	0,73***	0,49**
Norwegen	0,70	0,75	0,21	0,26
Polen	0,92	0,82	0,78**	0,40
Schweden	0,66	0,72	-0,07	0,01
Schweiz	0,85	0,82	0,56***	0,45***
Spanien	0,61	0,66	-0,07	-0,02
Tschechien	0,74	0,74	0,48**	0,50**
Vereinigtes Königreich	0,78	0,79	0,36*	0,38**
Vereinigte Staaten	0,90	1,00	0,73***	1,00***

Quellen: OECD Economic Outlook (2020), Haver Analytics und eigene Berechnungen. Signifikanz der Korrelation: \* < 0,01; \*\* < 0,05; \*\*\* < 0,1. <sup>1</sup> Der Konkordanzindex misst den Anteil der Perioden mit übereinstimmenden Konjunkturphasen.

Deutsche Bundesbank

Land ausgehen und sich dann mit gewisser Verzögerung ausbreiten. In diesem Fall wären eher Übereinstimmungen zwischen zeitlich verschobenen Konjunkturphasen zu beobachten. Tatsächlich zeigt sich für eine Reihe von Industrieländern, dass die Korrelation mit dem Zyklus der USA etwas stärker geschätzt wird, wenn die Entwicklungen zeitversetzt gegenübergestellt werden. Diese Länder, darunter Kanada, scheinen dem Konjunkturzyklus der USA zumeist um ein bis zwei Quartale hinterherzuhinken. Der Konjunkturzyklus Deutschlands befindet sich hingegen mit dem US-amerikanischen im Gleichlauf. Innerhalb Europas findet man für die meisten Länder einen Gleichlauf oder nur leichten Nachlauf zum deutschen Zyklus.

<sup>4</sup> Vgl. hierzu auch: Grigoras und Stanciu (2016) sowie Deutsche Bundesbank (2014).

Das Ergebnis eines insgesamt recht engen internationalen Konjunkturzusammenhangs wird durch weitere Robustheitsuntersuchungen bestätigt.<sup>5)</sup> Dies deckt sich auch mit der wissenschaftlichen Literatur. Globale und gemeinsame regionale Faktoren machen somit vermutlich einen beachtlichen Teil nationaler Konjunkturschwankungen aus.<sup>6)</sup> Ihr Einfluss scheint aber nicht zu jeder Zeit gleich groß gewesen zu sein. In der Phase der „großen Mäßigung“ vor der Finanz- und Wirtschaftskrise 2008/2009 spielten sie beispielsweise keine besondere Rolle. Der Einfluss schwerer internationaler Schocks auf nationale Wirtschaftsentwicklungen scheint jedenfalls im Zeitablauf eher zugenommen zu haben.<sup>7)</sup> Hierzu dürfte die Vertiefung der Handelsbeziehungen im Zuge der Globalisierung wesentlich beigetragen haben.<sup>8)</sup> Vor dem Hintergrund gegenwärtiger Tendenzen zu mehr Protektionismus bleibt somit abzuwarten, ob Konjunkturschwankungen zu-

künftig wieder stärker durch nationale Muster geprägt sein werden.

5 So ergeben sich etwa bei Betrachtung alternativer Klassifizierungen internationaler Konjunkturzyklen sowie bei dem Vergleich zyklischer BIP-Komponenten ähnliche Resultate.

6 Vgl.: Kose et al. (2003).

7 Siehe hierzu: Kose et al. (2008). Im Einklang mit diesem Befund zeigen kontrafaktische VAR-Simulationen, dass die Synchronität internationaler Konjunkturzyklen seit Mitte der 1980er Jahre bis kurz nach der Jahrtausendwende zugenommen hätte, wenn vergleichbar große globale Schocks wie in den vorangegangenen Jahrzehnten aufgetreten wären; vgl.: Stock und Watson (2005). Zuletzt scheinen jedoch insbesondere länder-spezifische Schocks stärker auf andere Volkswirtschaften auszustrahlen als dies früher der Fall war; vgl.: Carare und Mody (2012).

8 Hierfür spricht, dass der Einfluss internationaler Handelsverflechtungen auf den konjunkturellen Gleichlauf von Volkswirtschaften in einer Vielzahl verschiedener Regressionsspezifikationen bestätigt wird; vgl.: Baxter und Kouparitsas (2005). Grenzüberschreitende Produktionsketten scheinen für diesen Befund ausschlaggebend zu sein; vgl.: Ng (2010).

## Sterben Aufschwünge an Altersschwäche?

*Einfluss der Aufschwungslänge auf Rezessionswahrscheinlichkeiten ...*

Der jüngsten Krise ging vielerorts eine lang gezogene gesamtwirtschaftliche Aufwärtsbewegung voraus. Vor diesem Hintergrund waren in den letzten Jahren oftmals Befürchtungen zu hören, die nächste Rezession müsse unmittelbar bevorstehen. In der Wissenschaft wird die These, dass ein Aufschwung nur aufgrund seiner langen Lebenszeit enden könnte, allerdings sehr kontrovers diskutiert. Empirische Studien kommen zu recht unterschiedlichen Ergebnissen. Diebold und Rudebusch (1990) sowie Rudebusch (2016) zeigen beispielsweise, dass die Rezessionswahrscheinlichkeit in den USA nicht von der Länge der vorangegangenen Aufschwungphase abhängt. Unter Verwendung eines vergleichbaren Ansatzes findet Castro (2010) hingegen in einer länderübergreifenden Studie, dass mit zunehmender Dauer einer konjunkturellen Phase durchaus die Wahrscheinlichkeit eines Umschwungs steigt. Aufschwünge

würden demnach durchaus an „Altersschwäche“ sterben.

In Anlehnung an diese Arbeiten wird hier ein einfaches parametrisches Überlebenszeitmodell („Survival-Model“) auf die Gruppe Fortgeschrittener Volkswirtschaften angewendet.<sup>22)</sup> Dieser Ansatz schätzt den Einfluss der Länge eines Aufschwungs auf die Wahrscheinlichkeit, dass dieser ein baldiges Ende findet.<sup>23)</sup> Dabei werden zum einen die vom Bry-Boschan-Algorithmus datierten Aufschwünge betrachtet, welche auch von Wachstumsdellen beendet werden

*... kann mithilfe eines Überlebenszeitmodells untersucht werden*

22 Die in dieser Analyse betrachteten Länder und Wirtschaftsräume sind der Euroraum, die USA, das Vereinigte Königreich, Japan, Schweden, Norwegen, die Schweiz, Kanada und Australien.

23 Ein solches Verfahren bietet sich an, wenn eine Mortalität vorliegt (d.h., Messobjekte scheiden nacheinander aus). In der medizinischen Forschung wird mithilfe vergleichbarer Modelle bspw. versucht, die Wirkung klinischer Behandlungen abzuschätzen. Das zu beobachtende Ereignis muss nicht unbedingt das Ableben sein, sondern kann beliebig gewählt werden; so sind die Heilung oder das Auftreten einer Komplikation weitere gängige Beispiele.

## Deskriptive Statistiken zu den Konjunkturzyklen großer Industrieländer <sup>\*)</sup>

Untersuchungszeitraum: 1. Vierteljahr 1960 bis 2. Vierteljahr 2020

Volkswirtschaft	Anzahl		Mittlere Länge in Quartalen <sup>1)</sup>			Mittlere Amplitude in Prozentpunkten <sup>1) 2)</sup>		
	Zyklen	Konjunkturreinbrüche <sup>3)</sup>	Aufschwünge	Abschwünge	Konjunkturreinbrüche <sup>3)</sup>	Aufschwünge	Abschwünge	Konjunkturreinbrüche <sup>3)</sup>
Australien	9	5	11,2 (7,9)	12,7 (4,6)	12,8 (6,7)	4,0 (2,0)	-3,8 (2,4)	-6,1 (1,5)
Euroraum	8	2	15,3 (7,6)	7,6 (2,9)	5,0 (0,0)	3,5 (1,5)	-3,3 (1,7)	-5,5 (0,8)
Japan	9	5	14,1 (6,6)	9,4 (8,9)	12,8 (11,0)	5,0 (1,5)	-5,1 (2,1)	-6,3 (1,7)
Kanada	10	5	14,6 (7,1)	6,4 (2,6)	5,6 (2,2)	4,3 (1,8)	-4,1 (1,9)	-5,5 (1,8)
Norwegen	9	4	11,8 (5,2)	11,8 (5,6)	12,3 (7,9)	4,2 (2,0)	-4,1 (2,3)	-6,0 (2,2)
Schweden	10	3	10,9 (5,0)	8,8 (3,7)	9,3 (2,3)	4,2 (1,4)	-4,0 (2,2)	-6,6 (2,0)
Schweiz	9	5	13,8 (5,6)	7,2 (2,5)	7,3 (2,5)	4,5 (2,9)	-4,1 (3,1)	-6,4 (3,2)
USA	10	5	13,2 (4,9)	8,1 (3,2)	9,6 (4,0)	4,2 (2,0)	-4,1 (2,5)	-6,1 (1,8)
Vereinigtes Königreich	9	6	14,2 (10,4)	9,4 (4,8)	9,0 (3,3)	5,0 (2,5)	-4,7 (2,8)	-6,5 (2,3)
Nachrichtlich: OECD-Raum	10	3	13,1 (5,8)	8,3 (3,7)	9,3 (4,2)	3,0 (1,2)	-2,9 (1,8)	-5,2 (0,7)

Quellen: OECD Economic Outlook (2020), Area Wide Model Database des Euro Area Business Cycle Networks, Haver Analytics und eigene Berechnungen. \* Bestimmt durch Anwendung des Bry-Boschan-Algorithmus auf trendbereinigte reale BIP-Zeitreihen. <sup>1</sup> Standardabweichung in Klammern. <sup>2</sup> Differenz der zyklischen Komponente zwischen zwei Wendepunkten. <sup>3</sup> Abschwünge mit negativer Trendabweichung von mindestens 2 %.

Deutsche Bundesbank

können. In einer Variante werden Aufschwungsphasen zwischen Rezessionen untersucht. Auf die Einbeziehung weiterer erklärender Variablen wird zunächst verzichtet.<sup>24)</sup>

Insgesamt legen die Ergebnisse nahe, dass das Ende eines Aufschwungs umso wahrscheinlicher ist, je länger dieser bereits anhält. Dies gilt insbesondere dann, wenn die Aufschwünge betrachtet werden, die auch von Wachstumsdellen beendet werden. Während die Gefahr, dass eine gerade erst begonnene gesamtwirtschaftliche Aufwärtsbewegung bereits im kommenden Quartal in eine konjunkturelle Schwächephase mündet, vernachlässigbar ist, steigt die Wahrscheinlichkeit eines Abschwungs mit zunehmender Dauer des Aufschwungs steil an.<sup>25)</sup> Demnach würde etwa jeder dritte Aufschwung, der bereits zehn Jahre anhält, im folgenden Vierteljahr enden. Ähnliche Ergebnisse wie in der Gesamtstichprobe lassen sich auch für die meisten Länder aufzeigen, wobei für die USA die Zeitabhängigkeit besonders ausgeprägt zu

sein scheint.<sup>26)</sup> Ein deutlich anderes Bild ergibt sich allerdings, wenn bei der Abgrenzung der Zyklen Wachstumsdellen außen vor gelassen werden.<sup>27)</sup> Werden nur Rezessionen betrachtet, steigt die Krisenwahrscheinlichkeit nur leicht im

*Wahrscheinlichkeit für Wechsel der Konjunkturlage steigt mit Dauer des Aufschwungs*

<sup>24</sup> Für die Anzahl der Quartale, in denen sich eine Volkswirtschaft zu einem bestimmten Zeitpunkt im Aufschwung befindet, wird unterstellt, dass diese Größe einer Weibull-Verteilung folgt. Diese kann flexible Verläufe der sog. Hazard-Funktionen erzeugen, sodass ergebnisoffen sowohl eine mit der Aufschwungsdauer fallende als auch steigende Ausfallwahrscheinlichkeit abgebildet werden kann. Für einen Überblick und andere Anwendungen vgl.: Cleves et al. (2008), S. 248 ff., sowie Lancaster (1992), S. 269 ff.

<sup>25</sup> Konkret wird hier von der bedingten Wahrscheinlichkeit gesprochen, dass ein Aufschwung, der bis zum Zeitpunkt der Betrachtung angedauert hat, im nächsten Quartal endet.

<sup>26</sup> In Robustheitsuntersuchungen wurde das Modell in Anlehnung an Castro (2010) auch mit Dummy-Variablen für die verschiedenen Länder geschätzt. Die zugehörigen Koeffizienten waren jedoch nur in wenigen Fällen signifikant.

<sup>27</sup> Eine länderspezifische Analyse ist in dieser Spezifikation aufgrund der noch kleineren Beobachtungszahl nicht möglich.

### Wahrscheinlichkeit für das Ende von Aufschwüngen<sup>\*)</sup>

in %



Quellen: OECD Economic Outlook (2020), Haver Analytics und eigene Berechnungen. \*) Wahrscheinlichkeit für das Ende eines Aufschwungs im nächsten Quartal in Abhängigkeit von seiner Länge. 1) Es werden alle Aufschwüngen betrachtet.

Deutsche Bundesbank

Zetablauf an.<sup>28)</sup> Die Antwort auf die Frage, ob die Länge eines Aufschwungs die Wahrscheinlichkeit dessen baldigen Endes beeinflusst, hängt mithin stark von der Abgrenzung der Konjunkturphasen ab.

## Modellgestützte Prognosen von Konjunkturabschwüngen

Analyse weiterer Determinanten

In der wissenschaftlichen Literatur und der angewandten Konjunkturanalyse werden neben der reinen Länge eines Aufschwungs weitere Indikatoren diskutiert, die für eine Prognose konjunktureller Wendepunkte infrage kommen. Aussichtsreich dürfte dabei ein Fokus auf Größen sein, die in der Vergangenheit gesamtwirtschaftliche Konjunkturmuster vorweggenommen haben. Dies scheint im Kreis der Industrieländer etwa für die Immobilienpreise, Stimmungsindikatoren und Finanzmarktgrößen gegolten zu haben. Darüber hinaus liefern eigens für den Zweck entwickelte Indikatoren

wie der Bundesbank-Frühindikator oder der Composite Leading Index der OECD frühzeitig Informationen über die internationale Konjunkturentwicklung.<sup>29)</sup> Schließlich werden in der Literatur auch komplexere statistische Verfahren für die Prognose konjunktureller Wendepunkte genutzt. In länderspezifischen Betrachtungen werden hierfür üblicherweise Instrumente der Zeitreihenanalyse, wie Regimewechselmodelle oder gleitende Übergangmodelle, verwendet.<sup>30)</sup> Die Bundesbank nutzt diese Ansätze auch für die Beurteilung der deutschen Konjunktur (vgl. Erläuterungen auf S. 54f.).

Im Folgenden werden Panelregressionsmodelle geschätzt, welche es erlauben, die reichhaltigen Informationen eines internationalen Datensatzes zu nutzen.<sup>31)</sup> Da die im Mittelpunkt des Interesses stehende abhängige Variable lediglich zwei Zustände annimmt – den Wert 0, wenn sich eine Volkswirtschaft im Aufschwung befindet, und den Wert 1, wenn eine Expansion ihren Hochpunkt erreicht – bieten sich binäre Regressionsmodelle an.<sup>32)</sup> Die hier verwendeten Logitmodelle haben den Vorteil einer vergleichsweise einfachen Struktur, gerade auch bei Einbezug weiterer erklärender Variablen.<sup>33)</sup> Sie erlauben zudem, historische Wahrscheinlichkeiten für das Auftreten konjunktureller Hochpunkte zu ermitteln.

*Fokus auf länderübergreifende Logit-schätzungen*

<sup>28</sup> Die Ergebnisse stehen für diesen Fall im Einklang mit jenen von Diebold und Rudebusch. Anders als in diesen Studien kann die Hypothese, dass die Wahrscheinlichkeit einer Rezession unabhängig von der Aufschwungslänge ist, allerdings statistisch verworfen werden. Vgl.: Diebold und Rudebusch (1990) sowie Rudebusch (2016).

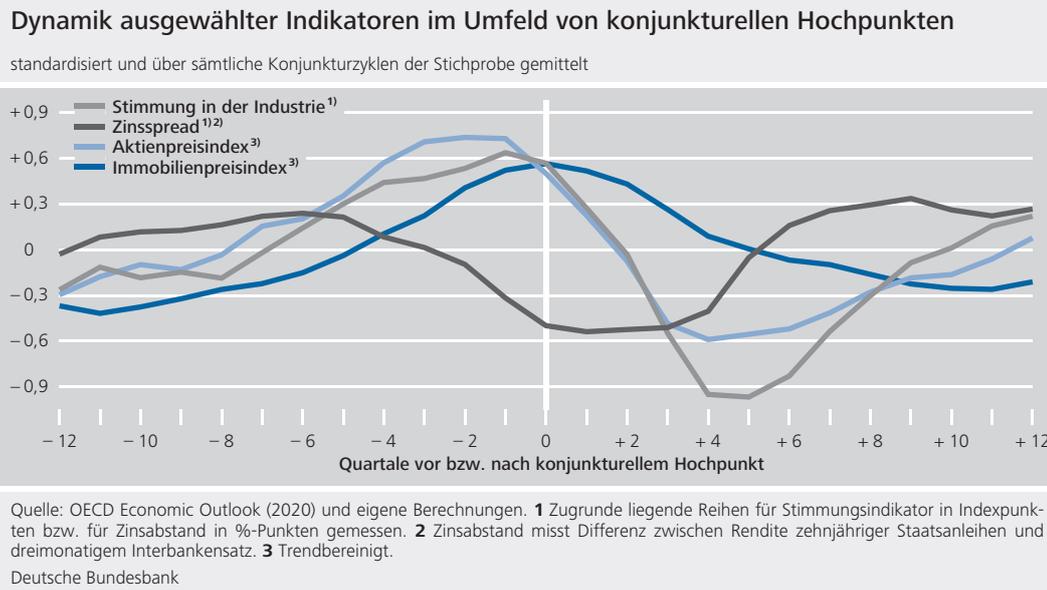
<sup>29</sup> Vgl.: Deutsche Bundesbank (2010). Die Zeitreihe des Bundesbank-Frühindikators ist verfügbar unter: [https://www.bundesbank.de/dynamic/action/de/statistiken/zeitreihen-datenbanken/zeitreihen-datenbank/759778/759778?listId=www\\_s3wa\\_inet\\_bbli](https://www.bundesbank.de/dynamic/action/de/statistiken/zeitreihen-datenbanken/zeitreihen-datenbank/759778/759778?listId=www_s3wa_inet_bbli).

<sup>30</sup> Vgl. exemplarisch: Tian und Shen (2019), Carstensen et al. (2020), Eraslan und Nöller (2020) bzw. auch Fornari und Lemke (2010) für die Wendepunktprognose mithilfe einer binären Vektorautoregression.

<sup>31</sup> Dieser Ansatz findet auch bei Estrella und Mishkin (1997) sowie Borio et al. (2019) Verwendung.

<sup>32</sup> Beobachtungen, die mit Abschwüngen korrespondieren, werden aus der Stichprobe genommen.

<sup>33</sup> Da eine diskrete abhängige Variable bei einer klassischen Regressionsanalyse problematisch ist, wird diese beim Logitmodell durch eine stetige Variable – das logarithmierte Chancenverhältnis für einen Hochpunkt – ersetzt.



Variablenauswahl durch zyklische Muster, Literatur und quantitative Selektionskriterien geleitet

Um möglichst umfassend Wirkungskanäle und Ursachen für einen Abschwung zu berücksichtigen, wurden zunächst im Zuge einer Vorselektion neben der bisherigen Länge des Aufschwungs zahlreiche Variablen in einer bivariaten Version des Logitmodells auf ihre Erklärungskraft untersucht. Dabei wurden Indikatoren berücksichtigt, die laut anderer Studien einen Vorlauf zu konjunkturellen Hochpunkten aufweisen, wie beispielsweise Zinsdifferenzen zwischen Anlagen mit unterschiedlicher Laufzeit, Aktien- und Immobilienpreise, Ölpreise sowie Stimmungsindikatoren.<sup>34</sup> Weiterhin wurden fiskal- und geldpolitische Variablen herangezogen, da in der Vergangenheit auch Sparbemühungen der Regierungen oder ein restriktiver geldpolitischer Kurs als Auslöser gesamtwirtschaftlicher Abschwünge gesehen wurden.<sup>35</sup> Auch Arbeitsmarktgrößen oder die industrielle Kapazitätsauslastung, die eine Überhitzung der Wirtschaft andeuten könnten, wurden auf ihre Eignung für eine Vorhersage von Hochpunkten geprüft. Die finale Variablenauswahl zielte auf eine möglichst hohe Anpassungsgüte der Regressionsmodelle ab.<sup>36</sup> Die resultierenden Modelle enthalten daher auch erklärende Variablen, deren Koeffizienten nicht statistisch signifikant von null verschieden sind, die aber das Bestimmtheitsmaß leicht verbessern.<sup>37</sup>

**34** Bspw. betonen Rudebusch und Williams (2009) die Vorhersagekraft von Zinsdifferenzen für bevorstehende Rezessionen. Der Extremfall, dass der Zinsabstand sogar negativ wird, wird üblicherweise insbesondere in Bezug auf die USA als Anzeichen für eine drohende Rezession gewertet (vgl.: Bauer und Mertens (2018)). Immobilienpreise und Kreditdaten fließen über einen aggregierten Indikator in die Wendepunktprognose von Borio et al. (2019) ein. Auch die Rolle von Aktienpreisen als Prädiktor für Rezessionen sowie Konjunkturbewegungen wird in der Literatur diskutiert (vgl. u. a.: Mills (1988), Estrella und Mishkin (1998) sowie Andersson und D'Agostini (2008)). Zu den Vorlaufeigenschaften des Ölpreises siehe: Kilian und Vigfusson (2017).

**35** So gilt bspw. die Verschärfung der Geldpolitik in den USA Anfang der 1980er Jahre als eine der Ursachen der Rezession von 1981 bis 1982 (vgl. u. a.: Goodfriend und King (2005)). Heimberger (2017) wiederum schreibt die Double-Dip-Rezession in vielen Ländern des Euroraums während der Jahre 2011 bis 2013 der scharfen fiskalischen Konsolidierung in diesen Ländern zu.

**36** Insgesamt umfasst der Kreis der für die Bestimmung von konjunkturellen Hochpunkten als aussichtsreich eingestuft Indikatoren mehr als 20 Variablen. In Abhängigkeit von den Zeitreiheneigenschaften der Variablen gehen diese in die Modelle ein, als Veränderungen zum Vorquartal oder Vorjahr oder als Trendabweichung in die Regressionsmodelle ein. Der überwiegende Teil der Indikatoren wurde dem OECD Economic Outlook vom Juni 2020 sowie den Main Economic Indicators der OECD entnommen. Daten zu ausstehenden Krediten stammen von der BIZ. Für fiskalische Variablen wurden nationale Quellen verwendet.

**37** Das betrachtete Gütemaß ist McFaddens adjustiertes  $R^2$ , welches die Aufnahme zusätzlicher erklärender Variablen bestraft, um eine Überanpassung des Modells an die Daten zu verhindern. Andere gängige Informationskriterien liefern ähnliche Ergebnisse. Eine Optimierung des Bestimmtheitsmaßes im strengen Sinne wird dadurch erschwert, dass sich durch die Auswahl der Regressoren oft auch das betrachtete Sample ändert. Die Aussagen dieser Untersuchung bzgl. der Prognosekraft der betrachteten Modelle sind jedoch unbeeinträchtigt.

## Ein Modell zur zeitnahen Bestimmung von Konjunkturwendepunkten und Rezessionswahrscheinlichkeiten für Deutschland

Modelle zur Ermittlung von Rezessionswahrscheinlichkeiten und damit verbundenen konjunkturellen Wendepunkten stützen sich häufig auf nur einen hoch aggregierten Indikator.<sup>1)</sup> Alternativ dazu können viele verschiedene Indikatoren betrachtet werden, die jeweils unterschiedliche Aspekte der Konjunktur abbilden.<sup>2)</sup> Im Folgenden wird auf der Basis von Querschnittsinformationen aus einem großen Datensatz mit einer Vielzahl makroökonomischer und finanzieller Indikatoren<sup>3)</sup> ein neuartiger Modellierungsrahmen vorgestellt, um Rezessionswahrscheinlichkeiten zu schätzen und somit konjunkturelle Wendepunkte vorherzusagen.<sup>4)</sup> Das Verfahren, ein gleitendes Übergangsmodell,<sup>5)</sup> basiert auf der Vorstellung eines klassischen Konjunkturzyklus mit zwei Phasen und erlaubt einen graduellen Übergang zwischen den beiden Regimen. Expansionen und Rezessionen werden dabei durch konjunkturelle Wendepunkte voneinander abgegrenzt. In einem ersten Schritt werden für eine Vielzahl von makroökonomischen und finanziellen Variablen indikatorspezifische Wahrscheinlichkeiten für die Zuordnung zu einer Rezessionsphase geschätzt. Anschließend werden diese zu einer gesamtwirtschaftlichen Rezessionswahrscheinlichkeit verdichtet. Als Maß hierfür wird der Median der indikatorspezifischen Wahrscheinlichkeiten verwendet.



Zur Beurteilung der Eignung dieses Modells wurde eine Simulationsstudie mit einem Pseudo-Echtzeitdatensatz<sup>6)</sup> für Deutschland durchgeführt. Die ursprüngliche Schätzperiode reicht von Januar 1993 bis Dezember 1999. Der Auswertungszeitraum erstreckt sich von Januar 2000 bis August 2020. Dabei wird nicht nur die Rezessionswahrscheinlichkeit zum jeweiligen Zeitpunkt ermittelt, sondern auch die Rezessionswahrscheinlichkeiten für die kommenden Monate prognostiziert. Als Referenz zur Bestimmung der Prognosegüte dient die Ex-post-Rezessionsdatierung des Sachverständigenrats zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (SVR).<sup>7)</sup>

Das Modell identifiziert die letzten beiden vom SVR datierten Rezessionen in Deutschland recht zuverlässig. Allerdings wird vom Modell sowohl der Beginn der Rezession, die durch das Platzen der Dotcom-Blase ausgelöst wurde und die laut SVR von Februar 2001 bis einschließlich Juni 2003 andauerte, als auch der Beginn der großen Rezession, die der SVR heute zwischen Januar 2008 und April 2009 datiert, erst mit einigen Monaten Verspätung

1 Vgl.: Hamilton (2011).

2 Vgl.: Stock und Watson (2010, 2014).

3 Der Datensatz besteht aus ca. 100 Indikatoren. Neben den realwirtschaftlichen Kennziffern wie Industrieproduktion und Auftragseingänge fließen auch Finanzmarktvariablen wie Aktienpreisindizes und Zinsvariablen sowie Stimmungsindikatoren in die Analyse ein.

4 Vgl.: Eraslan und Nöller (2020).

5 Der Modellierungsansatz basiert auf gleitenden Übergangsmodellen (im Englischen „smooth transition autoregressive models“, kurz STAR-Modelle), die von Teräsvirta und Anderson (1992) und Teräsvirta (1994) eingeführt und weiterentwickelt wurden. Die Momentum-Threshold-Autoregressive-Typ-Schwellenwertanpassung (MTAR) wurde von Enders und Granger (1998) vorgeschlagen. Vgl.: Eraslan und Nöller (2020) für die hier angewandte Modellvariante (ST/MTAR).

6 Datenstand vom 8. August 2020. Bei den rekursiven Schätzungen wurden zwar der jeweilige Datenstand bzw. die Publikationsverzögerung der einzelnen Indikatoren repliziert. Allerdings basieren die Schätzungen auf einem Datenstand, der mögliche Revisionen gegenüber der Erstveröffentlichung enthält.

7 Vgl.: Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2017).

angezeigt.<sup>38)</sup> Im ersten Fall diagnostizierte das Modell den Beginn der Rezession vier Monate später auf Mai 2001 (und das Ende bereits auf März 2002), im zweiten Fall zeigt der Median-Nowcast eine Rezessionsphase von Juli 2008 bis Juli 2009 an, also mit einer Zeitverzögerung von sechs Monaten für den Beginn beziehungsweise drei Monaten für das Ende der Rezession. Bei diesem Vergleich ist allerdings zu beachten, dass die Datierung dieser Rezessionsphasen erst sehr viel später erfolgte. In der damaligen Zeit war die Einschätzung bei weitem nicht so klar. Dies galt insbesondere für die große Rezession von 2008/2009, deren Beginn häufig erst später erkannt wurde. Verglichen damit hätte das Modell eine frühzeitige Warnung gegeben. Zudem wies das Modell für den Abschwung 2001 bis 2003 bereits im März 2001 mit einem Nowcast von 10 % sowie Prognosen von fast 50 % für April und von nahezu 80 % für Mai auf eine drastisch steigende Rezessionsgefahr hin.

Auch in jüngerer Zeit gab das Modell Warnsignale. Es zeigte in der zweiten Hälfte des Jahres

2019 erhöhte Rezessionsrisiken an. Anfang 2020 verringerten sie sich allerdings aufgrund guter makroökonomischer Daten für Januar und Februar stark. Am aktuellen Rand sprang die geschätzte Rezessionswahrscheinlichkeit erst Anfang Mai, dann allerdings abrupt, auf 100 %. Die einschneidenden Maßnahmen zur Eindämmung der Coronavirus-Pandemie wurden aber bereits im Laufe des Monats März ergriffen. Es war sofort klar, dass dies zu einem Einbruch der Wirtschaftstätigkeit führen musste. Die Verzögerung des Rezessionssignals lag hier daran, dass das Modell, anders als die Konjunkturbeobachter, die wirtschaftlichen Auswirkungen der Maßnahmen erst Anfang Mai mit Veröffentlichung der makroökonomischen Indikatoren für März berücksichtigen konnte. Dies illustriert wieder die Besonderheit der gegenwärtigen Krise.

<sup>38</sup> Dabei spielt auch eine Rolle, dass viele Konjunkturindikatoren mit einer gewissen zeitlichen Verzögerung veröffentlicht werden.

## Determinanten konjunktureller Hochpunkte

*Unterschiedliche Variablen für Prognose aller ...*

Betrachtet man zunächst wieder eine Definition von Konjunkturphasen, bei welcher auch milde Abwärtsbewegungen als Abschwünge angesehen werden, so bestätigt sich das Ergebnis der Überlebenszeitanalyse. Unabhängig vom untersuchten Prognosehorizont<sup>38)</sup> hat die bisherige Länge von Aufschwüngen einen statistisch signifikanten positiven Einfluss auf die Wahrscheinlichkeit eines konjunkturellen Hochpunkts.<sup>39)</sup> Auch ein niedriger Zinsabstand, also eine flache Zinsstrukturkurve, geht mit einer erhöhten Wahrscheinlichkeit einher, dass ein Aufschwung zeitnah endet. Ähnliches gilt für eine überdurchschnittliche Verschuldung des privaten nichtfinanziellen Sektors, gedämpfte Immobilienpreise und eine besonders überschwängliche Stimmung in der Industrie. Auch der Einbezug von Aktienkursen, der Stimmung der Konsumenten und der Binneninflationsrate, gemessen am BIP-Deflator, verbessert die Prog-

nosekraft des Modells für einen konjunkturellen Hochpunkt.<sup>40)</sup>

Die Zusammenhänge stellen sich wiederum etwas anders dar, wenn man sich auf Aufschwungphasen zwischen Rezessionen konzentriert. Dann ist ein Anstieg des Ölpreises ein wichtiger Indikator für einen nahenden oberen Wendepunkt. Als robuste Indikatoren für bevorstehende Rezessionen erweisen sich aber auch in diesen Fällen die Länge des jeweiligen Auf-

*... und schwerer Abschwünge relevant*

<sup>38</sup> Es wurden Prognosehorizonte von einem bis vier Quartalen untersucht. Zudem wurde die Wahrscheinlichkeit geschätzt, dass ein Aufschwung in einem der nächsten vier Quartale endet.

<sup>39</sup> Im Folgenden wird die statistische Signifikanz der Regressionskoeffizienten diskutiert. Diese beschreiben den Effekt einer marginalen Änderung der jeweiligen erklärenden Variable auf das logarithmierte Chancenverhältnis für das Eintreten eines Hochpunkts.

<sup>40</sup> Gleichwohl hängt das Auftreten von Hochpunkten nicht statistisch signifikant mit den Aktienkursen oder dem BIP-Deflator zusammen.

schwungs und die Zinsdifferenz.<sup>41)</sup> Auch eine überdurchschnittliche Teuerungsrate geht mit einer erhöhten Wahrscheinlichkeit für einen Hochpunkt im Folgequartal einher. Das Vorzeichen der Effekte von Immobilien- und Aktienpreisen sowie der ausstehenden Kredite – jeweils gemessen als Abweichung von ihren Wachstumstrends – hängt stark von der betrachteten Verzögerung ab. Zudem verbessern verzögerte Werte der ausgewählten Variablen die Aussagekraft des Modells deutlich, auch wenn sie für sich genommen keinen statistisch signifikanten Einfluss auf die Eintrittswahrscheinlichkeit eines Hochpunkts haben.

*Ergebnisse mit  
Vorsicht zu  
interpretieren*

Die Regressionskoeffizienten variieren teilweise stark mit der Abgrenzung der Hochpunkte, der Auswahl der erklärenden Variablen, dem zugrunde liegenden Länderkreis und dem Prognosehorizont. Ein Grund hierfür dürfte sein, dass viele Indikatoren ähnliche Informationen über nahende Wendepunkte beinhalten. Bei länderspezifischen Regressionen bestätigt sich zumeist das Bild, dass die Länge des Aufschwungs und der Zinsabstand gute Prädiktoren für nahende Hochpunkte sind. Für solche Hochpunkte, auf die Rezessionen folgen, gilt dies für Zinsabstände. In diesem Zusammenhang ist außerdem zu beachten, dass die Koeffizienten nur historische Korrelationsmuster reflektieren. Diese dürften durchaus Hinweise auf die treibenden Kräfte hinter konjunkturellen Umschwüngen enthalten. So könnte beispielsweise die Ölkrise im Jahr 1973 auch als Ursache für den folgenden Abschwung interpretiert werden. Finanzmarktgrößen, aber auch umfragebasierte Kennziffern reagieren hingegen vermutlich oft nur deshalb im Vorfeld von Konjunkturumbrüchen, weil diese von Marktteilnehmern und Befragten antizipiert werden. Zudem ist nicht auszuschließen, dass nicht erfasste Faktoren für das Auftreten konjunktureller Hochpunkte bedeutsam sind. Aus diesen Gründen ist der statistische Einfluss einzelner Variablen mit Vorsicht zu interpretieren.

## Prognose von Konjunkturabschwüngen

Maßgeblich für die Vorhersage von Wirtschaftsabschwüngen ist die vom Modell prognostizierte Wahrscheinlichkeit für das Ende eines Aufschwungs. Diese steigt vor Konjunkturdellen, insbesondere aber vor Rezessionen, in der Regel steil an. So wurde etwa eine zunehmende Fragilität des Aufschwungs im Vorfeld der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise für fast alle großen Fortgeschrittenen Volkswirtschaften angezeigt. Flache Zinsstrukturkurven, eine hohe private Verschuldung, einknickende Aktienkurse, aber auch eine überdurchschnittliche Länge des bisherigen Aufschwungs deuteten auf einen bevorstehenden Wendepunkt hin. Noch klarere Ausschläge verzeichneten die Rezessionswahrscheinlichkeiten für die USA zur Jahrtausendwende und somit vor dem mit dem Platzen der Dotcom-Blase assoziierten Konjunktüreinbruch sowie in Japan im Vorgriff auf die schwere Wirtschaftskrise Anfang der 1990er Jahre.

Die binären Regressionen scheinen also wertvolle Informationen über nahende Hochpunkte und drohende Abschwüngen zu liefern. Für eine genauere Beurteilung der Güte eines Prognosemodells werden dessen Vorhersagen typischerweise den tatsächlich eingetretenen Fällen gegenübergestellt. Hierzu werden aus den prognostizierten Modellwahrscheinlichkeiten Warnsignale abgeleitet, die mit den tatsächlichen konjunkturellen Wendepunkten verglichen werden. Zu diesem Zweck wird ein Schwellenwert gesucht, bei dessen Übertreten die vorhergesagte Wahrscheinlichkeit ein möglichst verlässliches Signal für einen anstehenden Abschwung sendet. Wird dieser zu hoch gesetzt, werden mögliche Signale für Abschwüngen verpasst. Wird er zu niedrig gelegt, ist mit einem hohen Anteil an Fehlsignalen zu rechnen. Sowohl für

*Modelle zeigen  
vor Krisen in der  
Regel zunehmende  
Fragilität des Auf-  
schwungs an*

*Genauere  
Modell-  
evaluation  
erfordert  
Bestimmung  
von Rezessions-  
signalen*

<sup>41</sup> Der Zusammenhang der Aufschwungsdauer mit der Eintrittswahrscheinlichkeit eines Hochpunkts ist bei Aufschwüngen, die in einer Rezession enden, schwächer als bei Aufschwüngen, die in Wachstumsdellen übergehen. Dies deckt sich mit den Ergebnissen der Survival-Analyse.

Hochpunkte, die den Beginn von Wachstumsdellen markieren, als auch für solche, die von tiefen Rezessionen gefolgt sind, legen Verfahren zur Grenzwertoptimierung einen Schwellenwert von 8% für das Senden eines Signals nahe.<sup>42)</sup>

*Frühwarnsignale zwar häufig auch fehlerhaft, ...*

Betrachtet man zunächst die breite Wendepunktdefinition, so ordnet das Modell für diesen Schwellenwert gut drei Viertel aller Beobachtungen richtig in solche ohne und mit Hochpunkten ein. Nur wenig höher liegt die Fehlerquote, wenn ausschließlich die Hochpunkte selbst betrachtet werden. Lediglich ein Drittel wurde im Nachgang nicht identifiziert. Allerdings schlägt das Modell in vielen Fällen Alarm, in denen die Konjunktur nicht umschlug. Nichtsdestotrotz kann man festhalten, dass die Wahrscheinlichkeit für einen Hochpunkt deutlich höher liegt, wenn das Modell ein Signal sendet, als wenn dies nicht der Fall ist. Im Vergleich zu einer naiven Prognose, die für jedes Quartal die unbedingte Wahrscheinlichkeit für einen Hochpunkt ansetzt, stellt die modellgestützte Vorhersage eine klare Verbesserung dar.

*... insbesondere Rezessionen im Vorfeld aber oft erkannt*

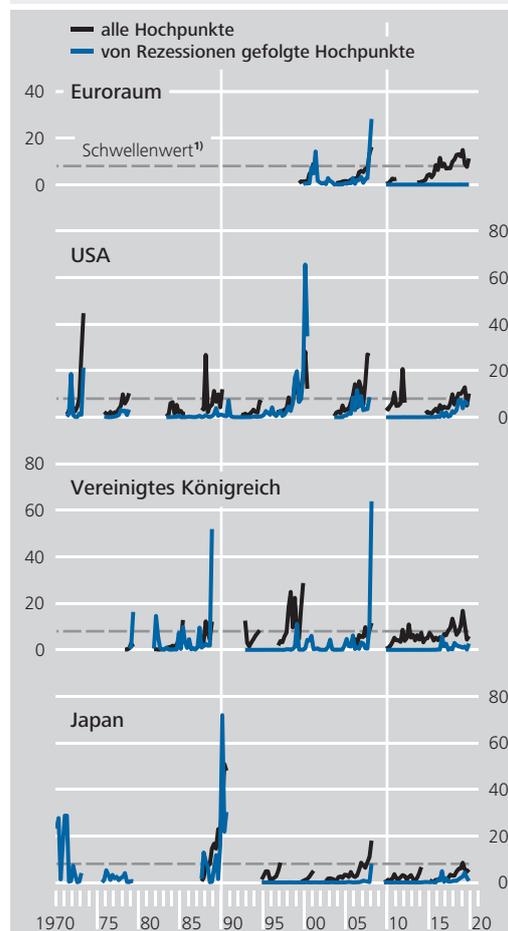
Noch informativer ist das binäre Regressionsmodell, wenn man die Vorhersage auf Rezessionen beschränkt. Hier werden fast alle Beobachtungen korrekt bestimmt. Auch der Anteil der richtig bestimmten Hochpunkte ist deutlich höher als im vorherigen Fall. Gleichzeitig stellt sich aber weiterhin die klare Mehrheit der Signale als falsch dar. Dennoch liefert das Modell im Vergleich zu naiven Prognosen einen erheblichen Informationsgewinn. Zwar folgte nicht auf jede Ankündigung tatsächlich eine Rezession, der Beginn einer solchen kündigte sich allerdings oftmals deutlich an.<sup>43)</sup>

*Pandemiebedingte Wirtschaftskrise nicht prognostizierbar*

Ein Gegenbeispiel stellt der globale Wirtschaftseinbruch im ersten Quartal des laufenden Jahres dar. Zwar mehrten sich im letzten Jahr in vielen Ländern die Anzeichen für eine bevorstehende Wachstumsdelle. Die Gefahr einer Rezession wurde jedoch für die nähere Zukunft als gering eingestuft. Nur in den USA war ein leichter An-

### Historische Wahrscheinlichkeiten für konjunkturelle Hochpunkte in ausgewählten Ländern<sup>1)</sup>

in %, vierteljährlich



\* Jeweilige Schätzzeiträume beginnen mit ersten eingetragenen Wahrscheinlichkeiten. <sup>1</sup> Schwellenwert von 8%, über dem eine prognostizierte Wahrscheinlichkeit als ein Signal für einen Hochpunkt im jeweiligen Quartal gedeutet wird.

Deutsche Bundesbank

stieg der Rezessionswahrscheinlichkeit zu verzeichnen, der auf einen negativen Zinsabstand zurückzuführen war. Die Covid-19-Pandemie

<sup>42</sup> Hier wird der Informationsgehalt von Signalen bestimmt, wobei die Wahrscheinlichkeit, dass ein Signal an einem Hochpunkt ausgelöst wird, mit der Wahrscheinlichkeit, dass ein Signal einen falschen Alarm darstellt, ins Verhältnis gesetzt wird. Um Warnsignale zu identifizieren, ist die Vermeidung von Fehlern erster Art (verpasste Hochpunkte) von größerer Bedeutung. Daher werden in der Folge entsprechend eher niedrige Schwellenwerte gewählt. Vgl. hierzu auch: Bussiere und Fratzscher (2006).

<sup>43</sup> In fast der Hälfte aller Fälle folgte auf einen als Fehlsignal gedeuteten Anstieg der Wendepunktswahrscheinlichkeit mit einer Verzögerung von wenigen Quartalen doch eine Rezession. Die Prognosemodelle hätten somit auch in diesen Situationen auf eine hohe Fragilität des Aufschwungs hingewiesen.

## Zuverlässigkeit der Signale und damit verbundene Wahrscheinlichkeiten für einen Hochpunkt

Schwellenwert für das Senden eines Signals: 8%

Zustand	Alle Hochpunkte			von Rezessionen gefolgte Hochpunkte		
	kein Signal	Signal	Gesamt	kein Signal	Signal	Gesamt
kein Hochpunkt	535	152	687	1 112	54	1 166
Hochpunkt	17	32	49	5	21	26
Gesamt	552	184	736	1 117	75	1 192
Anteil korrekt bestimmter Beobachtungen	77,0 %			95,1 %		
Anteil korrekt bestimmter Hochpunkte	65,3 %			80,8 %		
Anteil der falschen Signale	82,6 %			72,0 %		
Unbedingte Wahrscheinlichkeit für einen Hochpunkt	6,7 %			2,2 %		
Wahrscheinlichkeit für einen Hochpunkt, wenn Signal	17,4 %			28,0 %		
Wahrscheinlichkeit für Hochpunkt, wenn kein Signal	3,1 %			0,4 %		

Deutsche Bundesbank

selbst und ihre Folgen konnten jedoch nur diagnostiziert, aber nicht mit einem größeren Vorlauf vorhergesagt werden.

## Resümee

Zusammenfassend lässt sich festhalten, dass es mithilfe der quantitativen Konjunkturanalyse gelingen kann, fragile gesamtwirtschaftliche Aufwärtsbewegungen zu identifizieren und auch Abschwünge vorherzusehen. Insbesondere Rezessionen scheinen – zumindest in der Rückschau – oftmals ihren Schatten vorauszuwerfen. Dennoch bleibt einzugestehen, dass die hier vorgestellten Modelle einige mitunter tiefe Abschwünge nicht rechtzeitig erkannt haben. In der laufenden Konjunkturbeobachtung könnten Wendepunkte sogar noch häufiger verpasst werden. Das liegt nicht zuletzt daran, dass sich Charakteristika von Abschwüngen oftmals im Detail von den in vergangenen Zyklen beobachteten Mustern unterscheiden. Gerade die Besonderheiten der jeweils aktuellen Situation spiegeln sich aber noch nicht in den geschätzten Prognosegleichungen wider.

Juni 2008 in ihrer Prognose für die Jahre 2008 und 2009 ein eher hohes Expansionstempo.<sup>44</sup> Sechs Monate später wurde für das Jahr 2009 ein in der Grundtendenz flaches BIP-Verlaufsprofil in Aussicht gestellt.<sup>45</sup> Gemäß des aktuellen Datenstandes gab die deutsche Wirtschaftsleistung im Zuge der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise aber bereits ab dem Frühjahr 2008 spürbar nach und brach im Jahresverlauf 2009 um 3,3 % ein. Auch der Internationale Währungsfonds sah in den vergangenen 30 Jahren in den veröffentlichten Projektionen kaum einen BIP-Rückgang voraus. Selbst in Krisenzeiten waren die Einschätzungen für das jeweils laufende Jahr noch in etwa der Hälfte der Fälle zu rosig. Ähnlich schlecht schnitten in der Vergangenheit auch andere nationale und internationale Organisationen sowie Analysten aus der Privatwirtschaft ab.<sup>46</sup>

Für diese insgesamt dürftige Bilanz werden verschiedene Erklärungsansätze diskutiert. Manche legen nahe, dass Menschen im Allgemeinen dazu tendieren, an einmal gefassten Einschätzungen festzuhalten und neuen Informationen, die diese infrage stellen, zunächst nicht die er-

Erklärungsansätze

Nicht alle Rezessionen vorhersehbar

Auch professionelle Konjunkturbeobachter häufig von Krisen überrascht

Ein Blick auf die Treffgenauigkeit der Urteile von Fachleuten bestätigt, wie herausfordernd die Antizipation konjunktureller Abschwünge ist. So erwartete etwa auch die Bundesbank noch im

<sup>44</sup> Vgl.: Deutsche Bundesbank (2008a).

<sup>45</sup> Vgl.: Deutsche Bundesbank (2008b).

<sup>46</sup> Vgl. hierzu: Loungani (2001) sowie An et al. (2018).

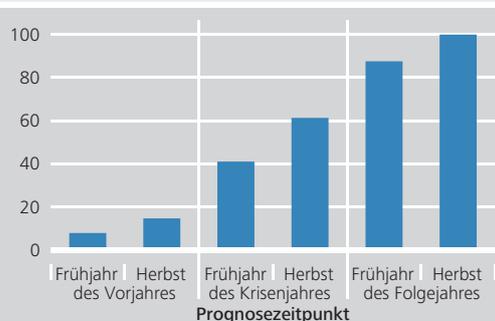
forderliche Bedeutung beizumessen.<sup>47)</sup> Es kann auch vorkommen, dass eine Rezession – insbesondere bei einem milderen Verlauf – in den vorläufigen Datenständen der Konjunkturindikatoren zunächst nur schwer zu identifizieren ist. Gesamtwirtschaftliche Prognosen würden daher trotz Anzeichen für eine Verschlechterung der Lage zu langsam angepasst. Andere Erklärungen setzen an den Anreizen für Konjunkturforscher an. So dürften diese etwa vor der Vorhersage einer Rezession zurückschrecken, wenn sie im Falle eines Fehlurteils große Kosten, etwa in Form von Reputations- einbußen, zu befürchten hätten.<sup>48)</sup> Bei den Projektionen internationaler Organisationen könnten zudem politische Motive oder die Sorge, eine pessimistische Prognose könnte sich „selbst erfüllen“, bedeutsam sein.<sup>49)</sup> Zu guter Letzt besteht aber auch die Möglichkeit, dass das Bild dadurch getrübt wird, dass in manchen Fällen drohende Abschwünge frühzeitig erkannt und durch vorausschauende Wirtschaftspolitik unterbunden wurden. Solche verhinderten Rezessionen würden nicht in die Statistik einfließen.

*Prognose-  
modelle wich-  
tiges Hilfsmittel  
zur Identifikation  
von Anfällig-  
keiten*

Auch wenn diese Faktoren sicher eine gewisse Rolle spielen, spricht am Ende doch vieles dafür, dass einige Abschwünge schlichtweg nicht vorhersehbar sind. Hinreichend große Schocks können auch Volkswirtschaften in Rezessionen stürzen, die zuvor wenig anfällig schienen. Die jüngste globale Wirtschaftskrise infolge der Coronavirus-Pandemie unterstreicht dies noch einmal. Ausgebliebene Warnungen seitens der

### Treffsicherheit der Rezessionsprognosen des IWF<sup>\*)</sup>

Anteile der korrekt vorhergesehenen BIP-Rückgänge in %



Quelle: IWF und eigene Berechnungen. \* Sämtliche Projektionen aus den Frühjahrs- und Herbstausgaben des World Economic Outlook für alle Länder und Ländergruppen seit 1991 berücksichtigt. Herbstausgabe des Folgejahres für Einordnung der BIP-Entwicklung maßgeblich.

Deutsche Bundesbank

Wirtschaftsforschung vor einem unmittelbar bevorstehenden Konjunktumschwung sind in solchen Situationen daher auch nicht als ein Versagen der Wissenschaft einzuordnen. Die Konjunkturforschung kann aber auf Fehlentwicklungen oder mögliche Übertreibungen und ein in der Folge gestiegenes Rezessionsrisiko hinweisen. Quantitative Methoden sind hierbei ein wichtiges Hilfsmittel.

<sup>47</sup> Dieses Argument wurde erstmals von Nordhaus (1987) formuliert.

<sup>48</sup> Vgl.: Zellner (1986).

<sup>49</sup> So wurde in einer unabhängigen Überprüfung der IWF-Prognosen, die im Umfeld großer Unterstützungsprogramme veröffentlicht worden waren, eine systematisch zu optimistische Einschätzung der Wirtschaftsperspektiven festgestellt. Vgl.: Independent Evaluation Office of the International Monetary Fund (2014).

## ■ Literaturverzeichnis

An, Z., J.T. Jalles und P. Loungani (2018), How well do economists forecast recessions?, *International Finance*, Vol. 21 (2), S. 100–121.

Andersson, M. und A. D’Agostino (2008), Are sectoral stock prices useful for predicting euro area GDP?, *ECB Working Paper Series*, Nr. 876.

Bauer, M.D. und T.M. Mertens (2018), Economic Forecasts with the Yield Curve, *FRBSF Economic Letter*, Nr. 7.

Baxter, M. und M.A. Kouparitsas (2005), Determinants of business cycle comovement: A robust analysis, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52 (1), S. 113–157.

Boissay, F., F. Collard und F. Smets (2016), Booms and Banking Crises, *Journal of Political Economy*, Vol. 124 (2), S. 489–538.

Borio, C., M. Drehmann und D. Xia (2019), Predicting recessions: financial cycle versus term spread, *BIS Working Paper*, Nr. 818.

Brock, W.A. und L.J. Mirman (1972), Optimal Economic Growth And Uncertainty: The Discounted Case, *Journal of Economic Theory*, Vol. 4 (3), S. 479–513.

Bry, G. und C. Boschan (1971), *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, National Bureau of Economic Research, New York.

Burns, A.F. und W.C. Mitchell (1946), *Measuring Business Cycles*, National Bureau of Economic Research, New York.

Burnside, C. (1998), Detrending and business cycle facts: A comment, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41 (3), S. 513–532.

Bussiere, M. und M. Fratzscher (2006), Towards a new early warning system of financial crises, *Journal of International Money and Finance*, Vol. 25 (6), S. 953–973.

Canova, F. (1998), Detrending and business cycle facts, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 41 (3), S. 475–512.

Carare, A. und A. Mody (2012), Spillovers of Domestic Shocks: Will They Counteract the 'Great Moderation'?, *International Finance*, Vol. 15 (1), S. 69–97.

Carstensen, K., M. Heinrich, M. Reif und M.H. Wolters (2020), Predicting ordinary and severe recessions with a three-state Markov-switching dynamic factor model: An application to the German business cycle, *International Journal of Forecasting*, Vol. 36 (3), S. 829–850.

Castro, V. (2010), The duration of economic expansions and recessions: More than duration dependence, *Journal of Macroeconomics*, Vol. 32 (1), S. 347–365.

Centre for Economic Policy Research (2020), *Chronology of Euro Area Business Cycles*, <https://eabcn.org/dc/chronology-euro-area-business-cycles>, abgerufen am 10. August 2020.

Centre for Economic Policy Research (2012), *Euro Area Business Cycle Dating Committee: Methodological note*, <https://cepr.org/Data/Dating/Dating-Methodology-Nov-2012.pdf>, abgerufen am 19. Oktober 2020.

Centre for Economic Policy Research (2003), *Dating Committee Findings 22 September 2003*, <https://cepr.org/PRESS/Dating-Committee-Findings-22-September-2003.pdf>, abgerufen am 12. Oktober 2020.

Cleves, M., W. Gould, R. Gutierrez und Y. Marchenko (2008), *An Introduction to Survival Analysis using Stata*, 2. Ausgabe, Stata Press, College Station, TX.

Deutsche Bundesbank (2014), *Realwirtschaftliche Anpassungsprozesse und Reformmaßnahmen*, Monatsbericht, Januar 2014, S. 21–40.

Deutsche Bundesbank (2010), *Zur Konstruktion eines neuen Frühindikators für die Weltwirtschaft*, Monatsbericht, Mai 2010, S. 18–19.

Deutsche Bundesbank (2008a), *Perspektiven der deutschen Wirtschaft – Gesamtwirtschaftliche Vorausschätzungen 2008 und 2009*, Monatsbericht, Juni 2008, S. 17–30.

Deutsche Bundesbank (2008b), *Perspektiven der deutschen Wirtschaft – Gesamtwirtschaftliche Vorausschätzungen 2009 und 2010*, Monatsbericht, Dezember 2008, S. 17–30.

Diebold, F.X. und G.D. Rudebusch (1990), *A Nonparametric Investigation of Duration Dependence in the American Business Cycle*, *Journal of Political Economy*, Vol. 98 (3), S. 596–616.

Enders, W. und C.W.J. Granger (1998), *Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates*, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 16 (3), S. 304–311.

Eraslan, S. und M. Nöller (2020). *Recession probabilities falling from the STARs*, Diskussionspapier der Deutschen Bundesbank, Nr. 08/2020.

Estrella, A. und F.S. Mishkin (1998), *Predicting U.S. Recessions: Financial Variables as Leading Indicators*, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80 (1), S. 45–61.

Estrella, A. und F.S. Mishkin (1997), *The predictive power of the term structure of interest rates in Europe and the United States: Implications for the European Central Bank*, *European Economic Review*, Vol. 41 (7), S. 1375–1401.

Europäische Zentralbank (2019), *Die gesamtwirtschaftliche Expansion in Industrieländern außerhalb des Euro-Währungsgebiets – aktueller Stand und künftige Entwicklung*, *Wirtschaftsbericht*, Ausgabe 2/2019, S. 43–47.

Fagan, G., J. Henry und R. Mestre (2005), *An area-wide model for the euro area*, *Economic Modelling*, Vol. 22 (1), S. 39–59.

Fornari, F. und W. Lemke (2010), *Predicting recession probabilities with financial variables over multiple horizons*, *ECB Working Paper Series*, Nr. 1255.

Frisch, R. (1933), *Propagation problems and impulse problems in dynamic economics*, in *Economic Essays in Honour of Gustav Cassel*, Allen & Unwin, London.

Goodfriend, M. und R.G. King, (2005), *The incredible Volcker disinflation*, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52 (5), S. 981–1015.

Gorton, G. und G. Ordoñez (2014), Collateral Crises, *American Economic Review*, Vol. 104 (2), S. 343–378.

Grigoraș, V. und I. E. Stanciu (2016), New evidence on the (de)synchronisation of business cycles: Reshaping the European business cycle, *International Economics*, Vol. 147, S. 27–52.

Hamilton, J. D. (2018), Why You Should Never Use the Hodrick-Prescott Filter, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 100 (5), S. 831–843.

Hamilton, J. D. (2011), Calling recessions in real time, *International Journal of Forecasting*, Vol. 27 (4), S. 1006–1026.

Harding, D. und A. Pagan (2002), Dissecting the cycle: a methodological investigation, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 49 (2), S. 365–381.

Heimberger, P. (2017), Did fiscal consolidation cause the double-dip recession in the euro area?, *Review of Keynesian Economics*, Vol. 5 (3), S. 439–458.

Hodrick, R. J. (2020), An Exploration of Trend-Cycle Decomposition Methodologies in Simulated Data, NBER Working Paper, Nr. 26750.

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

Hoffmann, M., M. Kliem, M. Krause, S. Moyen und R. Sauer (2020), Rebalancing the euro area: Is wage adjustment in Germany the answer?, *Diskussionspapier der Deutschen Bundesbank*, Nr. 17/2020.

Independent Evaluation Office of the International Monetary Fund (2014), *IMF Forecasts: Process, Quality, and Country Perspectives*, Evaluation Report.

Kilian, L. und R. J. Vigfusson (2017), The Role of Oil Price Shocks in Causing U. S. Recessions, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 49 (8), S. 1747–1776.

Kose, M. A., C. Otrok und C. H. Whiteman (2008), Understanding the evolution of world business cycles, *Journal of International Economics*, Vol. 75 (1), S. 110–130.

Kose, M. A., C. Otrok und C. H. Whiteman (2003), International Business Cycles: World, Region, and Country-Specific Factors, *American Economic Review*, Vol. 93 (4), S. 1216–1239.

Kydland, F. E. und E. C. Prescott (1982), Time to Build and Aggregate Fluctuations, *Econometrica*, Vol. 50 (6), S. 1345–1370.

Lancaster, T. (1992), *The Econometric Analysis of Transition Data*, *Econometric Society Monographs*, Nr. 17, Cambridge University Press.

Loungani, P. (2001), How accurate are private sector forecasts? Cross-country evidence from consensus forecasts of output growth, *International Journal of Forecasting*, Vol. 17 (3), S. 419–432.

Lucas, R. E. (1972), Expectations and the Neutrality of Money, *Journal of Economic Theory*, Vol. 4 (2), S. 103–124.

Mills, L. (1988), Can Stock Prices Reliably Predict Recessions?, *Business Review*, Federal Reserve Bank of Philadelphia, S. 3–14.

National Bureau of Economic Research (2020a), The NBER's Recession Dating Procedure, <https://www.nber.org/cycles/recessions.pdf>, abgerufen am 15. September 2020.

National Bureau of Economic Research (2020b), US Business Cycle Expansions and Contractions, <https://www.nber.org/cycles.html>, abgerufen am 10. August 2020.

Ng, E. C. Y. (2010), Production fragmentation and business-cycle comovement, *Journal of International Economics*, Vol. 82 (1), S. 1–14.

Nilsson, R. und G. Gyomai (2011), Cycle Extraction: A Comparison of the Phase-Average Trend Method, the Hodrick-Prescott and Christiano-Fitzgerald Filters, *OECD Statistics Working Papers*, Nr. 2011/04.

Nordhaus, W. (1987), Forecasting Efficiency: Concepts and Applications, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 69 (4), S. 667–674.

OECD (2020), *OECD Economic Outlook*, Vol. 2020 (1), OECD Publishing, Paris.

Orphanides, A. und S. van Norden (2002), The Unreliability of Output-Gap Estimates in Real Time, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 84 (4), S. 569–583.

Paul, P. (2020), A macroeconomic model with occasional financial crises, *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 112, S. 1–21.

Rudebusch, G. D. (2016), Will the Economic Recovery Die of Old Age?, *FRBSF Economic Letter*, Nr. 2016-03.

Rudebusch, G. D. und J. C. Williams (2009), Forecasting Recessions: The Puzzle of the Enduring Power of the Yield Curve, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 27 (4), S. 492–503.

Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung (2017), *Konjunkturzyklen der deutschen Volkswirtschaft, Jahrgutachten 2017/18: Für eine zukunftsorientierte Wirtschaftspolitik*, November 2017, S. 134–135.

Slutzky, E. (1937), The Summation of Random Causes as the Source of Cyclic Processes, *Econometrica*, Vol. 5 (2), S. 105–146.

Stock, J. H. und M. W. Watson (2014), Estimating turning points using large data sets, *Journal of Econometrics*, Vol. 178 (2), S. 368–381.

Stock, J. H. und M. W. Watson (2010), Indicators for Dating Business Cycles: Cross-History Selection and Comparisons, *American Economic Review*, Vol. 100 (2), S. 16–19.

Stock, J. H. und M. W. Watson (2005), Understanding Changes in International Business Cycle Dynamics, *Journal of the European Economic Association*, Vol. 3 (5), S. 968–1006.

Teräsvirta, T. (1994), Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89 (425), S. 208–218.

Teräsvirta, T. und H. M. Anderson (1992), Characterizing Nonlinearities in Business Cycles Using Smooth Transition Autoregressive Models, *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 7 (1), S. 119–136.

Tian, R. und G. Shen (2019), Predictive power of Markovian models: Evidence from US recession forecasting, *Journal of Forecasting*, Vol. 38 (6), S. 525–551.

Zarnowitz, V. und A. Ozyildirim (2006), Time series decomposition and measurement of business cycles, trends and growth cycles, *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53 (7), S. 1717–1739.

Zellner, A. (1986), Biased predictors, rationality and the evaluation of forecasts, *Economics Letters*, Vol. 21 (1), S. 45–48.

**Regressionstabelle zur Prognose von Hochpunkten über verschiedene Zeithorizonte  
 (alle Hochpunkte berücksichtigt) <sup>o)</sup>**

Position	(1) HP in $t+1$	(2) HP in $t+2$ <sup>5)</sup>	(3) HP in $t+3$ <sup>5)</sup>	(4) HP in $t+4$ <sup>5)</sup>	(5) HP in $t+1$ bis $t+4$
Länge	0,094** (0,046)	0,100** (0,042)	0,095** (0,038)	0,093** (0,041)	0,096** (0,047)
Zinsspread <sub>t</sub> <sup>1)</sup>	-0,405*** (0,113)	-0,213* (0,128)	-0,127 (0,165)	-0,135 (0,165)	-0,269* (0,143)
Aktienpreisindex <sub>t</sub> <sup>2)</sup>	-0,044 (0,032)	-0,014 (0,023)	0,013 (0,028)	0,013 (0,035)	-0,009 (0,012)
Industriestimmung <sub>t</sub>	0,069*** (0,018)	0,032 (0,034)	0,002 (0,032)	0,024 (0,033)	0,036** (0,014)
Industriestimmung <sub>t-1</sub>	-0,031** (0,015)	-0,003 (0,036)	0,021 (0,033)	-0,001 (0,030)	-0,006 (0,014)
Konsumentenstimmung <sub>t</sub>	-0,082* (0,045)	-0,058 (0,047)	-0,030 (0,026)	0,084** (0,042)	-0,013 (0,036)
Konsumentenstimmung <sub>t-1</sub>	0,083** (0,038)	0,086*** (0,031)	0,079*** (0,026)	-0,036 (0,036)	0,044* (0,025)
BIP-Deflator <sub>t</sub> <sup>2)</sup>	-0,183 (0,175)	-0,231 (0,329)	-0,282 (0,236)	0,136 (0,361)	-0,107 (0,256)
BIP-Deflator <sub>t-1</sub> <sup>2)</sup>	-0,275 (0,323)	-0,155 (0,222)	0,205 (0,327)	0,132 (0,162)	0,043 (0,211)
Kredite/BIP <sub>t</sub> <sup>3)</sup>	0,045*** (0,014)	0,052*** (0,010)	0,054*** (0,009)	0,052*** (0,010)	0,063*** (0,012)
Immobilienpreisindex <sub>t</sub> <sup>4)</sup>	-0,021*** (0,005)	-0,022*** (0,005)	-0,021*** (0,005)	-0,022*** (0,006)	-0,027*** (0,006)
Konstante	-3,320*** (0,900)	-3,443*** (0,875)	-3,438*** (0,809)	-3,577*** (0,840)	-1,741** (0,848)
Länder	9	9	9	9	9
Länderdummies	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	736	734	732	729	736
McFaddens adjustiertes $R^2$	0,042	0,011	0,009	0,009	0,099

<sup>o)</sup> Robuste und geclusterte Standardfehler in Klammern \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1. **1** Differenz zwischen lang- und kurzfristigem Zins. **2** Veränderungsrate gegenüber Vorquartal. **3** Abweichung von linearem Trend. **4** Abweichung von log-linearem Trend. **5** Unter Annahme eines bis dahin anhaltenden Aufschwungs.

Regressionstabelle zur Prognose von Hochpunkten über verschiedene Zeithorizonte  
 (nur Hochpunkte, die von Rezessionen gefolgt sind) <sup>o)</sup>

Position	(1) HP in $t+1$	(2) HP in $t+2$ <sup>5)</sup>	(3) HP in $t+3$ <sup>5)</sup>	(4) HP in $t+4$ <sup>5)</sup>	(5) HP in $t+1$ bis $t+4$
Länge	0,042** (0,017)	0,036** (0,017)	0,020 (0,016)	0,024 (0,016)	0,029* (0,015)
Zinsspread <sub>t</sub> <sup>1)</sup>	-1,614*** (0,450)	-1,438*** (0,349)	0,054 (0,346)	-0,427 (0,371)	-0,767*** (0,104)
Zinsspread <sub>t-1</sub> <sup>1)</sup>	0,521*** (0,198)	1,199*** (0,363)	-0,668 (0,579)	-0,274 (0,873)	0,124 (0,183)
Zinsspread <sub>t-2</sub> <sup>1)</sup>	0,339 (0,415)	-0,296 (0,453)	0,332 (0,308)	0,374 (0,755)	0,134 (0,279)
BIP-Deflator <sub>t</sub> <sup>2)</sup>	0,673* (0,353)	1,166** (0,500)	0,432 (0,360)	0,244 (0,223)	0,564** (0,276)
BIP-Deflator <sub>t-1</sub> <sup>2)</sup>	0,856* (0,497)	0,198 (0,431)	0,385** (0,176)	0,061 (0,362)	0,331 (0,232)
BIP-Deflator <sub>t-2</sub> <sup>2)</sup>	0,207 (0,290)	0,114 (0,187)	-0,032 (0,286)	0,579*** (0,154)	0,350 (0,216)
Immobilienpreisindex <sub>t</sub> <sup>3)</sup>	-0,070 (0,072)	0,179 (0,138)	-0,025 (0,113)	0,198*** (0,073)	0,050 (0,050)
Immobilienpreisindex <sub>t-1</sub> <sup>3)</sup>	0,222* (0,119)	-0,254 (0,247)	0,212 (0,199)	-0,206 (0,133)	0,026 (0,051)
Immobilienpreisindex <sub>t-2</sub> <sup>3)</sup>	-0,112 (0,104)	0,110 (0,130)	-0,160* (0,091)	0,034 (0,070)	-0,047 (0,034)
Kredite/BIP <sub>t</sub> <sup>4)</sup>	0,031 (0,138)	0,498*** (0,124)	0,083 (0,076)	0,016 (0,095)	0,169** (0,082)
Kredite/BIP <sub>t-1</sub> <sup>4)</sup>	0,561*** (0,162)	-0,584** (0,232)	0,031 (0,084)	0,119 (0,151)	0,005 (0,063)
Kredite/BIP <sub>t-2</sub> <sup>4)</sup>	-0,688*** (0,241)	0,007 (0,177)	-0,183* (0,101)	-0,200*** (0,073)	-0,242*** (0,069)
Aktienpreisindex <sub>t</sub> <sup>3)</sup>	-5,505 (4,591)	-5,040* (2,728)	2,849 (3,228)	2,221 (4,995)	-0,357 (1,727)
Aktienpreisindex <sub>t-1</sub> <sup>3)</sup>	2,039 (8,054)	5,930 (4,794)	-1,492 (5,548)	0,803 (7,835)	0,807 (1,250)
Aktienpreisindex <sub>t-2</sub> <sup>3)</sup>	6,084 (4,068)	1,870 (4,054)	1,346 (4,543)	-0,153 (3,208)	2,311 (1,505)
Ölpreis <sub>t</sub> <sup>3)</sup>	0,038*** (0,009)	0,012 (0,016)	0,001 (0,010)	0,006 (0,019)	0,012*** (0,004)
Ölpreis <sub>t-1</sub> <sup>3)</sup>	-0,014 (0,018)	0,000 (0,013)	0,006 (0,018)	-0,006 (0,015)	-0,005 (0,006)
Ölpreis <sub>t-2</sub> <sup>3)</sup>	0,029** (0,014)	0,001 (0,024)	-0,016 (0,020)	0,014 (0,012)	0,002 (0,010)
Konstante	-11,329*** (2,973)	-9,899*** (2,539)	-7,382*** (2,062)	-8,016*** (2,036)	-7,232*** (2,013)
Länder	9	9	9	9	9
Länderdummies	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Beobachtungen	1 192	1 187	1 182	1 147	1 192
McFaddens adjustiertes $R^2$	0,195	0,101	-0,044	-0,029	0,227

<sup>o)</sup> Robuste und geclusterte Standardfehler in Klammern \*\*\* p<0,01; \*\* p<0,05; \* p<0,1. **1** Differenz zwischen lang- und kurzfristigem Zins. **2** Veränderungsrate gegenüber Vorquartal. **3** Abweichung von log-linearem Trend. **4** Abweichung von linearem Trend. **5** Unter Annahme eines bis dahin anhaltenden Aufschwungs.