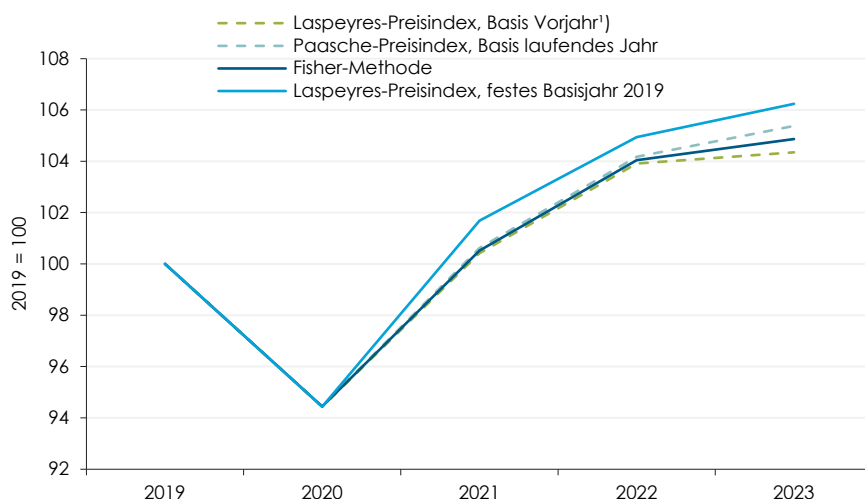


Der Einfluss des Preisbereinigungsverfahrens auf die Messung der Wirtschaftsentwicklung in Krisenzeiten

Marcus Scheiblecker

- Die Preisbereinigung von volkswirtschaftlichen Aggregaten kann mit verschiedenen Verfahren erfolgen, die zu unterschiedlichen Ergebnissen führen.
- Die hierfür verwendeten Indizes beruhen auf Gewichten, die auf unterschiedlichen Basisperioden gründen.
- Solange diese Gewichte nur geringen Veränderungen über die Zeit ausgesetzt sind, liefern die einzelnen Preisbereinigungsverfahren sehr ähnliche Ergebnisse.
- Verändern sich die Gewichte hingen rasch, wie dies während der COVID-19-Pandemie und der anschließenden Hochinflationsphase der Fall war, können sich die Ergebnisse beträchtlich unterscheiden.
- Ein empirischer Vergleich der verschiedenen Preisbereinigungsverfahren, angewandt auf das BIP der EU 27, zeigt über die Jahre 2020 bis 2023 eine kumulierte Differenz im realen Wirtschaftswachstum von fast 2 Prozentpunkten.

Entwicklung des realen BIP in der EU 27 nach vier Preisbereinigungsverfahren



"In Krisenzeiten können sich die zur Preisbereinigung verwendeten Gewichte von Jahr zu Jahr erheblich verändern, was die Messung der realen Wirtschaftsentwicklung erschwert."

Das stärkste kumulierte Wachstum über die Jahre 2020 bis 2023 ergibt sich beim Index mit Fixpreisbasis (+6,2%), das schwächste beim Laspeyres-Index mit Vorjahresbasis (+4,4%) (Q: WIFO-Berechnungen. – ¹⁾ Die Verwendung der Vorjahrespreisbasis ist für EU-Mitgliedsländer verpflichtend).

Der Einfluss des Preisbereinigungsverfahrens auf die Messung der Wirtschaftsentwicklung in Krisenzeiten

Marcus Scheiblecker

Der Einfluss des Preisbereinigungsverfahrens auf die Messung der Wirtschaftsentwicklung in Krisenzeiten

Unterschiedliche Methoden der Preisbereinigung können abweichende Veränderungsdaten des realen Bruttoinlandsproduktes ergeben. In normalen Jahren sind die Unterschiede meist gering, nicht jedoch in Krisenjahren. So verursachten die COVID-19-Pandemie und der folgende Inflationsschock erhebliche Schwankungen der Komponenten von Produktion und Konsum und damit der Gewichte, auf denen die Bereinigung aufsetzt. Auf Basis von EU-Daten für die Jahre 2019 bis 2023 untersucht dieser Beitrag, wie sensibel die Veränderungsdaten des BIP auf vier unterschiedliche Preisbereinigungsverfahren reagieren; dazu werden die Gewichte des Vorjahres (Kettenindex), des laufenden Jahres, ein Fisher-Index und die Gewichte des festen Basisjahres 2019 herangezogen. Das ermittelte BIP-Wachstum weicht in einzelnen Jahren um bis zu 1,4 Prozentpunkte ab, kumuliert beträgt die Wachstumsdifferenz 1,8 Prozentpunkte.

The Impact of Price Adjustment Methods on the Measurement of Economic Performance in Times of Crisis

Different price adjustment methods can yield different real GDP growth rates. While differences are usually small, the COVID-19 pandemic and the ensuing inflation shock caused major shifts in production and consumption components – and thus in the weights used for price adjustment. Using EU National Accounts data (2019-2023), this article examines how sensitive GDP growth rates are to four different price adjustment methods, based on previous-year weights (chain-linking), current-year weights, the Fisher index, and weights from a fixed 2019 base year. GDP growth differs by up to 1.4 percentage points in individual years, with cumulative growth differences reaching 1.8 percentage points.

JEL-Codes: E01, E3 • **Keywords:** Wirtschaftswachstum, Preisbereinigtes BIP

Begutachtung: Sandra Bilek-Steindl • **Wissenschaftliche Assistenz:** Astrid Czaloun (astrid.czaloun@wifo.ac.at), Victoria Plöchl (victoria.ploechl@wifo.ac.at) • Abgeschlossen am 6. 7. 2026

Kontakt: Marcus Scheiblecker (marcus.scheiblecker@wifo.ac.at)

Starke Veränderungen in der Zusammensetzung von wirtschaftlichen Aggregaten wie dem BIP und dem VPI schmälern die Aussagekraft preisbereinigter Daten.

1. Einleitung

Die Bereinigung des Bruttoinlandsproduktes (BIP) um Preiseffekte ist unerlässlich, um die Veränderung der realen Produktion im Zeitverlauf zu messen. Aus der Bereinigung resultiert ein zusammengesetzter Mengenindex, der das reale BIP widerspiegelt. Rasche Veränderungen der Komponenten des BIP und damit der zugrundeliegenden Gewichte, wie sie in Krisenzeiten oftmals beobachtet werden, erschweren allerdings die Preisbereinigung. Besonders erratisch waren die Gewichtsveränderungen während der COVID-19-Pandemie. Ebenso können Phasen hoher Inflation die Gewichte beeinflussen.

Im Jahr 2005 stellten die EU-Mitgliedsländer bei der Ableitung der Gewichte, die der Ermittlung eines Preisindex zur Berechnung des realen BIP dienen, von einem festen Basisjahr auf eine Kettenindexierung mit jährlicher

Anpassung der Gewichte um, bei der das jeweilige Vorjahr als neues Basisjahr dient. Die Ähnlichkeit der Produktions- und Nachfragemuster zwischen Vor- und Folgejahr sollte größere Verschiebungen der Gewichte, wie sie bei einem weiter in der Vergangenheit liegenden Basisjahr auftreten können, hintanhalten, und so eine verlässlichere Preisanpassung ermöglichen¹⁾.

In normalen Zeiten erscheint die Annahme, dass sich die Wirtschaftsstruktur und somit die Gewichte zur Preisbereinigung von Jahr zu Jahr kaum verändern, durchaus plausibel. In Krisenzeiten kann sie jedoch weniger zutreffend sein. So verursachten etwa die COVID-19-Pandemie und der folgende Inflationsschub beträchtliche Schwankungen in der relativen Bedeutung der einzelnen Wirtschaftsbereiche und in der Zusammensetzung

¹⁾ Die USA verwenden in ihrer Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung zur Ermittlung der Preisanpassung hingegen einen Fisher-Preisindex, der sowohl der

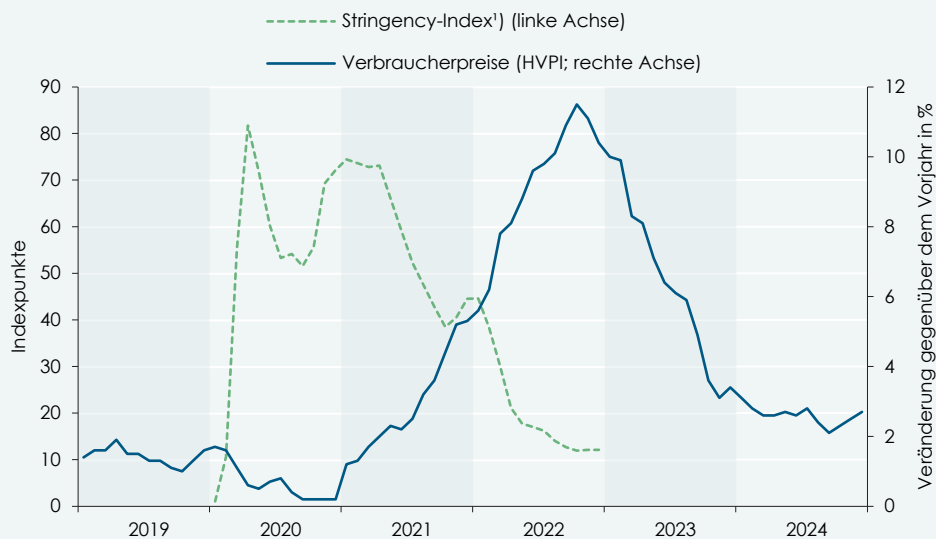
Wirtschaftsstruktur des laufenden als auch des vergangenen Jahres Rechnung trägt.

zung des Konsumwarenkorb in aufeinanderfolgenden Jahren.

In der ersten Phase der COVID-19-Pandemie, um die Jahreswende 2019/20, wurden Reise- und Transportaktivitäten stark eingeschränkt, Geschäfte behördlich geschlossen und die Teilnahme an Veranstaltungen untersagt. Die Blavatnik School of Government der Universität Oxford fasste die Intensität der jeweiligen staatlichen Beschränkungen im Stringency Index zusammen (Hale et al., 2021; Abbildung 1). Abseits von diesen ordnungspolitischen Maßnahmen wurden die

öffentlichen Ausgaben für Gesundheit erhöht. Die Bevorratung von Vorleistungs- und Konsumgütern setzte Lieferketten unter Druck. In Branchen, die persönliche Dienstleistungen anbieten, etwa der Beherbergung und Gastronomie oder der Kunst, Unterhaltung und Erholung, brach die Produktion ein. Hierdurch veränderten sich 2020 sowohl die produktionsseitigen Beiträge der Branchen zum BIP als auch die Zusammensetzung der nachgefragten Produkte auf der Ausgabenseite erheblich im Vergleich zum Vorjahr.

Abbildung 1: **COVID-19-Eindämmungsmaßnahmen und Inflationsrate in der EU 27**



Q: Eurostat, Blavatnik School of Government, Universität Oxford. – ¹⁾ Der Stringency Index (STI) misst die Intensität der Schließungs- und Eindämmungsmaßnahmen. Seine Veröffentlichung wurde Ende 2022 eingestellt. Die täglichen STI-Werte für jedes EU-Mitgliedsland wurden anhand der nominalen BIP-Anteile gewichtet, für die EU 27 aufaddiert und anschließend in Monatsdurchschnitte umgerechnet.

Während die Investitionsnachfrage aufgrund der unsicheren wirtschaftlichen Aussichten zurückging, verlagerte sich die Konsumnachfrage von den Dienstleistungen zu industriell hergestellten Gütern wie Möbeln und Heimwerkerbedarf. Dies führte in der zweiten Jahreshälfte 2020 zu einem empfindlichen Anstieg der internationalen Frachtraten, was die Lieferketten weiter belastete.

Ab dem II. Quartal 2021 begann sich die Produktion in der EU zu erholen, wodurch das BIP zunächst sprunghaft anstieg und in den Folgequartalen moderater wuchs. Während die Verbraucherpreisinflation bis Ende 2020 noch auf einem eher gedämpften Niveau lag (Abbildung 1), lebte sie im Folgejahr beträchtlich auf und kletterte von 1,2% im Jänner auf über 5% im Dezember 2021.

Im Jahr 2022 setzte sich die Erholung der Wirtschaft mit der Wiedereröffnung von Produktionsstätten und der schrittweisen Belebung des internationalen Reiseverkehrs fort.

Dies veränderte die Produktions- und Nachfragemuster erneut. Der Beginn des Ukraine-Krieges löste zudem einen steilen Anstieg der Erdgaspreise auf den europäischen Märkten aus. Da die marginale Stromnachfrage durch Gasturbinenkraftwerke gedeckt wird, verteuerte sich auch Strom sprunghaft. Die Inflationsrate kletterte in der Folge von rund 5½% zu Jahresbeginn auf einen historischen Höchststand von 11½% im Oktober 2022. Neben den Verbraucherpreisen zogen auch die Preise für Baumaterialien und Bauleistungen in vielen EU-Mitgliedsländern kräftig an.

In der zweiten Jahreshälfte 2022 begann die EZB, ihre Leitzinsen rasch anzuheben, wodurch der Zinssatz für Hauptrefinanzierungsgeschäfte von 0% Mitte 2022 auf 4,5% Ende 2023 stieg. In vielen Ländern belastete dies empfindlich die weitgehend kreditfinanzierte Bautätigkeit. Die aufgestaute Nachfrage nach grenzüberschreitenden Reisen trieb 2022 neben den Mengen auch die Preise für Dienstleistungen des Tourismus deutlich über das Vorkrisenniveau. Der starke Preisschub

Einige Nachfragekategorien wie Flugreisen, Tourismus- und Unterhaltungsdienstleistungen verloren 2020 innerhalb der heimischen Produktion deutlich an Gewicht.

löste Ausweichreaktionen bei bestimmten Produkten aus. In der Folge veränderten sich die Gewichte von Produktion und Nachfrage erneut gegenüber dem Vorjahr.

Preis- bzw. Mengenveränderungen werden sowohl in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung (VGR) zur Preisbereinigung des BIP als auch bei der Erstellung des Verbraucherpreisindex (VPI) möglichst detailliert berechnet und anhand geeigneter Gewichte, welche der relativen Bedeutung der Komponenten entsprechen, in einem Gesamtindex gebündelt. Im Fall des VPI resultiert daraus ein Preisindex, im Fall des BIP ein Mengenindex.

2. Preisanpassung in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung

Bei der Anpassung nomineller Werte der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung an Preisveränderungen ist es gängige Praxis, die nominellen Veränderungsraten in eine Mengenkomponente und eine Preiskomponente zu zerlegen. Es gilt

$$(1) \quad \frac{\sum p_i^t \cdot q_i^t}{\sum p_i^0 \cdot q_i^0} = \frac{P^t}{P^0} \cdot \frac{Q^t}{Q^0},$$

wobei p_i^t der Preis und q_i^t die Menge des Produktes i in der aktuellen Periode t ist. Je nach Konstruktion des Preisindex P können unterschiedliche Mengenindizes Q entstehen, woraus sich wiederum unterschiedliche Veränderungsraten des realen BIP ergeben.

Wendet man auf die nominellen Veränderungsraten einen Laspeyres-Index zur Preisbereinigung an, so erhält man die reale Veränderung des BIP in Form eines Paasche-Mengenindex. Umgekehrt würde eine Deflationierung mittels Paasche-Preisindex zu einem Mengenindex vom Laspeyres-Typ führen. Der Laspeyres-Preisindex multipliziert mit dem Paasche-Mengenindex ergibt die gleichen nominellen Veränderungsraten wie die Multiplikation des Paasche-Preisindex mit dem Laspeyres-Mengenindex. Bei der derzeit in der EU üblichen Preisbereinigungsmethode des BIP werden die nominellen Veränderungsraten in eine Laspeyres-Preisveränderungskomponente und eine Paasche-Mengenveränderungskomponente zerlegt.

Der Laspeyres-Preisindex misst die Preisentwicklung des in der Basisperiode konsumierten Waren- und Dienstleistungskorbs. Die Gewichte ergeben sich demzufolge aus den Konsumanteilen im Basisjahr. Im verketteten Laspeyres-Index ist das Basisjahr das jeweils vorangegangene Jahr $t-1$, im Laspeyres-Index mit fester Basis ist es ein beliebiges fixes Basisjahr der Vergangenheit. In beiden Fällen beantwortet der Index die Frage, wieviel

die Herausforderung, ein geeignetes Gewichtungsschema für die Preismessung und Preisanpassung zu finden, beschränkt sich somit nicht auf die VGR, sondern tritt auch bei der Inflationsmessung auf²⁾. Veränderungen der VPI-Gewichte im Zeitverlauf können die Messung der Inflationsrate verzerren. Das Ausmaß solcher Verzerrungen, die auf einen Substitutionsbias zurückzuführen sind, wurde für die USA im Bericht der Boskin-Kommission quantifiziert (Committee on Finance United States Senate, 1996). Gordon (2000) fasste die Ergebnisse und kritischen Anmerkungen dieses Berichtes zusammen.

ein im Basisjahr gekaufter Warenkorb im aktuellen Jahr t kosten würde. Der Laspeyres-Index wird auch als "basisgewichteter Index" bezeichnet, da die Preisveränderungen (so genannte Preisrelative) anhand des Anteils der jeweiligen Komponente am Gesamttaggregat im Basisjahr gewichtet werden. Es gilt

$$(2) \quad I_{Las}^P = \frac{\sum p_i^t \cdot q_i^0}{\sum p_i^0 \cdot q_i^0} = \sum w_i^0 \cdot \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)$$

$$\text{mit} \quad w_i^0 = \frac{p_i^0 \cdot q_i^0}{\sum p_i^0 \cdot q_i^0},$$

wobei das Gewicht w einem Prozentsatz bzw. Anteil entspricht.

Der Paasche-Preisindex verwendet hingegen die Gewichte des laufenden Jahres:

$$(3) \quad I_{Paa}^P = \frac{\sum q_i^t \cdot p_i^t}{\sum q_i^t \cdot p_i^0} = \sum w_i^t \cdot \left(\frac{p_i^t}{p_i^0} \right)$$

$$\text{mit} \quad w_i^t = \frac{q_i^t \cdot p_i^t}{\sum q_i^t \cdot p_i^t}.$$

Er beantwortet somit die Frage, was ein Warenkorb auf Grundlage der Gewichte des laufenden Jahres im Vorjahr gekostet hätte.

Wenn sich die für die Preisanpassung relevanten Gewichte von einem Jahr auf das andere stark verändern, leiden beide Arten von Preisindizes unter eingeschränkter Aussagekraft, zumal weder die Frage, was der Warenkorb des Vorjahres dieses Jahr kosten würde, noch jene, was der aktuelle Warenkorb im Vorjahr gekostet hätte, zu plausiblen Ergebnissen führen, wenn sich die Zusammensetzung des Warenkorbes grundlegend verändert hat. Die Annahme, die geeigneten Gewichte seien entweder die des Vorjahres oder die des laufenden Jahres, ist in diesem Fall problematisch.

²⁾ Eurostat publizierte während der COVID-19-Krise lediglich Empfehlungen zur Preisbereinigung in der Quartalsrechnung (Eurostat, 2020a) und zum Umgang

mit vorübergehenden Geschäftsschließungen im Verbraucherpreisindex (Eurostat, 2020b).

In seinem "Quarterly National Accounts Manual" erkennt der Internationale Währungsfonds – IWF (2018) in Kapitel 1 Lit. 11 an, dass in Zeiten hoher Inflation "[...] eines der Grundaxiome der Jahres-VGR verletzt wird: nämlich die Annahme der Preishomogenität über die Zeit. Obwohl dieses Grundaxiom nie vollständig gilt (es sei denn, es gibt keine Preisänderungen), beeinträchtigt es in Zeiten niedriger Inflation nicht die Validität der Jahres-VGR. In Situationen hoher Inflation verliert die Addition der aktuellen Preisdaten über ein Jahr hinweg jedoch an Aussagekraft, da die Preise innerhalb des Jahres so stark schwanken."

In Hochinflationsphasen empfiehlt der IWF daher die Verwendung eines festen Basisjahres anstelle einer Preisbasis aus dem Vorjahr: "Wenn relative Preise starken Schwankungen unterliegen, verschlechtert sich die Qualität der Kettenindexierung. Dies kann aufgrund der Auswirkungen von Ölschocks oder in Situationen mit hoher Inflation geschehen. In solchen Fällen kann die jährliche Aktualisierung des Gewichtszeitraums auch zu Drifteffekten führen [...] und ungenaue Volumenschätzungen ergeben. In solchen Fällen sind Daten zu konstanten Preisen, die auf einer regelmäßigen Aktualisierung des Basisjahres (z. B. alle fünf Jahre) basieren, der Kettenindexierung vorzuziehen (IWF, 2018, Kapitel 8, Lit. 64).

Wenn sich die Gewichte zwischen zwei aufeinanderfolgenden Jahren stark verändern, liefern wie erwähnt sowohl der Laspeyres- als

auch der Paasche-Preisindex aufgrund der Verletzung von Grundannahmen verzerrte Ergebnisse. Eine Möglichkeit zur Verringerung dieser Verzerrungen in die eine oder andere Richtung besteht darin, den geometrischen Mittelwert beider Indexarten zu bilden. So geht der Fisher-Preisindex vor:

$$(4) \quad I_{\text{Fish}}^P = \sqrt{I_{\text{Las}}^P * I_{\text{Paa}}^P}.$$

In diesem Fall ist jedoch eine mathematisch korrekte Aufschlüsselung der nominellen Veränderungsrate in eine Preis- und eine Mengenkompone nte nicht mehr möglich. Dennoch haben mehrere Länder, etwa die USA, den Fisher-Preisindex als eine Art Kompromiss eingeführt (Landefeld & Parker, 1995). Die Vorteile und Eigenschaften dieses Index wurden von Diewert (1992) ausführlich erörtert. Vereinfacht gesagt werden weder der Warenkorb des laufenden Jahres noch jener des Vorjahres als zur Preisbereinigung geeignet angesehen. Stattdessen wird angenommen, dass die "Wahrheit" irgendwo dazwischen in einer Form eines geometrischen Durchschnittes liegt.

Es gibt somit keinen theoretisch korrekten Weg, eine Preisbereinigung mithilfe zusammengesetzter Indizes durchzuführen. Verschiedene Arten von Indexformeln basieren auf unterschiedlichen impliziten Annahmen, liefern jedoch ähnliche Ergebnisse, solange sich die relativen Preise und Mengen von Jahr zu Jahr kaum verändern.

Die Aufspaltung von ökonomischen Zeitreihen in eine Preis- und Mengenkompone nte unter Verwendung eines zusammengesetzten Index war schon immer eine Kompromisslösung.

3. Sensitivitätsanalyse auf Basis des BIP der EU 27

Die COVID-19-Pandemie und die Inflationskrise hatten in den Jahren 2020 bis 2023 eine Reihe von Schocks hinsichtlich der Zusammensetzung von Produktion und Nachfrage sowie der Preise zur Folge. Der empirische Abschnitt des Beitrags untersucht daher mit Blick auf die Wirtschaftsentwicklung der EU 27 im Zeitraum 2020 bis 2023, wie sensibel die Veränderungsrate n des realen BIP auf verschiedene Verfahren der Preisbereinigung reagieren. Es wurden folgende vier Methoden berücksichtigt:

- Laspeyres-Preisindex mit dem Vorjahr als Basisjahr, was dem EU-Standard und somit den veröffentlichten VGR-Daten entspricht,
- Paasche-Preisindex mit dem laufenden Jahr als Basiszeitraum,
- Fisher-Mengenindex unter Verwendung des geometrischen Mittelwertes mit dem Vorjahr und dem aktuellen Jahr als Basis, sowie ein

- Laspeyres-Preisindex mit dem festen Basisjahr 2019.

3.1 Datenbasis

Die Datenbasis sind die von Eurostat veröffentlichten nominellen Werte und realen Veränderungsrate n des BIP für die Jahre 2019 bis 2023³⁾. Letztere repräsentieren einen Paasche-Mengenindex, während der von Eurostat angewendete Preisindex ein Kettenindex vom Laspeyres-Typ ist.

Um theoretisch konsistente Ergebnisse zwischen den vier Preisbereinungsverfahren zu erzielen, müssten die Teilkomponenten des BIP auf der tiefsten Aggregationsebene, also sehr detailliert vorliegen. Es wurde daher auf der kleinteiligsten verfügbaren Aggregationsebene der Nachfrageseite aufgesetzt, da die Preisanpassung auf der Produktionsseite des BIP aufgrund der hierfür verwendeten doppelten Deflationsmethode weniger zuverlässig ist. Zudem ist zu beachten, dass je nach Detailgrad der Ausgangs-

³⁾ Die Daten wurden am 27. November 2024 von der Eurostat-Website (<https://ec.europa.eu/eurostat/data/database>) heruntergeladen.

Die Qualität eines Vergleichs der Ergebnisse unterschiedlicher Preisbereinigungsverfahren steigt mit zunehmendem Detailgrad der Ausgangsdaten.

daten unterschiedliche Ergebnisse zu erwarten sind.

Übersicht 1 stellt den Granularitätsgrad der Datenbasis dar. Er ist zwar noch weit von der prinzipiell wünschenswerten Einzelprodukt-ebene entfernt, dieser Beitrag will jedoch keine korrekte Preisbereinigung nach verschiedenen Methoden erstellen, sondern lediglich zeigen, wie empfindlich Veränderungsraten des BIP in Zeiten rascher struktureller Veränderungen in der Wirtschaft auf verschiedene Arten der Deflationierung reagieren. Dies ist selbst auf Basis einer sehr groben Aufgliederung möglich.

Die in Übersicht 1 angeführte Komponente "Vorratsveränderung und Nettozugang an Wertsachen" wird von Eurostat nur als nominelle Größe veröffentlicht, da es nicht möglich ist, auf Basis eines Kettenindex reale Veränderungsraten für Aggregate abzuleiten, die ihr Vorzeichen ändern oder null sein können. Trotz Fehlens eines realen Wertes wäre ein Ausschluss dieser Position ungünstig, da Lagerbestände über den Konjunkturzyklus einen wichtigen Wachstumsbeitrag leisten können. Da die Komponente in den Jahren 2019 bis 2023 keine negativen Werte aufwies, war es möglich, die für die Kettenindexierung verwendeten Veränderungsraten selbst herzuleiten.

Übersicht 1: Komponenten der Nachfrageseite des BIP

Bruttoinlandsprodukt zu Marktpreisen
Konsumausgaben
Konsumausgaben der privaten Haushalte und der privaten Organisationen ohne Erwerbszweck
Konsumausgaben der privaten Haushalte
Konsumausgaben der privaten Organisationen ohne Erwerbszweck
Konsumausgaben des Staates
Konsumausgaben des Staates für den Individualverbrauch
Konsumausgaben des Staates für den Kollektivverbrauch
Bruttoinvestitionen
Bruttoanlageinvestitionen
Ausrüstungen und Waffensysteme (brutto)
Sonstige Ausrüstungen und Waffensysteme (brutto)
Ausrüstung der Informations- und Kommunikationstechnologie (brutto)
Fahrzeuge (brutto)
Bauten insgesamt (brutto)
Wohnbauten (brutto)
Nichtwohnbauten (brutto)
Nutztiere und Nutzpflanzungen (brutto)
Geistiges Eigentum (brutto)
Vorratsveränderung und Nettozugang an Wertsachen¹⁾
Exporte von Waren und Dienstleistungen
Exporte von Waren
Exporte von Dienstleistungen
Importe von Waren und Dienstleistungen
Importe von Waren
Importe von Dienstleistungen

Q: Eurostat (Tabellen nama_10_gdp und nama_10_an6), Definition der Komponenten gemäß ESVG 2010, abgerufen am 27. November 2024. Die fett hervorgehobenen Komponenten wurden für die Berechnung verwendet. –
¹⁾ Diese Komponente wird in der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung ausschließlich nominell ausgewiesen. Da sie in den betrachteten Jahren nicht negativ war, konnten auf Grundlage der Vorjahrespreise reale Wachstumsraten errechnet werden.

3.2 Ergebnisse

Übersicht 2 zeigt die abgeleitete reale BIP-Veränderung nach den verschiedenen Preisbereinigungsmethoden. Für das erste Pandemiejahr 2020 ergeben alle vier Ansätze den gleichen realen Rückgang von –5,6% gegenüber dem Vorjahr. Im zweiten Pandemiejahr unterscheiden sich die BIP-Wachstumsraten hingegen erheblich. Während die Laspeyres-Methode ein Wirtschaftswachstum von 6,3% anzeigt, weist die Paasche-Methode zur Preisbereinigung einen etwas höheren Anstieg von 6,5% aus. Der Wert laut Fisher-Methode liegt erwartungsgemäß dazwischen (6,4%), während

ein Laspeyres-Index mit dem festen Basisjahr 2019 eine deutlich höhere reale Wachstumsrate von 7,7% ergibt. Der Unterschied könnte darauf zurückzuführen sein, dass die Wirtschaftsstruktur der EU 27 vor der Pandemie im Jahr 2019 ganz andere Gewichte aufgewiesen hatte als während der Krise.

Für 2022, das dritte Jahr der COVID-19-Pandemie, ergeben die Laspeyres-, die Paasche- und die Fisher-Methode keine Unterschiede mehr. Die Methode mit dem Basisjahr 2019 ergibt die niedrigste reale Wachstumsrate von 3,2%. 2023 kam der Aufholprozess nach Überwindung der COVID-19-Krise zum Erliegen, doch wurden die

Gewichte zunehmend durch den lebhaften Anstieg der Inflation beeinflusst, was sich aufgrund von Substitutionseffekten unterschiedlich auf die Nachfragekomponenten auswirkte. Darüber hinaus steigerte die auf-

gestaute Nachfrage nach bestimmten Produkten, wie z. B. Tourismusdienstleistungen, in den betroffenen Jahren deren Gewicht innerhalb des Warenkorbs.

Übersicht 2: Veränderung des realen BIP der EU 27 nach verschiedenen Preisbereinigungsverfahren

	2020	2021	2022	2023	2019/2023	
	In % gegenüber dem Vorjahr				Kumuliert in %	In % p. a.
Laspeyres-Preisindex, Basis Vorjahr ¹⁾	- 5,6	+ 6,3	+ 3,5	+ 0,4	+ 4,4	+ 1,1
Paasche-Preisindex, Basis laufendes Jahr	- 5,6	+ 6,5	+ 3,5	+ 1,2	+ 5,4	+ 1,3
Fisher-Methode	- 5,6	+ 6,4	+ 3,5	+ 0,8	+ 4,9	+ 1,2
Laspeyres-Preisindex, festes Basisjahr 2019	- 5,6	+ 7,7	+ 3,2	+ 1,2	+ 6,2	+ 1,5

Q: Eurostat, WIFO-Berechnungen. – ¹⁾ Diese Berechnung auf Vorjahrespreisbasis ist verpflichtend für die EU-Mitgliedsländer. Die Werte korrespondieren mit den veröffentlichten Daten (Stand 27. November 2024).

Für das Jahr 2023 resultiert der Preisbereinigungsansatz, welcher die Gewichte aus dem Krisenjahr 2022 verwendet, in der niedrigsten BIP-Wachstumsrate von lediglich 0,4%. Die Paasche-Methode auf Basis der Gewichte des laufenden Jahres (2023) ergibt mit +1,2% das höchste Wachstum. Die Fisher-Methode spiegelt die durchschnittliche Wachstumsrate dieser beiden Ansätze wider. Die Methode mit festem Basisjahr 2019 ergibt mit +1,2% dieselbe Wachstumsrate wie die Paasche-Methode.

Betrachtet man die kumulierte Entwicklung des realen BIP über den gesamten Beobachtungszeitraum, so zeigen sich eben-

falls Unterschiede (Übersicht 2). Die derzeit in der EU verwendete Methode, bei der das jeweilige Vorjahr als Preisbasisjahr dient, ergibt den niedrigsten kumulierten Anstieg von 4,4% (2019/2023), was einem jährlichen Wachstum von 1,1% entspricht. Verwendet man stattdessen das laufende Jahr als Preisbasis (Paasche-Methode), ergibt sich ein um 1 Prozentpunkt höheres kumuliertes Wachstum von 5,4%, was einem Zuwachs von 1,3% p. a. entspricht. Die Fisher-Methode ergibt kumuliert 4,9% (+1,2% pro Jahr). Die höchsten Werte – kumuliert +6,2% bzw. +1,5% p. a. – liefert die Methode mit festem Basisjahr 2019, welche der IWF für Zeiten lebhaften Wandels empfiehlt.

Die höchsten kumulierten Wachstumsraten ergeben sich unter Verwendung eines fixen Basisjahres, die niedrigsten unter Verwendung der Vorjahrespreisbasis.

4. Schlussfolgerungen und Empfehlungen

Wie sich zeigte, können verschiedene Methoden der Preisanpassung, die zur Ableitung der realen BIP-Entwicklung dienen, in Krisen bzw. Zeiten einer raschen Veränderung der Wirtschaftsstruktur und der Nachfragemuster sehr unterschiedliche Ergebnisse zu Tage fördern. Dies hat Auswirkungen auf andere wirtschaftliche Messgrößen, die auf der realen BIP-Veränderung aufbauen, z. B. die Produktivitätsentwicklung, und gilt auch bei längerfristigen Betrachtungszeiträumen, wie sie zur Berechnung des Trendwachstums von Volkswirtschaften herangezogen werden.

Bei der Kettenindexierung, bei der Volumina über Wachstumsraten gegenüber dem Vorjahr verknüpft werden, beeinflussen vergangene Schocks dauerhaft das Niveau aller zukünftigen Datenpunkte. Um ein aussagekräftiges Maß der realen BIP-Entwicklung zu erhalten, dürfte sich der Vergleich von Jahren, die einander hinsichtlich der Wirtschaftsstruk-

tur ähnlicher sind, z. B. von Jahren vor und nach einer Krise, besser eignen. Im Umfeld von Krisen oder Umbrüchen kann ein festes Basisjahr zuverlässigere Ergebnisse liefern; dieser Ansatz wird auch vom IWF empfohlen. Die entsprechende EU-Verordnung zur Preisbereinigung folgt allerdings nicht der Empfehlung des IWF und schreibt zu jeder Zeit die Vorjahrespreisbasis vom Laspeyres-Typ zur Deflationierung vor.

Beim Vergleich benachbarter Jahre, in denen sich die Komponenten stark verändert haben, erscheint die Fisher-Methode als guter Kompromiss, da sie die Verzerrungen im Paasche- und Laspeyres-Index glättet. Da die Fisher-Methode die Verwendung eines Paasche-Preisindex beinhaltet, geht dieser Vorteil jedoch mit dem Nachteil einher, dass die Gewichte des laufenden Jahres erst mit Verfügbarkeit der Daten des IV. Quartals vorliegen.

Am besten lässt sich die reale BIP-Entwicklung durch eine Neuberechnung nach Ende der Krise bestimmen.

In der Praxis wäre in Krisenzeiten somit die Preisbereinigung mit einem fixen Basisjahr gemäß IWF-Empfehlung der bestmögliche Ansatz. Nach der Krise sollte die BIP-Veränderung zwischen dem Vor- und dem Nachkrisenjahr jedoch nochmals ermittelt werden. Da anzunehmen ist, dass über diesen Zeitraum Effekte eines Strukturwandels abseits der erratischen Krisenentwicklung wirksam wurden, wäre hierbei der Fisher-Index eine gute Wahl. Der so ermittelte Wert könnte dann ex-post anhand von Indikatoren (z. B. den ex-ante berechneten Verän-

derungsraten) mit einem Benchmarking-Verfahren konsistent auf die einzelnen Krisenjahre aufgeteilt werden.

Sofern die strukturellen Veränderungen als vorübergehend angesehen werden, lässt sich die mittelfristige reale BIP-Entwicklung ex-post durch einen Vergleich der Jahre vor und nach der Krise ermitteln. Die Veränderungsraten für die Krisenjahre lassen sich auch in diesem Fall mithilfe geeigneter Benchmarking-Verfahren ableiten, um im Zeitverlauf ein konsistentes Bild zu erhalten.

5. Literaturhinweise

- Committee on Finance United States Senate (1996). *Final Report of the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index*. US Government Printing Office. <https://www.finance.senate.gov/imo/media/doc/Prt104-72.pdf>.
- Diewert, W. E. (1992). Fisher ideal output, input, and productivity indexes revisited. *Journal of Productivity Analysis*, 3, 211-248. <https://link.springer.com/article/10.1007/BF00158354>.
- Europäische Kommission, & Eurostat (2014). *Europäisches System Volkswirtschaftlicher Gesamtrechnungen – ESVG 2010*. Amt für Veröffentlichungen der Europäischen Union. <https://data.europa.eu/doi/10.2785/16644>.
- Eurostat (2020a). Guidance on time-series treatment in the context of the COVID-19 crisis. https://ec.europa.eu/eurostat/documents/10186/10693286/Time_series_treatment_guidance.pdf.
- Eurostat (2020b). Guidance on the compilation of the HICP in the context of the COVID-19 crisis. https://ec.europa.eu/eurostat/documents/10186/10693286/HICP_guidance.pdf.
- Gordon, R. J. (2000). The Boskin Commission Report and its Aftermath. *NBER Working Paper*, (7759). https://www.nber.org/system/files/working_papers/w7759/w7759.pdf.
- Hale, T., Angrist, N., Goldszmidt, R., Kira, B., Petherick, A., Phillips, T., Webster, S., Cameron-Blake, E., Hallas, L., Majumdar, S., & Tatlow, H. (2021). A global panel database of pandemic policies (Oxford COVID-19 Government Response Tracker). *Nature Human Behaviour*, 5, 529-538. <https://doi.org/10.1038/s41562-021-01079-8>.
- Internationaler Währungsfonds – IWF (2018). *Quarterly National Accounts Manual. 2017 Edition*. <https://www.imf.org/external/pubs/ft/qna/pdf/2017/QNAManual2017text.pdf>.
- Landefeld, J. S., & Parker, R. P. (1995). Preview of the Comprehensive Revision of the National Income and Product Accounts: BEA's New Featured Measures of Output and Prices. *Survey of Current Business*, 31-38. <https://www.bea.gov/resources/methodologies/new-featured-measures-output-prices>.
- OECD (2003). *Inflation Accounting. A Manual on National Accounting Under Conditions of High Inflation*. <https://doi.org/10.1787/9789264299511-en>.