

Langfristige Determinanten der österreichischen Inflation – die Rolle des EU-Beitritts

Teresa Messner, Fabio Rumler¹

Wissenschaftliche Begutachtung: Helmut Hofer, Institut für Höhere Studien (IHS)

In dieser Studie beschäftigen wir uns mit der Frage, ob und wie sich der Inflationsprozess in Österreich durch die Veränderungen der wirtschaftlichen Rahmenbedingungen in den letzten Jahrzehnten, wie etwa aufgrund des EU-Beitritts, der Bildung der Wirtschafts- und Währungsunion (WWU), der Globalisierung sowie der Finanz- und Wirtschaftskrise, verändert hat. Zu diesem Zweck werden verschiedene Spezifikationen einer erweiterten Phillips-Kurve zuerst auf Strukturbrüche getestet und anschließend für verschiedene Subperioden sowie mit zeitvariablen Koeffizienten unter Verwendung von statistischen Glättungstechniken geschätzt. Dabei werden drei signifikante Strukturbrüche gefunden: einer Mitte der 1980er-Jahre, den wir mit dem Beginn der Great Moderation – einer Phase geringer makroökonomischer Volatilität – in Verbindung bringen, ein weiterer im Jahr 1995, der mit dem EU-Beitritt Österreichs zusammenfällt und ein dritter im Jahr 2000, der den Beginn der WWU markiert. Die Subperioden- und zeitvariablen Koeffizientenschätzungen ergeben, dass es in Österreich die meiste Zeit in den vergangenen 40 Jahren eine stabile Phillips-Kurve gab. Es bestand somit ein positiver Zusammenhang zwischen Inflations- und Konjunkturentwicklung, der aber in den 1990er-Jahren vorübergehend schwächer wurde. In dieser Phase dürften externe Faktoren, wie der EU-Beitritt, die Errichtung der WWU und die Globalisierung einen stärkeren Einfluss auf die österreichische Inflation bekommen haben. Interessanterweise hatte die Geldpolitik erst ab dem Beginn der WWU einen messbaren Einfluss auf die laufende Inflationsentwicklung, was darauf hindeutet, dass die Transmission der stabilitätsorientierten Geldpolitik des Eurosystems in Österreich gut funktioniert.

JEL classification: E31, E32, E52, F15

Keywords: Langfristige Inflationsdeterminanten, Österreich, Phillips-Kurven-Schätzung, Schätzung mit zeitvariablen Koeffizienten

Die Inflationsentwicklung in Österreich unterlag seit den 1970er-Jahren verschiedensten internationalen und nationalen Einflussfaktoren.² Mitte der 1970er-Jahre und Anfang der 1980er-Jahre führten die historischen Ölpreisschocks zu Inflationsraten jenseits der 5 % (Grafik 1). Ab dem Jahr 1982 setzte eine Disinflationsphase ein, die ihren Ursprung in einer besonders restriktiven Geldpolitik der Federal Reserve Bank unter ihrem damaligen Vorsitzenden Paul Volcker („Volcker Disinflation“, vgl. Goodfriend und King, 2005, oder Hetzel, 2008) hatte und nach und nach alle Industrieländer erfasste. Diese Disinflationsphase wirkte bis etwa 1987 fort und ist in wirtschaftshistorischer Betrachtung Teil der sogenannten „Great Moderation“, einer in den 1980er-Jahren einsetzenden Phase rückläufiger makroökonomischer Volatilität (vgl. Stock und Watson, 2003 oder Bernanke, 2004). Zu Beginn der 1990er-Jahre stieg die Inflation in Österreich wieder leicht, bevor sie in der Phase

¹ Oesterreichische Nationalbank, Abteilung für die Analyse wirtschaftlicher Entwicklungen im Ausland, teresa.messner@oenb.at; Abteilung für volkswirtschaftliche Analysen, fabio.rumler@oenb.at. Die im Papier wiedergegebenen Meinungen und Ansichten stellen die persönlichen Meinungen der Autorin und des Autors dar und spiegeln nicht notwendigerweise die Meinung der OeNB oder des Eurosystems wider. Sie danken den Teilnehmenden des Workshops zum Monetary Policy & the Economy Sonderheft „25 Jahre EU-Mitgliedschaft Österreichs“, insbesondere Doris Prammer sowie Helmut Hofer für hilfreiche Kommentare und wertvolle Anregungen.

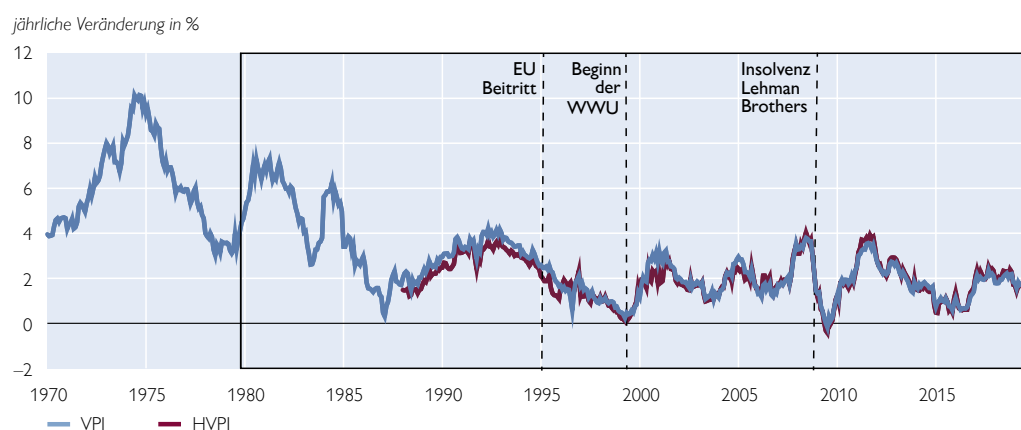
² Für eine langfristige wirtschaftshistorische Betrachtung der Inflationsentwicklung in Österreich siehe Jobst et al. (2016) und Beer et al. (2016).

unmittelbar vor und auch nach dem österreichischen EU-Beitritt bis etwa zum Beginn der Wirtschafts- und Währungsunion (WWU) Ende der 1990er-Jahre erneut zurückging. Neben der Integration Österreichs in den EU-Binnenmarkt wirkten in dieser Phase wohl auch die einsetzende Digitalisierung und die fortschreitende Globalisierung³ der Wirtschaft inflationsdämpfend. Zu Beginn der 2000er-Jahre und erneut in den Jahren unmittelbar vor der Finanz- und Wirtschaftskrise 2007–2008 nahm die Inflation aufgrund gestiegener Öl- und Nahrungsmittelpreise wieder zu, bevor sie aufgrund der durch die Finanz- und Wirtschaftskrise ausgelösten Rezession 2009 massiv einbrach. Mit dem Aufschwung nach der Krise erholte sich auch die österreichische Inflation wieder und bewegt sich seither um die 2%-Marke.

In dieser historischen Beschreibung sind bereits die wichtigsten langfristigen Determinanten der österreichischen Inflationsentwicklung enthalten: der geldpolitische Regimewechsel in den 1980er-Jahren in den USA und in den späten 1990er-Jahren in Europa, außenwirtschaftliche Rohstoffpreisschocks, vor allem Ölpreisschocks, Integrations- und Globalisierungseffekte, die heimische Konjunktur und Veränderungen der Produktivität. Im Folgenden werden diese Inflationsdeterminanten im Rahmen eines erweiterten Phillips-Kurven-Modells für Österreich geschätzt, wobei insbesondere untersucht wird, ob und wie sich der Inflationsprozess in den letzten 40 Jahren durch den EU-Beitritt oder durch andere wichtige Ereignisse (WWU, deutsche Wiedervereinigung, Finanz- und Wirtschaftskrise) verändert hat. In Grafik 1 ist die langfristige Inflationsentwicklung in Österreich nach dem nationalen Verbraucherpreisindex (VPI) und dem Harmonisierten Verbraucherpreisindex (HVPI) dargestellt. In den 1970er-Jahren war die Inflation aufgrund wiederholter massiver Ölpreisschocks sehr hoch und volatil, weshalb unsere ökonometrische Untersuchung – in Übereinstimmung mit vielen

Grafik 1

Österreichische Konsumentenpreisinflation



Quelle: Statistik Austria.

³ Glatzer et al. (2006) sowie Gnan und Valderrama (2006) untersuchen die Auswirkungen der Globalisierung auf die Inflationsentwicklung in Österreich und im Euroraum.

anderen Studien zu diesem Thema (vgl. Hindrayanto et al., 2019, für Euroraumländer oder Nicolini et al., 2013, für die USA) – erst mit dem Jahr 1980 beginnt (umrandeter Teil in Grafik 1). Der HVPI, der zur besseren internationalen Vergleichbarkeit der Inflation innerhalb der EU geschaffen wurde, wurde in Österreich mit dem EU-Beitritt eingeführt und ist rückgerechnet ab 1988 verfügbar. Da sich die VPI- und HVPI-Inflationsraten jedoch kaum voneinander unterscheiden und der HVPI nicht für den gesamten Untersuchungszeitraum zur Verfügung steht, basieren wir die empirische Untersuchung unserer Studie auf der VPI-Inflationsrate.

Im folgenden Kapitel wird die empirische Methode unserer Studie vorgestellt und dabei auf die Spezifikationen der Phillips-Kurven-Schätzungen eingegangen. Kapitel 2 enthält die Präsentation und Diskussion der Resultate unserer Schätzungen sowohl für die Modelle mit konstanten Koeffizienten als auch für die zeitvariablen Koeffizienten, bevor schließlich in Kapitel 3 mögliche wirtschaftspolitische Schlussfolgerungen aus den Ergebnissen gezogen werden.

1 Methode: Phillips-Kurven-Schätzungen für Österreich

Die Phillips-Kurve ist das gebräuchlichste makroökonomische Modell zur Erklärung der Inflationsrate in der kurzen bis mittleren Frist (vgl. Gordon, 2011, für die traditionelle Phillips-Kurve sowie Galí, 2008, für die Neukeynesianische Phillips-Kurve). Sie formalisiert den kurz- bis mittelfristigen Zusammenhang zwischen Inflation und der realwirtschaftlichen Entwicklung und wurde in empirischen Anwendungen häufig um weitere Variablen, die ebenfalls einen messbaren Einfluss auf die heimische Inflation haben, wie z. B. Importpreise, Arbeitsmarktvariablen, etc., erweitert. Mithilfe der erweiterten Phillips-Kurve untersuchen wir die Frage, ob es in Österreich einen stabilen Zusammenhang zwischen Inflation und realwirtschaftlicher Entwicklung gibt und ob sich dieser Inflationsprozess durch den EU-Beitritt verändert hat. Zu diesem Zweck wird das Phillips-Kurven-Modell auf Strukturbrüche getestet und in der Folge für verschiedene Subperioden sowie mit zeitvariablen Koeffizienten geschätzt.

In unserer Standardspezifikation schätzen wir folgendes Phillips-Kurven-Modell für den Zeitraum vom ersten Quartal 1980 bis zum dritten Quartal 2019:

$$\pi_t = \mu + \rho\pi_{t-i} + \gamma gap_t + \delta X_{t-i} + \epsilon_t \quad (1)$$

Dabei stellt π die VPI-Inflationsrate im Quartalsabstand,⁴ μ eine Konstante, gap die inflationstreibende realwirtschaftliche Variable – in unserem Fall ein Maß

⁴ In empirischen Untersuchungen der Inflation im Euroraum (siehe etwa Moretti et al., 2019) wird oft die Kerninflationsrate als Maß für die heimische Inflation bevorzugt, aus der die zum Großteil importierte Energie sowie Nahrungsmittel herausgerechnet werden. Die Kerninflation steht allerdings für den VPI erst ab 2005 zur Verfügung, weshalb wir die Gesamtinflation als abhängige Variable wählen und in der Schätzung für die importierte Inflation kontrollieren.

für die Produktionslücke,⁵ X einen Vektor mit Kontrollvariablen, mit denen die Phillips-Kurve erweitert wird, und ϵ einen Vektor mit identischen und unabhängig verteilten (*i.i.d.*) Zufallsfehlern dar. Als Kontrollvariablen verwenden wir (i) die Veränderung des Rohölpreises, um für rohstoffpreisbedingte, importierte Inflation zu kontrollieren,⁶ (ii) die Veränderungen der Arbeitsproduktivität, um für die im Untersuchungszeitraum erfolgte Digitalisierung der Produktionstechnologien zu kontrollieren, (iii) ein Maß für die Offenheit der Volkswirtschaft ($\frac{\text{Exporte}+\text{Importe}}{\text{BIP}}$), um für die wirtschaftliche Integration Österreichs und Globalisierung zu kontrollieren, (iv) den geldpolitischen Zinssatz und in einer Spezifikation auch die deutsche Inflationsrate.⁷ Zusätzlich, um die Anpassungsgüte (fit) der Regression zu verbessern, nehmen wir verzögerte Werte der Inflationsrate in die Schätzung auf und auch die Kontrollvariablen können kontemporär oder zeitverzögert in die Schätzung eingehen.

Im ersten Schritt wird die beschriebene Spezifikation linear geschätzt, d. h. mit konstanten Koeffizienten für den gesamten Zeitraum (1980–2019), um festzustellen, ob für Österreich ein langfristig stabiler Phillips-Kurven-Zusammenhang existiert. Da in den betrachteten 40 Jahren einige fundamentale Änderungen des wirtschaftlichen Umfelds stattgefunden haben, die mutmaßlich auch Einfluss auf den Inflationsprozess hatten, untersuchen wir im nächsten Schritt unsere Phillips-Kurven-Schätzung auf Strukturbrüche. Wir verwenden dazu die Testmethode von Bai und Perron (2003), die mithilfe einer sequenziellen Prozedur multiple Strukturbrüche mit unbekanntem Datum in der Schätzgleichung sucht. In der Folge präsentieren wir die Schätzungen für die auf den gefundenen Strukturbrüchen basierenden Subperioden. Alle Gleichungen werden mittels Ordinary Least Squares (OLS) geschätzt. Die Standardfehler der Koeffizienten sind robust gegenüber Heteroskedastizität und Autokorrelation (HAC-robuste Standardfehler).

Zeitreihen mittels linearer Modelle zu schätzen, hat den Vorteil, dass die Implementierung relativ einfach ist und die Resultate leicht interpretierbar sind. Allerdings werden hierbei zeitinvariante Zusammenhänge unterstellt. Um einen kontinuierlichen Pfad der Koeffizienten untersuchen zu können, wird das zuvor spezifizierte lineare Modell in Gleichung (1) auch mit zeitvariablen Koeffizienten geschätzt. Hierbei wird unterstellt, dass die Modellkoeffizienten eine unbekannte Funktion der Zeit sind, wodurch die Regressionsgleichung wie folgt angepasst wird:

$$y_t = X_t' \beta_t + \epsilon_t, t = 1, \dots, T \quad (2)$$

⁵ Die Produktionslücke wurde als Abweichung des österreichischen realen BIP (saisonbereinigt) von seinem mittels Hodrick-Prescott-Filter (HP-Filter) geschätzten Trend berechnet. Eine positive Abweichung signalisiert einen Nachfrageüberhang und übt damit Preisdruck nach oben aus, während eine negative Abweichung einen Angebotsüberhang anzeigt und gegensätzlich wirkt. Zusätzlich zu dieser Produktionslücke haben wir auch mit den Produktionslücken von internationalen Organisationen (Europäische Kommission, Internationaler Währungsfonds, OECD) für Österreich, mit der Wachstumsrate des realen BIP, mit der Arbeitslosenquote, dem Arbeitslosen-Gap (Differenz zwischen Arbeitslosenquote und der NAIRU) und den Lohnstückkosten als inflationstreibende Variable in der Phillips-Kurve experimentiert. Von diesen Variablen lieferte jedoch die auf dem HP-Filter basierende Produktionslücke das beste Ergebnis im Sinne der Regressionsgüte.

⁶ Die Verwendung der Veränderung der gesamten Importpreise anhand des Importdeflators sowie der Veränderung der gesamten Rohstoffpreise anstatt der Ölpreise als Kontrollvariable für importierte Inflation führt zu sehr ähnlichen Ergebnissen.

⁷ Häufig werden in Phillips-Kurven-Schätzungen auch die Inflationserwartungen als erklärende Variable inkludiert. In unserer Schätzung ist dies für den betrachteten Zeitraum leider nicht möglich, da quantitative Inflationserwartungen – etwa von Consensus Economics – für Österreich erst ab 1999 zur Verfügung stehen.

Hier stellt y_t die abhängige Variable dar, X'_t enthält die oben erwähnten erklärenden Variablen und die Koeffizienten $\beta_t = (\beta_{0t}, \beta_{1t}, \dots, \beta_{dt})'$ werden nun als zeitvariabel angenommen (vgl. Casas und Fernandez-Casal, 2019). Da wir keine funktionale Form über den Pfad der Koeffizienten über die Zeit annehmen, greifen wir auf lokale Regressionsmethoden mit einem nicht-parametrischen Schätzer, den Nadaraya-Watson-Schätzer zurück (vgl. Nadaraya, 1964, und Watson, 1964). Die zugrunde liegende Idee ist, für jedes Zeitintervall $(t \pm h)$ eine lokal konstante Schätzung durchzuführen. Jenen Beobachtungen, die näher beim untersuchten Zeitpunkt t liegen, wird dabei ein größeres Gewicht gegeben, als weiter entfernten. Der Nadaraya-Watson-Schätzer ist somit ein lokaler Durchschnitt der β_1, \dots, β_n um den untersuchten Zeitpunkt herum. Zentral für diese Methode ist die Wahl des Zeitfensters, h („bandwidth“), die den Grad der Glättung der Koeffizienten bestimmt. Ein größeres Fenster impliziert zwar eine kleinere Varianz, allerdings ist die Schätzung verzerrt. Im Extremfall wird der Koeffizient derart geglättet, sodass dieser wieder seinem konstanten Gegenstück aus der linearen Regression gleicht.⁸ Da derartige Methoden bei geringer Beobachtungszahl bzw. hoher Dimensionalität zunehmend schwächer werden, werden die in der linearen Schätzung verwendeten zusätzlichen Lag-Variablen der Inflationsrate (zweiter und dritter Lag) aus der Regressionsgleichung ausgeschlossen.

2 Produktionslücke, Ölpreise, Produktivitätsentwicklung, wirtschaftliche Integration und Geldpolitik beeinflussen die Inflationsentwicklung in Österreich

Ein Hauptergebnis unserer Untersuchung ist, dass wir einen langfristig bestehenden Phillips-Kurven-Zusammenhang zwischen Inflation und Konjunkturerwicklung in Österreich finden. In der ersten Spalte der Tabelle 1 sind die Ergebnisse unserer Standardspezifikation für den gesamten Untersuchungszeitraum (Q1 80–Q3 19) angeführt. Die heimische Produktionslücke hatte und hat demnach einen positiven und signifikanten Einfluss auf die österreichische Inflationsrate, d.h. eine positive Produktionslücke wirkt inflationstreibend, eine negative inflationsdämpfend. Der angeführte Koeffizient von 0,08 bedeutet, dass bei einer Ausweitung der (positiven) Produktionslücke um einen Prozentpunkt, die Inflation im Durchschnitt um 8 Basispunkte zunimmt. Die Schätzung enthält weiters auch drei Lags der Inflationsrate als erklärende Variablen, die notwendig sind, um Autokorrelation in den Residuen zu vermeiden. Alle drei Lags sind statistisch signifikant, was auf eine starke Autokorrelation der abhängigen Variablen – der österreichischen Inflation – hindeutet. Von den Kontrollvariablen haben das Wachstum des Ölpreises sowie der Grad der Offenheit einen signifikanten positiven bzw. negativen Einfluss auf die Inflationsrate. Die Veränderung der Produktivität und der geldpolitische Zinssatz zeigen hingegen über den gesamten Untersuchungszeitraum betrachtet keinen signifikanten Einfluss auf die Inflationsrate.

Eine Schätzung der Phillips-Kurve über 40 Jahre verdeckt allerdings die Tatsache, dass sich die wirtschaftlichen Zusammenhänge in diesem langen Zeitraum sehr wahrscheinlich verändert haben. Insbesondere aufgrund der Veränderungen der wirtschaftlicher Rahmenbedingungen (wie bereits erwähnt: EU-Beitritt, WWU,

⁸ Die Größe der „bandwidth“ wird in unserem Fall mithilfe der sogenannten „leave-one-out“ Cross-Validation-Methode errechnet und beträgt rund 0,4 (vgl. Wassermann, 2006; Bernoth und Erdogan, 2010).

Finanz- und Wirtschaftskrise) dürfte sich der Inflationsprozess in Österreich über die Zeit verändert haben. Um dies zu testen, führen wir im nächsten Schritt Strukturbruchtests nach Bai und Perron (2003)⁹ für unsere Phillips-Kurven-Spezifikation durch und finden dabei drei signifikante Strukturbrüche im Untersuchungszeitraum: erstes Quartal 1986, erstes Quartal 1995 und drittes Quartal 2000. Der erste Strukturbruch beschreibt das Ende des trendmäßigen Rückganges der Inflation in den 1980er-Jahren und fällt mit der in der Einleitung beschriebenen Great Moderation zusammen. Der zweite Strukturbruch trifft genau den Zeitpunkt des EU-Beitritts und liefert erste Evidenz dafür, dass sich der österreichische Inflationsprozess nach dem – und möglicherweise auch durch den – EU-Beitritt verändert hat. Der dritte gefundene Strukturbruch markiert etwa den Beginn der WWU und deutet ebenso darauf hin, dass die Bildung der Währungsunion einen Effekt auf den Inflationsprozess in Österreich hatte.

Tabelle 1

Phillips-Kurven-Schätzungen und Strukturbruchtests¹

Erklärende Variablen	Schätzperioden				
	Q1 80–Q3 19	Q1 80–Q4 85	Q1 86–Q4 94	Q1 95–Q2 00	Q3 00–Q3 19
Inflation (-1)	0,3159*** (0,0796)	0,0325 (0,1395)	-0,4493*** (0,1657)	-0,0954 (0,1813)	0,2373** (0,0957)
Inflation (-2)	0,1761*** (0,0652)	0,0409 (0,1171)	-0,5207*** (0,1594)	0,3382** (0,1693)	-0,0258 (0,0930)
Inflation (-3)	0,1448* (0,0804)	0,1018 (0,1686)	-0,0451 (0,1786)	0,1426 (0,2822)	0,0381 (0,0812)
Produktionslücke	0,0819*** (0,0313)	0,4178*** (0,1140)	-0,0163 (0,0221)	0,3451*** (0,0614)	0,1248*** (0,0308)
Δ Rohölpreis	0,0071*** (0,0012)	-0,0341*** (0,0112)	-0,0020 (0,0043)	-0,0033 (0,0020)	0,0083*** (0,0013)
Δ Produktivität	-0,0419 (0,0406)	-0,5203*** (0,1452)	0,0444 (0,0497)	-0,0828 (0,0530)	-0,0705* (0,0382)
Grad der Offenheit ²	-0,0040* (0,0022)	0,0081 (0,0226)	0,0353*** (0,0102)	-0,0296*** (0,0094)	-0,0160*** (0,0060)
Geldpolitischer Zinssatz (-2)	-0,0173 (0,0193)	0,1830*** (0,0677)	0,1391*** (0,0364)	-0,0867 (0,1151)	-0,1015** (0,0405)
Konstante	0,0014** (0,0006)	0,0072*** (0,0152)	0,0265*** (0,0070)	-0,0064*** (0,0022)	0,0037*** (0,0006)
Angepasstes R ²	0,54	0,45	0,44	0,38	0,58
Anzahl der Beobachtungen	159	24	36	22	77

Quelle: Eigene Berechnungen.

¹ Abhängige Variable: Österreichische VPI-Inflation (quartalsweise); Drei signifikante Strukturbrüche: Q1 86, Q1 95, Q3 00.

² (Exporte+Importe)/BIP.

Anmerkung: *** p-Wert < 0,01, ** p-Wert < 0,05, * p-Wert < 0,1; Bai-Perron (2003) Test für multiple unbekannte Strukturbrüche, sequenzielle Testprozedur; OLS Subperiodenschätzungen gemäß den gefundenen Strukturbrüchen, HAC-robuste Standardfehler in Klammern.

⁹ Bai und Perron (2003) schlagen sequenziell durchgeführte Strukturbruchtests vor, bei denen zuerst die Hypothese getestet wird, dass es einen unbekanntem Strukturbruch im Modell gibt. Dieser Test wird rekursiv durchgeführt, d. h. der Test wird immer mit einer zusätzlichen Beobachtung wiederholt. Wird ein Strukturbruch gefunden, wird als nächste Hypothese getestet, ob es einen weiteren Strukturbruch gibt. Dieser Ablauf wird solange wiederholt, bis kein zusätzlicher signifikanter Strukturbruch mehr gefunden wird.

Die Schätzergebnisse für die aus diesen Strukturbrüchen hervorgehenden Subperioden sind in der rechten Hälfte von Tabelle 1 angeführt: Für die erste Subperiode (Q1 80–Q4 85) – die Phase der einsetzenden Great Moderation – hatte die Produktionslücke aufgrund der in dieser Zeit stärker ausgeprägten Konjunktur- und Inflationszyklen einen sehr großen Einfluss auf die Inflation in Österreich. In dieser Phase könnte auch der verzeichnete Anstieg der Produktivität – gemessen als Arbeitsproduktivität pro Beschäftigtem – zum Rückgang der Inflationsrate beigetragen haben. In der darauffolgenden Subperiode vor dem EU-Beitritt (Q1 86–Q4 94) ist der Koeffizient der Produktionslücke insignifikant, bevor dann in der Phase nach dem EU-Beitritt wieder ein starker und signifikanter Phillips-Kurven-Zusammenhang für Österreich verzeichnet wird. Nach dem EU-Beitritt trägt zudem die zunehmende wirtschaftliche Integration Österreichs in Europa zum Inflationsrückgang bis Ende der 1990er-Jahre bei, was in der Schätzung durch den negativen und signifikanten Koeffizienten unseres Indikators für die Offenheit der Volkswirtschaft angezeigt wird. In der letzten Subperiode (Q3 00–Q3 19), die etwa den Zeitraum seit Beginn der WWU umfasst, übt nicht nur der mit der Globalisierung einhergehende Anstieg der Offenheit der Volkswirtschaft einen signifikanten Einfluss auf die österreichische Inflationsrate aus, sondern auch die Geldpolitik des Eurosystems. Ein negatives Vorzeichen unseres Indikators für die Geldpolitik – des zweiten Lags des geldpolitischen Zinssatzes¹⁰ – bedeutet, dass ein Anstieg des Zinssatzes mit einem (verzögerten) Rückgang der Inflationsrate einhergeht. In der letzten Subperiode hatte auch die Veränderung des Ölpreises wieder einen stärkeren Einfluss auf die Inflationsrate. Dies ist darauf zurückzuführen, dass ab etwa 2005 wieder stärkere Ölpreisschwankungen aufgetreten sind, die in der Folge zu Schwankungen der Inflationsrate geführt haben.¹¹

Die Ergebnisse für die Subperioden legen bereits nahe, dass die Determinanten der österreichischen Inflationsentwicklung über die Zeit variieren. Aus diesem Grund führen wir als nächsten Schritt eine Schätzung der Phillips-Kurve mit zeitvariablen Koeffizienten durch, deren Ergebnisse in Grafik 2 dargestellt werden. Diese bestätigen bzw. ergänzen großteils die Subperiodenschätzungen, wobei die Koeffizienten der ersten drei Subperiodenschätzungen, die auf relativ wenigen Beobachtungen beruhen, teilweise etwas abweichen (was Vorzeichen und Signifikanz betrifft).¹² Die Ergebnisse für die zeitvariablen Koeffizientenschätzungen zeigen, dass die Stärke des Phillips-Kurven-Zusammenhangs insbesondere in der Zeit der Great Moderation deutlich abgenommen hat, aber dennoch immer (mit Ausnahme

¹⁰ Aufgrund der Wirkungsverzögerung der Geldpolitik auf Inflation und Realwirtschaft geht der geldpolitische Zinssatz nicht kontemporär, sondern mit dem zweiten Lag in die Schätzgleichung ein, was eine Wirkungsverzögerung von mindestens einem halben Jahr unterstellt.

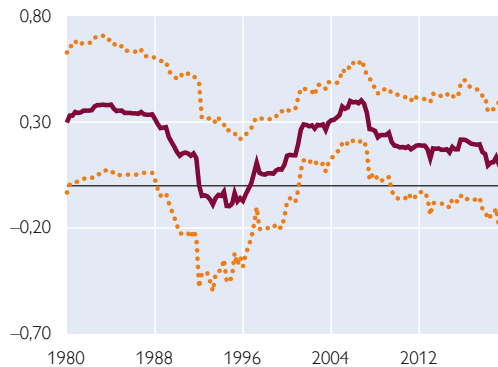
¹¹ Aufgrund der starken wirtschaftlichen Verflechtung zwischen Österreich und Deutschland und zur Untersuchung möglicher Übertragungseffekte von der deutschen auf die österreichische Inflationsentwicklung schätzen wir eine weitere Spezifikation, in der zusätzlich die deutsche Inflationsrate als erklärende Variable enthalten ist. Die Ergebnisse dieser Schätzung zeigen einen durchgehend signifikanten und positiven Effekt der deutschen auf die österreichische Inflationsrate, der allerdings Mitte der 1990 etwas abnahm. Dies legt nahe, dass mit dem EU-Beitritt Österreichs und der nachfolgenden Diversifizierung des Außenhandels innerhalb der EU die deutsche Inflation für Österreich weniger relevant geworden ist. Bei dieser Phillips-Kurven-Schätzung finden wir insbesondere auch einen weiteren Strukturbruch im Jahr 1992, dem Jahr der deutschen Wiedervereinigung. Die Schätzergebnisse sind auf Nachfrage erhältlich.

¹² Kernel-Glättungstechniken sind an den Start- und Endpunkten der Schätzperiode ungenauer, da die Parameterschätzer dort auf weniger Datenpunkten beruhen (abgeschnittenes Kernel).

Schätzung der Phillipskurve: Zeitvariable Koeffizienten

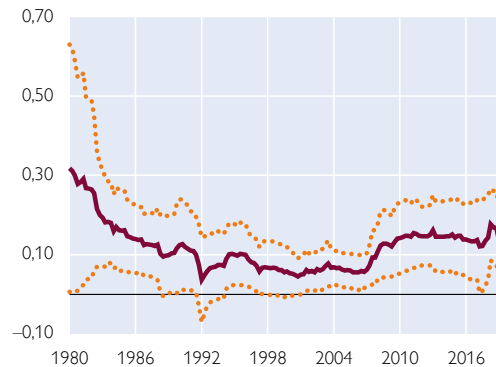
Inflation(-1)

Werte des Koeffizienten und der 80% Konfidenzintervalle



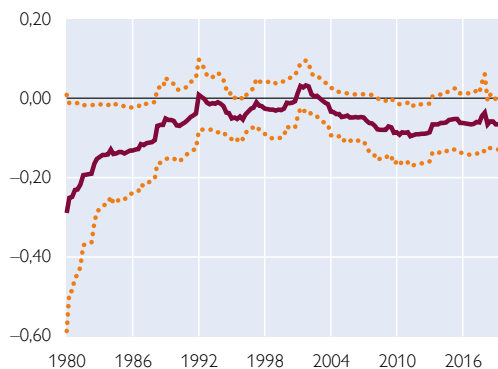
Produktionslücke

Werte des Koeffizienten und der 80% Konfidenzintervalle



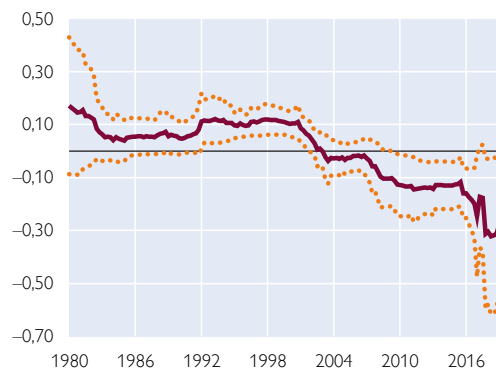
Δ Produktivität

Werte des Koeffizienten und der 80% Konfidenzintervalle



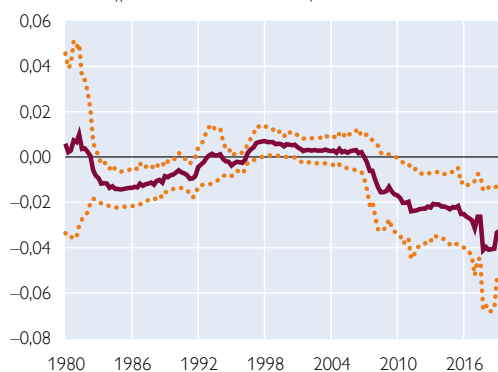
Geldpolitischer Zinssatz

Werte des Koeffizienten und der 80% Konfidenzintervalle



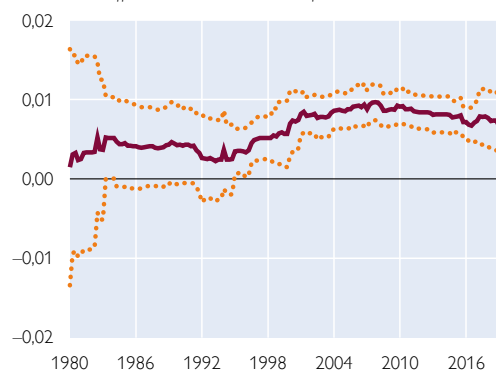
Grad der Offenheit

Werte des Koeffizienten und der 80% Konfidenzintervalle



Δ Rohölpreis

Werte des Koeffizienten und der 80% Konfidenzintervalle



Quelle: Eigene Berechnungen.

Anmerkung: Ergebnisse der zeitvariablen Koeffizienten-Schätzung (exkl. Inflation(-2) und Inflation(-3)) mit Nadaraya-Watson-Schätzer für den Zeitraum Q1/80 bis Q3/19. Das Pseudo-R² beträgt 0,64. Die "bandwidth" beträgt 0,4. Die durchgehende Linie stellt jeweils den zeitvariablen Koeffizienten dar, die strichlierten Linien die dazugehörigen 80% Konfidenzintervalle. Letztere wurden mit "wild bootstrap residual resampling" berechnet.

einiger kurzer Phasen in der Mitte der Zeitreihe) signifikant blieb (Grafik 2, Abbildung rechts oben).¹³ Damit zeigen die Ergebnisse dieser Studie, dass es entgegen

¹³ Die Konfidenzintervalle werden aufgrund der Zeitvariabilität der Koeffizienten mittels „wild bootstrap residual resampling“ berechnet (vgl. Wu, 1986).

der Diskussion in der internationalen Literatur (Powell, 2018; Haldane, 2018; Hall, 2013) für Österreich – insbesondere für die Zeit nach der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise – keinen Beleg für den Zusammenbruch der Phillips-Kurve gibt.

In Bezug auf die Wirkung der Produktivität sowie des Offenheitsgrades auf die Inflation (Grafik 2, Abbildung Mitte und unten links) stimmen die Ergebnisse mit dem in der Einleitung diskutierten Phänomen der globalen Disinflation in den 1980er-Jahren überein. In den Jahren vor und nach dem EU-Beitritt ist der preis-dämpfende Effekt der Produktivität und der Offenheit der Volkswirtschaft allerdings nicht mehr klar ersichtlich. Erst ab Mitte der 2000er-Jahre bzw. mit dem Einsetzen der globalen Finanz- und Wirtschaftskrise scheinen diese strukturellen Faktoren wieder eine signifikante Rolle für die Inflationsentwicklung in Österreich gespielt zu haben. Die nicht-parametrische Analyse deutet außerdem auf den geldpolitischen Regimewechsel Ende der 1990er-Jahre (Abbildung Mitte rechts) bzw. die möglicherweise unterschiedliche Zentralbankreaktionsfunktion vor und nach Schaffung der Währungsunion hin. Der positive Zusammenhang zwischen geldpolitischem Zinssatz und Inflationsrate in den Jahren vor der Bildung der WWU könnte auf eine beeinträchtigte geldpolitische Transmission während wirtschaftspolitisch turbulenteren Zeiten (deutsche Wiedervereinigung, Schwierigkeiten im Europäischen Währungssystem, etc.) hindeuten. Zudem war die österreichische Geldpolitik vor der WWU auf eine Hartwährungspolitik ausgerichtet, die weniger die geldpolitische Transmission als die strikte Wechselkursbindung zur Deutschen Mark im Fokus hatte. Auch der zeitvariable Koeffizient der Änderung des Ölpreises (Abbildung rechts unten) stimmt mit dem Ergebnis der Subperiodenschätzung überein und deutet auf einen in der zweiten Hälfte des Untersuchungszeitraumes stärkeren Einfluss der Ölpreise auf den heimischen Inflationsprozess hin, der aus stärkeren Ölpreisschwankungen in diesem Zeitraum resultieren dürfte.

3 Schlussfolgerungen

In dieser Studie werden die langfristigen Determinanten der österreichischen Inflationsentwicklung untersucht und wir gehen insbesondere der Frage nach, ob die Veränderung der wirtschaftlichen Rahmenbedingungen in den letzten 40 Jahren den Inflationsprozess in Österreich beeinflusst hat. Zu diesen Rahmenbedingungen gehören die EU-Integration Österreichs, die deutsche Wiedervereinigung, die Zentralisierung der Geldpolitik in der WWU, die Globalisierung und die Finanz- und Wirtschaftskrise. Der Einfluss dieser Faktoren auf die Inflation wird empirisch mithilfe einer Phillips-Kurven-Schätzung u.a. mit zeitvariablen Koeffizienten untersucht.

Insgesamt liefern die Schätzergebnisse einen Beleg dafür, dass sich die langfristigen Determinanten der österreichischen Inflation über die Zeit verändert haben. Der Zusammenhang zwischen Produktionslücke und Inflation – das Kernstück der Phillips-Kurve – ist zwar die meiste Zeit im Untersuchungszeitraum positiv und signifikant, schwächte sich aber während der 1990er-Jahre vorübergehend ab. In dieser Phase dürften zunehmend externe Faktoren, wie der EU-Beitritt, die Errichtung der WWU und die Globalisierung einen stärkeren Einfluss auf die österreichische Inflation ausgeübt haben. Nach der Jahrtausendwende und insbesondere in der großen Rezession nach der Finanz- und Wirtschaftskrise nimmt der Einfluss der heimischen Konjunktur auf die Inflationsentwicklung aber wieder

deutlich zu. Die durch die Krise induzierte höhere Volatilität der Konjunktur- und Inflationsentwicklung dürfte sich in einem stärkeren Zusammenhang dieser beiden Variablen niedergeschlagen haben. Davon abgesehen hatte auch der Rohölpreis während des gesamten Untersuchungszeitraums einen dauerhaft starken Einfluss auf die österreichische Inflation, der mit den ab 2005 verzeichneten Ölpreisschwankungen sogar noch zugenommen hat. Was den Einfluss der Geldpolitik auf die Inflation betrifft, so zeigt sich ein eindeutiger und signifikanter Effekt im Sinne des geldpolitischen Transmissionsmechanismus. Das bedeutet einen verzögerten Rückgang der Inflation infolge eines Zinsanstieges und vice versa in den letzten 15 bis 20 Jahren. Dies lässt den Schluss zu, dass der Einfluss der Geldpolitik des Eurosystems auf die österreichische Inflationsentwicklung nun stärker ist als in Zeiten der österreichischen Hartwährungspolitik vor der WWU.

Die wirtschaftlichen Rahmenbedingungen in Österreich werden sich auch in der Zukunft weiter verändern: Die fortschreitende Binnenmarktintegration durch die EU-Erweiterung (insbesondere um die für den österreichischen Außenhandel wichtigen Balkanländer) sowie die künftige Entwicklung der Digitalisierung (Zunahme des Online-Handels), der Globalisierung und die Auswirkungen des Klimawandels dürften den Inflationsprozess in Österreich in den nächsten Jahren beeinflussen. Die Abschätzung dieser Effekte sowie anderer derzeit dynamischer Entwicklungen wie zum Beispiel die Effekte der COVID-19-Pandemie wird eine Herausforderung für die österreichische Inflationsforschung darstellen.

Literaturverzeichnis

- Bai, J. und P. Perron. 2003.** Computation and analysis of multiple structural change models. In: *Journal of Applied Econometrics* 18(1), 1–22.
- Beer, C., E. Gnan und M. T. Valderrama. 2016.** Die wechselvolle Geschichte der Inflation in Österreich. *Monetary Policy & the Economy* Q3-Q4/16. OeNB. 6–35.
- Bernanke, B. S. 2004.** The Great Moderation. Remarks at the meetings of the Eastern Economic Association. Washington DC. 20 Februar.
- Bernoth, K. und B. Erdogan. 2010.** Sovereign bond yield spreads: A time-varying coefficient approach. DIW Discussion Papers 1078. Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW). Berlin.
- Casas I. und R. Fernandez-Casal. 2019.** TvReg: Time-Varying Coefficients Linear Regression for Single and Multi-Equations in R. SSRN. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3363526.
- Galí, J. 2008.** *Monetary Policy, Inflation and the Business Cycle. An Introduction to the New Keynesian Framework and Its Applications.* Princeton University Press.
- Glatzer, E., E. Gnan und M.T. Valderrama. 2006.** Globalization, Import Prices and Producer Prices in Austria. *Monetary Policy & the Economy* Q3/06. OeNB. 24–43.
- Gnan, E. und M.T. Valderrama. 2006.** Globalization, Inflation and Monetary Policy. *Monetary Policy & the Economy* Q4/06. OeNB. 37–54.
- Goodfriend, M. und R. G. King. 2005.** The incredible Volcker disinflation. In: *Journal of Monetary Economics* 52 (2005). 981–1015.
- Gordon, R. J. 2011.** The history of the Phillips curve: consensus and bifurcation. In: *Economica*. 78. 10–50.
- Hall, R. E. 2013.** The Routes into and out of the Zero Lower Bound. Rede für Federal Reserve Bank of Kansas City's Jackson Hole Symposium: Global Dimensions of Unconventional Monetary Policy. 23. August.

- Haldane, A. 2018.** Pay Power. Acas “Future of Work” Conference Congress Centre. London.10. Oktober.
- Hetzl, R. J. 2008.** The Volker Disinflation. In: The Monetary Policy of the Federal Reserve. A History. Cambridge University Press. 150–171.
- Hindrayanto, I., A. Samarina und I. M. Stanga. 2019.** Is the Phillips curve still alive? Evidence from the euro area. In: Economics Letters 174(C). 149–152.
- Jobst, C. und H. Kernbauer. 2016.** Die Bank. Das Geld. Der Staat. Nationalbank und Währungspolitik in Österreich 1816–2016. Campus.
- Moretti, L., L. Onorante und S. Z. Saber. 2019.** Phillips curves in the euro area. ECB Working Paper 2295. European Central Bank.
- Nadaraya, E. A. 1964.** On Estimating Regression. Theory of Probability and Its Applications. 9 (1): 141–142.
- Nicolini, J. P., B. Holtemeyer und T. J. Fitzgerald. 2013.** Is there a stable Phillips Curve after all? Economic Policy Paper 13-6. Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Powell, J. 2018.** Monetary Policy and Risk Management at a Time of Low Inflation and Low Unemployment. Rede für Revolution or Evolution? Reexamining Economic Paradigms. 60th Annual Meeting of the National Association for Business Economics. Boston. Massachusetts. 2. Oktober.
- Stock, J. H. und M. W. Watson. 2003.** Has the Business Cycle Changed? Paper presented at the Federal Reserve Bank of Kansas City. Monetary Policy and Uncertainty: Adapting to a Changing Economy. Symposium Jackson Hole WY. 28. bis 30. August.
- Wassermann, L. 2006.** All of Nonparametric Statistics. In: Springer Texts in Statistics. Springer-Verlag New York.
- Watson, G. S. 1964.** Smooth regression analysis. Sankhyā. In: The Indian Journal of Statistics. Series A. 26 (4). 359–372.
- Wu, C. F. J. 1986.** Jackknife, bootstrap and other resampling methods in regression analysis (with discussions). Annals of Statistics. 14: 1261–1350.