

Hat der Energieschock 2022 die Inflationsdynamik in Deutschland strukturell verändert?

Eine empirische Analyse von Persistenz, Kerninflation und geldpolitischer
Transmission

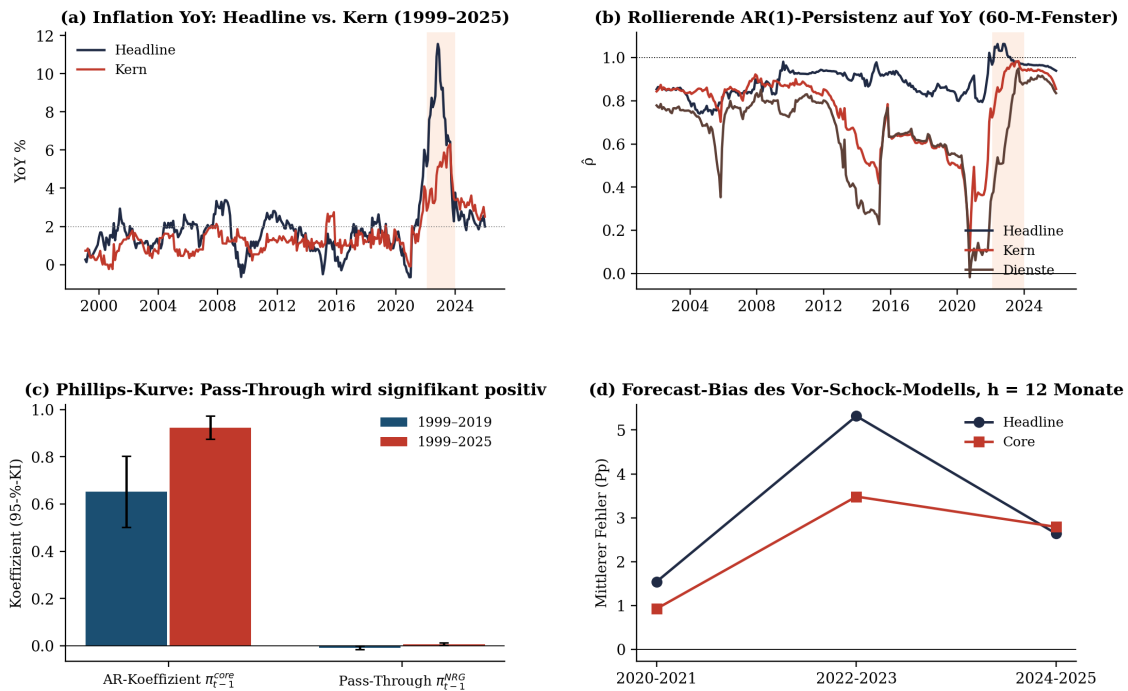
Stand: 11. April 2026

Diese Arbeit untersucht, ob der Energiepreisschock von 2022 die statistischen Eigenschaften der deutschen Inflationsdynamik verändert hat – oder ob er lediglich ein einmaliger additiver Impuls auf eine im Übrigen stabile Datengenerierende war. Auf Basis von Eurostat-, EZB- und Bundesbank-Reihen in monatlicher Frequenz für 1999–2025 kombiniere ich vier sich ergänzende Bausteine: (i) endogene Strukturbruchtests à la Quandt–Andrews auf Headline- und Kerninflation; (ii) rollierende Persistenzschätzungen aus AR(1)- und AR(12)-Modellen; (iii) eine reduzierte hybride Phillips-Kurve auf zwei Stichproben; (iv) Local Projections der Reaktion der Kerninflation auf einen Energie-Innovationsschock; sowie (v) einen Out-of-Sample-Forecast-Vergleich, der ein vor 2020 trainiertes Inflationsmodell gegen die nach 2022 realisierten Daten testet.

Die Befunde fügen sich zu einem konsistenten Bild: Es gibt einen ausgeprägten Niveau-Bruch in Headline- und Kerninflation in der zweiten Jahreshälfte 2021. Die gemessene Persistenz der Kerninflation steigt – gemessen am AR(1)-Koeffizienten auf YoY-Reihen – von 0,56 (2010–2019) auf 0,92 (2022–2025); für Industriegüter ohne Energie erreicht sie sogar einen Wert von 1,0 und damit den Rand der Stationarität. Die reduzierte Phillips-Kurve dokumentiert nach 2022 erstmals einen statistisch signifikanten, positiven Energie-Pass-Through auf Kerninflation ($\beta = 0,0073$, $t = 2,7$) bei gleichzeitig deutlich höherem autoregressiven Koeffizienten ($0,65 \rightarrow 0,92$). Local-Projection-IRFs zeigen, dass ein Energiepreisinnovations-Schock im Voll-Sample bis zum Horizont 13 Monate eine zusätzliche Kerninflationsreaktion von etwa 0,08 Prozentpunkten je Prozentpunkt Schock erzeugt – ein Effekt, der im Subsample 1999–2019 nicht messbar war. Schließlich unterschätzt ein vor 2020 trainiertes AR(12)-Modell die realisierte 12-Monats-Inflation 2022–2023 um durchschnittlich 5,3 Prozentpunkte (Headline) und 3,5 Prozentpunkte (Kern); 2024–2025 verbleibt eine systematische Verzerrung von etwa 2,6 bzw. 2,8 Prozentpunkten.

Die Evidenz spricht für einen partiellen Strukturbruch: nicht für eine voll dauerhafte Veränderung des Inflationsregimes, aber auch nicht für einen sauber ausgewaschenen Einmalschock. Die Identifikation bleibt notwendigerweise begrenzt, weil ein einzelner aggregater Schock und ein Post-Schock-Sample von vier Jahren keine kausal-identifizierte Aussage erlaubt. Die Befunde sind insofern als beschreibende Verschiebungen der empirischen Verteilung zu lesen, nicht als kausale Wirkungen einer klar isolierten exogenen Variation.

Energieschock 2022 und deutsche Inflationsdynamik — vier Befunde



Visual Abstract: vier Befunde auf einen Blick.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	4
2	Forschungsstand	5
3	Ökonomischer Mechanismus	6
4	Daten und Messkonzepte	7
5	Methodik	8
5.1	Strukturbruchtests	8
5.2	Rollierende Persistenz	8
5.3	Reduzierte Phillips-Kurve	9
5.4	Local Projections	9
5.5	Out-of-Sample-Forecast	9
5.6	Reproduzierbarkeit	10
6	Hauptergebnisse	10
6.1	Deskription	10
6.2	Strukturbruchtests	10
6.3	Rollierende Persistenz	11
6.4	Reduzierte Phillips-Kurve	12
6.5	Local Projections	13
6.6	Out-of-Sample-Forecast	14
7	Robustheit	15
8	Interpretation und wirtschaftspolitische Einordnung	17
9	Limitationen	19
10	Fazit	19

1 Einleitung

Im Frühjahr 2022 erlebte Deutschland den schwersten Energiepreisschock seiner jüngeren Wirtschaftsgeschichte. Der Großhandelspreis für Erdgas vervielfachte sich, der Strompreis folgte, und die Inflationsrate gemäß HICP stieg innerhalb von weniger als zwei Jahren von 1,0 auf 11,6 Prozent. Inzwischen sind Headline- und Kernpreise wieder deutlich nähergerückt an das Inflationsziel der EZB. Der naheliegende Schluss – „der Schock ist abgeklungen“ – erkennt jedoch, dass eine Inflationsrate eine *Funktion* ist, kein Niveau. Die zentrale Frage lautet deshalb nicht, ob die Inflationsraten zurückgegangen sind, sondern ob die statistischen Eigenschaften, mit denen sich Inflation in den darauffolgenden Jahren fortpflanzen, verändert wurden.

Diese Frage ist wirtschaftspolitisch nicht trivial. Wenn sich die Persistenz der Inflation strukturell erhöht hat, bedeutet ein einzelner geldpolitischer Impuls weniger als bisher; die Übertragungswege werden träger; und die Glaubwürdigkeit des Inflationsziels muss durch eine restriktivere Politik verteidigt werden. Wenn sich umgekehrt der Pass-Through von Energiepreisen auf Kernpreise dauerhaft verstärkt hat, würde jede künftige Energiepreisschwankung – etwa im Kontext der Energiewende – stärker auf die Kernteuerung durchschlagen, als dies in den vergangenen zwanzig Jahren beobachtet wurde. Beides hätte erhebliche Konsequenzen für die optimale Reaktion der Geldpolitik.

Die wissenschaftliche Literatur zur Frage „permanent oder temporär?“ ist in Bezug auf die Eurozone uneinheitlich. Bańbura u. a. (2023) und Lane (2024) interpretieren die jüngste Inflationsphase überwiegend als Resultat einer Sequenz exogener Schocks ohne strukturelle Verschiebung; Reis (2022) und De Grauwe und Ji (2023) betonen demgegenüber den selbstverstärkenden, erwartungsgetriebenen Charakter der Episode. Die deutsche Volkswirtschaft hat in dieser Diskussion insofern einen besonderen Status, als sie (i) eine ungewöhnlich hohe Energieintensität in Industrie und Wärmeversorgung aufweist, (ii) eine starke gewerkschaftliche Lohnsetzung kennt, und (iii) einen großen Anteil regulierter Energiepreiskomponenten besitzt – drei Eigenschaften, die einen Pass-Through auf Kernpreise *ex ante* plausibilisieren würden. Eine saubere empirische Auseinandersetzung speziell für Deutschland steht – nach meinem Überblick – noch aus.

Die vorliegende Arbeit leistet drei Beiträge. *Erstens* sammle ich für Deutschland einen vollständigen monatlichen Datensatz aus offenen Quellen (Eurostat, EZB-SDW, Bundesbank-Konvergenzreihen, FRED) und dokumentiere die Aufbereitung in einer reproduzierbaren Pipeline. *Zweitens* kombiniere ich vier methodisch unabhängige Tests – Strukturbruchtests, rollierende Persistenz, Phillips-Kurve und Local Projections – mit einem Out-of-Sample-Forecast-Experiment. Die Entscheidung, mehrere Bausteine zu verwenden, ist bewusst: kein einzelner Test ist für sich genommen entscheidend, aber das gemeinsame Bild der fünf Verfahren ist substanziell informativer als jeder einzelne Indikator. *Drittens* benenne ich offen die Identifikationsgrenze: Ein einzelner aggregierter Schock kann mit einem Post-Sample von vier Jahren keine kausale Trennung zwischen „neuer Datengenerierender“ und „alter Datengenerierender mit großer realisierter Innovation“ leisten. Die Arbeit dokumentiert *Verschiebungen der empirischen Verteilung*, und sie zwingt sich, die Schlussfolgerungen entsprechend kalibriert zu formulieren.

Forschungsfrage. Hat sich die Inflationsdynamik in Deutschland nach dem Energieschock 2022 in einer Weise verändert, die über eine mechanische Transmission der höheren Energiepreise hinausgeht?

Hypothesen.

- H1** *Niveau-Bruch.* In der monatlichen YoY-Inflation existiert ein endogen identifizierter Strukturbruch im Zeitraum 2021–2022.
- H2** *Persistenzanstieg.* Die rollierende AR(1)-Persistenz der Kerninflation liegt im Subsample 2022–2025 signifikant höher als im Subsample 2010–2019.
- H3** *Pass-Through.* In einer reduzierten Phillips-Kurve, geschätzt auf 1999–2025, hat der lagged Energie-Inflationskoeffizient ein positives Vorzeichen und ist statistisch signifikant; in der Subsample-Schätzung 1999–2019 ist er dies nicht.
- H4** *Forecast-Bias.* Ein vor 2020 trainiertes Inflationsmodell unterschätzt die nach 2022 realisierte Inflation systematisch und relevant; der Bias persistiert über 2024 hinaus.
- H5** *Asymmetrie zwischen Komponenten.* Der Persistenzanstieg ist bei Industriegütern ohne Energie und Dienstleistungen größer als bei der Headline-Inflation, was mit second-round-Effekten konsistent wäre.

Die Arbeit ist wie folgt aufgebaut. Abschnitt 2 ordnet die Fragestellung in die Literatur ein. Abschnitt 3 skizziert den ökonomischen Mechanismus und die theoretische Erwartung. Abschnitt 4 beschreibt Daten und Messkonzepte. Abschnitt 5 die Methodik. Abschnitt 6 die Hauptergebnisse, Abschnitt 7 die Robustheitsanalysen. Abschnitt 8 interpretiert die Befunde wirtschaftspolitisch. Abschnitt 9 nennt Grenzen, Abschnitt 10 schließt.

2 Forschungsstand

Drei Literaturstränge sind für die Fragestellung dieser Arbeit relevant.

Inflationspersistenz und Strukturbrüche. Levin und Piger (2004), Cogley und Sargent (2002) und Pivetta und Reis (2007) etablierten in den 2000er-Jahren das Konzept einer rollierenden bzw. zeitvariablen Inflations-Persistenz und lieferten Evidenz, dass die persistente Komponente der Inflation in den entwickelten Volkswirtschaften nach Mitte der 1980er-Jahre deutlich gefallen ist. Stock und Watson (2007) entwickelten ein Unobserved-Components-Modell, in dem die Inflation in einen persistenten Trend und eine transitorische Komponente zerlegt wird; ihre Befunde für die USA legten nahe, dass die *Trendkomponente* schon vor der Finanzkrise außerordentlich stabil geworden war. Bei einem Schock wie 2022 ist die naheliegende Frage, ob diese Stabilität anhält.

Energiepreis-Pass-Through. Hooker (2002), Blanchard und Galí (2009) und Kilian (2008) argumentierten – auf US-Daten –, dass der Pass-Through von Ölpreisschocks auf Kerninflation

seit den 1980er-Jahren deutlich gefallen sei. Die ECB-Working-Paper- Serie (z.B. Conflitti und Luciani, 2019) kommt zu ähnlichen Befunden für die Eurozone. Diese „abgeklungene Pass-Through“-Hypothese stand im Widerspruch zur Erfahrung 2022 und führte – beginnend mit Reis (2022) – zu einer Renaissance der Frage, ob *große* Schocks andere Eigenschaften haben als *kleine* (Stichwort state dependence).

Inflationserwartungen und second-round-Effekte. Coibion u. a. (2022) zeigen mit Mikrodaten, dass Konsumentenerwartungen während der jüngsten Inflationsepisode stark auf realisierte Energie- und Lebensmittelpreise reagiert haben. Falck u. a. (2021) dokumentieren – auf der Bundesbank-Online-Panel-Befragung – eine ungewöhnlich hohe Streuung individueller Inflationserwartungen in Deutschland 2021–2022. Dies ist insofern relevant, als second-round-Effekte (Lohn-Preis-Spirale) eine Voraussetzung in den Erwartungen benötigen.

Lücke in der Literatur. Zwei Beobachtungen rechtfertigen eine spezifisch-deutsche, monatsfrequente Analyse mit dem Schwerpunkt „Persistenz und Pass-Through“. Erstens nutzt die existierende Literatur in der Eurozone überwiegend aggregierte EA-Reihen, in denen Heterogenität zwischen Mitgliedstaaten verloren geht – Deutschland weist aber eine besonders hohe Energieintensität und einen besonders starken Pass-Through-Mechanismus über Tarifabschlüsse auf. Zweitens sind viele bestehende Arbeiten quartalsfrequent, was bei einer Episode mit so steiler Dynamik in den Monaten Juli–Oktober 2022 informationelle Auflösung kostet.

3 Ökonomischer Mechanismus

Eine kompakte hybride neukeynesianische Phillips-Kurve in reduzierter Form lässt sich schreiben als

$$\pi_t = \gamma_b \pi_{t-1} + \gamma_f E_t \pi_{t+1} + \kappa x_t + \lambda \pi_t^e + u_t, \quad (1)$$

wobei π_t die Kerninflation ist, x_t ein Maß für die Output-Lücke (oder Arbeitsmarkt-Slack), π_t^e die Energie-Inflation und u_t ein Schock. Die Koeffizienten γ_b , γ_f , κ und λ sind Funktionen von Strukturparametern (Indexierungsgrad, Diskontfaktor, Phillips-Steigung, Energieanteil an den Vorprodukten).

Ein Energiepreisschock kann die Kerninflation auf drei Wegen beeinflussen:

1. **Direkte Vorproduktkostenkomponente.** Der Anteil des Energieinputs an der Wertschöpfung im verarbeitenden Gewerbe in Deutschland liegt bei rund 5 %. Steigt der Energiepreis, steigt die Grenzkostenkurve; bei unverändertem Aufschlag wird der Preis weitergegeben.
2. **Lohnsetzung.** Tarifverträge in Deutschland enthalten – formal oder informell – häufig eine Reaktion auf das vergangene Verbraucherpreisniveau. Eine ungewöhnlich hohe realisierte Inflation verschiebt damit das Lohnniveau, das wiederum auf die Stückkosten im Dienstleistungssektor durchschlägt.

3. **Erwartungskanal.** Wenn Haushalte und Unternehmen die kürzlich realisierte Inflation bei der Bildung ihrer Erwartungen übergewichten („extrapolative expectations“), steigt das Erwartungsniveau π_{t+1}^e , und über den Forward-Term in (1) auch die laufende Inflation.

Die zentrale empirische Frage lautet: Hat der Schock 2022 einen oder mehrere dieser Kanäle aktiviert, und wenn ja, sind sie am Datenende wieder deaktiviert? Wenn (i) die rollierende Persistenz steigt und nicht mehr fällt, (ii) der gemessene Pass-Through auf Kern positiv wird, und (iii) ein Vor-Schock-Forecast die jüngsten Daten systematisch unterschätzt, dann sind diese drei Beobachtungen zusammen mit einem Bruch der Datengenerierenden konsistent. Sie sind aber nicht hinreichend für einen kausalen Schluss, weil sie auch eine konsequente Fehlspezifikation des Modells unter einer Sequenz korrelierter Realisierungen widerspiegeln können – ein Punkt, auf den ich in Abschnitt 8 zurückkomme.

4 Daten und Messkonzepte

Hauptreihen. Der Datensatz umfasst monatliche Beobachtungen für Deutschland von 1996-01 bis 2025-12 (Eurostat-Reihen) bzw. 2026-04 (täglich fortgeschriebene EZB- und FRED-Reihen). Hauptquelle für die Preise ist der HICP in seiner offiziellen Eurostat-Version (Tabelle `prc_hicp_midx`, Index 2015 = 100). Verwendet werden Headline (`CP00`), Kern ohne Energie und Nahrungsmittel (`TOT_X_NRG_FOOD`), Energie (`NRG`), Nahrungsmittel (`FOOD`), Dienstleistungen (`SERV`) sowie Industriegüter ohne Energie (`IGD_NNRG`).

Zur Messung des Aktivitätsniveaus dienen die saisonbereinigte Industrieproduktion (`sts_inpr_m`, NACE B-D) sowie die saisonbereinigte Arbeitslosenquote (`une_rt_m`). Die Output-Lücke wird approximativ als Abweichung der Arbeitslosenquote von ihrem rollierenden 60-Monats-Mittel operationalisiert.

Die geldpolitischen Indikatoren stammen aus dem ECB Statistical Data Warehouse: Deposit Facility Rate (`FM.D.U2.EUR.4F.KR.DFR.LEV`) und Main Refinancing Operations Rate (`...MRR_FR.LEV`), in monatliche Endstände umgerechnet. Die langfristige Verzinsung wird durch den Eurostat Konvergenz-Indikator für die zehnjährige Bundesanleihe (`irt_lt_mcby_m`) abgebildet. Brent-Crude in USD und EUR/USD-Kassakurse stammen von FRED (`DCOILBRETEU`, `DEXUSEU`); der Brent-Preis in Euro wird daraus durch Division berechnet.

Tabelle 1 fasst die Reihen zusammen. Die vollständige Quellen-Dokumentation mit Abrufdaten und Identifikatoren liegt in `source_log.md`.

Transformationen. Inflationsraten werden in der Vorjahresbetrachtung (YoY) und in der annualisierten Monatsrate berechnet:

$$\pi_t^{\text{YoY}} = 100 \cdot \left(\frac{P_t}{P_{t-12}} - 1 \right), \quad \pi_t^{\text{MoM,ann}} = 100 \cdot \left(\left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^{12} - 1 \right).$$

Für die Persistenzmessung wird die annualisierte MoM-Inflation um kalendermonatliche Mittelwerte bereinigt. Diese Form der Saison-Bereinigung ist bewusst grob: ein „echter“ X-13-ARIMA-

Tabelle 1: Datensatz im Überblick

Variable	Quelle	Code / Schlüssel	Beobachtungen
HICP gesamt	Eurostat	prc_hicp_midx, CP00, DE	1996-01 – 2025-12 (M)
HICP Kern	Eurostat	prc_hicp_midx, TOT_X_NRG_FOOD	1996-01 – 2025-12 (M)
HICP Energie	Eurostat	prc_hicp_midx, NRG	1996-01 – 2025-12 (M)
HICP Dienste	Eurostat	prc_hicp_midx, SERV	1996-01 – 2025-12 (M)
HICP NEIG	Eurostat	prc_hicp_midx, IGD_NNRG	1996-01 – 2025-12 (M)
Industrieproduktion	Eurostat	sts_inpr_m, B-D, SCA	1996-01 – 2026-02 (M)
Arbeitslosenquote SA	Eurostat	une_rt_m, SA, T	2007-01 – 2026-02 (M)
Bund 10J Rendite	Eurostat	irt_lt_mcby_m, DE	1996-01 – 2026-02 (M)
EZB Deposit Facility	ECB SDW	FM.D.U2.EUR.4F.KR.DFR.LEV	1999-01 – 2026-04 (D→M)
EZB MRO Festsatz	ECB SDW	FM.D.U2.EUR.4F.KR.MRR_FR.LEV	1999-01 – 2026-04 (D→M)
Brent Crude USD	FRED	DCOILBRENTU	1987-05 – 2026-04 (D→M)
EUR/USD	FRED	DEXUSEU	1999-01 – 2026-04 (D→M)

Filter würde Schocks über die Schock-Phase mitteln und damit gerade die interessante Variation glätten. Die Wahl ist dokumentiert und in den Robustheitstests gegen ein 12-Monats-MA-Alternativ-Glättung geprüft.

Stichprobenfenster. Das Hauptfenster ist 1999-01 bis 2025-12. Es beginnt mit dem Eintritt in die Eurozone (klar definierter Geldpolitik- Regimewechsel) und endet mit der letzten verfügbaren Eurostat-Vintage. Pre-Shock- Subsample ist 1999-01 bis 2019-12, Post-Shock-Subsample 2022-02 bis 2025-12.

5 Methodik

5.1 Strukturbruchtests

Für Headline- und Kern-YoY-Inflation wird der Quandt–Andrews sup-F-Test (Andrews, 1993) auf zwei Spezifikationen angewendet:

(A) Mittelwertbruch: $\pi_t = \mu + \varepsilon_t$, mit der Alternative $\mu_t = \mu_1 + (\mu_2 - \mu_1)\mathbf{1}[t \geq k]$.

(B) Joint-AR(1)-Bruch: $\pi_t = \alpha + \rho \pi_{t-1} + \varepsilon_t$, mit der Alternative, dass (α, ρ) bei k bricht.

In beiden Fällen wird der Bruchzeitpunkt endogen über das Maximum der F-Statistik im 15 %-getrimmten inneren Bereich gesucht. Die kritischen Werte stammen aus Andrews (1993), Tabelle I. Der Mittelwertbruch ist ein direkter Test auf einen Niveau-Sprung, der Joint-AR(1)-Bruch ein direkter Test auf eine Veränderung der Kurzfrist-Persistenzstruktur.

5.2 Rollierende Persistenz

Persistenz wird auf zwei Wegen gemessen:

- (i) AR(1) auf der monatlichen YoY-Inflationsrate, in einem rollierenden 60-Monats-Fenster. Der Koeffizient $\hat{\rho}$ ist hier die direkte Eigenwert-Approximation der zeitvariablen Inflations-Persistenz.
- (ii) $\sum_i \phi_i$ aus einem AR(12)-Modell auf der desaisonalisierten, annualisierten MoM-Inflation. Diese Spezifikation ist näher an der Stock–Watson-Logik (Stock und Watson, 2007) und absorbiert Saisonalität.

Werte nahe Eins implizieren, dass die Inflation einer Random-Walk-artigen Dynamik folgt; Werte deutlich unter Eins implizieren schnelles mean reversion.

5.3 Reduzierte Phillips-Kurve

Auf zwei Subsamples (1999–2019 und 1999–2025) wird

$$\pi_t^{\text{core}} = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1}^{\text{core}} + \beta_2 (u_{t-1} - \bar{u}_t) + \beta_3 \pi_{t-1}^{\text{NRG}} + \beta_4 \Delta \log(\text{Brent}_{t-3}^{\text{EUR}}) + \varepsilon_t \quad (2)$$

mit OLS und Newey-West-HAC-Standardfehlern (6 Lags) geschätzt. β_1 misst die kurzfristige Persistenz, β_2 die Phillips-Kurven-Steigung, β_3 den direkten Energie-Pass-Through-Koeffizienten und β_4 einen vorgelagerten Brent-Effekt. Der Vergleich der Koeffizienten zwischen den beiden Subsamples zeigt, wie stark der zusätzliche post-2022-Datenblock die Schätzungen verändert.

5.4 Local Projections

In Anlehnung an Jordà (2005) wird für jeden Horizont $h = 0, \dots, 18$ separat

$$\pi_{t+h}^{\text{core}} = \alpha_h + \beta_h s_t + \Gamma_h X_t + u_{t,h} \quad (3)$$

mit OLS und HAC-SEs geschätzt, wobei s_t eine Energiepreisinnovation (Residuum aus einer AR(3)-Vorab-Schätzung der Energie-Inflation) ist und X_t Kontrollen (drei Lags Kern-Inflation, drei Lags Energie-Inflation, ein Lag Arbeitsmarkt-Slack, ein Lag Bund-Rendite) enthält. Der Vergleich der Koeffizientenpfade zwischen 1999–2019 und 1999–2025 quantifiziert, ob sich die dynamische Reaktion des Kernindex auf einen Energiepreisinnovations-Schock im erweiterten Sample geändert hat.

5.5 Out-of-Sample-Forecast

Es wird ein AR(12) auf der YoY-Inflationsrate auf 1999-01 bis 2019-12 geschätzt und rekursiv für $h = 1, 6, 12$ Monate gegen die Realisierung 2020-01 bis 2025-12 evaluiert. Verglichen werden RMSE und Bias je Sub-Periode (2020–21, 2022–23, 2024–25). Ein systematischer und *persistent* Bias dient als Smoking-Gun für eine veränderte Datengenerierende.

5.6 Reproduzierbarkeit

Alle Schätzungen sind in `code/01_build_panel.py... 07_robustness.py` implementiert. Die Pipeline ist deterministisch; die Quellen sind in `source_log.md` mit Abrufdatum aufgelistet. Eine Re-Ausführung mit denselben Eurostat- und ECB-Vintages reproduziert die Tabellen und Abbildungen exakt.

6 Hauptergebnisse

6.1 Deskription

Tabelle 2 fasst die Subsample-Mittelwerte der wichtigsten Inflations- und Zinsreihen zusammen.

Tabelle 2: Subsample-Mittelwerte (in Prozent bzw. Pp)

Periode	Headline	Kern	Dienste	Energie	PPI Energie	DFR	Bund 10J
1999–2007	1,57	0,93	1,55	4,34	n/a	2,01	4,31
2008–2019	1,43	1,25	1,66	0,74	0,76	0,19	1,49
2020–2021	1,80	1,46	1,55	5,42	6,63	−0,50	−0,44
2022–2023	7,37	4,53	4,18	27,67	35,97	1,77	1,79
2024–2025	2,38	3,01	3,91	−1,16	−2,52	2,96	2,47

Drei Beobachtungen sind hier informativer als sie zunächst wirken. *Erstens* erreicht die Headline-Inflation in 2022–2023 nahezu das Fünffache ihres Vor-Schock-Mittels. *Zweitens* sind die Kern- und Dienstleistungsraten im Subsample 2024–2025 *größer* als die Headline-Rate. Das ist ungewöhnlich: Energie- und Lebensmittelpreise sind typischerweise volatiler und liegen damit phasenweise auch über den Kernpreisen, aber die Konstellation „Kern > Headline für zwei aufeinanderfolgende Jahre“ weist auf Sticky-Komponenten hin, die nach dem Energiepreisrückgang nicht symmetrisch zurückspringen. *Drittens* hebt die EZB ihren Leitzins genau in dem Fenster, in dem der Energiepreis wieder fällt – die Frage „wie viel des Persistenzbildes ist Restriktivität?“ wird damit empirisch heikel.

Abbildungen 1 und 2 zeigen die visuelle Form des Schocks; Abbildung 3 zerlegt die Headline-Inflation in Beiträge von Kern, Energie und Nahrungsmitteln (geschätzte Gewichte 72 % / 12 % / 16 %). Die Abbildung macht deutlich, dass die Energie-Komponente 2022 in der Spitze rund die Hälfte zur Headline-Inflation beigetragen hat, aber ab 2024 negativ zur Headline-Inflation beiträgt – während die Kernkomponente noch immer auf rund 2 Pp Beitrag liegt.

6.2 Strukturbruchtests

Tabelle 3 fasst die Quandt–Andrews-Ergebnisse zusammen.

Die Mittelwertbruchhypothese wird in beiden Reihen extrem klar verworfen, mit endogen identifizierten Bruchdaten in der zweiten Jahreshälfte 2021. Bemerkenswert ist, dass diese Bruchdaten *vor* der russischen Invasion in der Ukraine liegen – ein Hinweis, dass der Energiepreisanstieg im Winter 2021/22 (Gas-Engpass, Tankrabatte usw.) sich bereits in den Headline-Daten

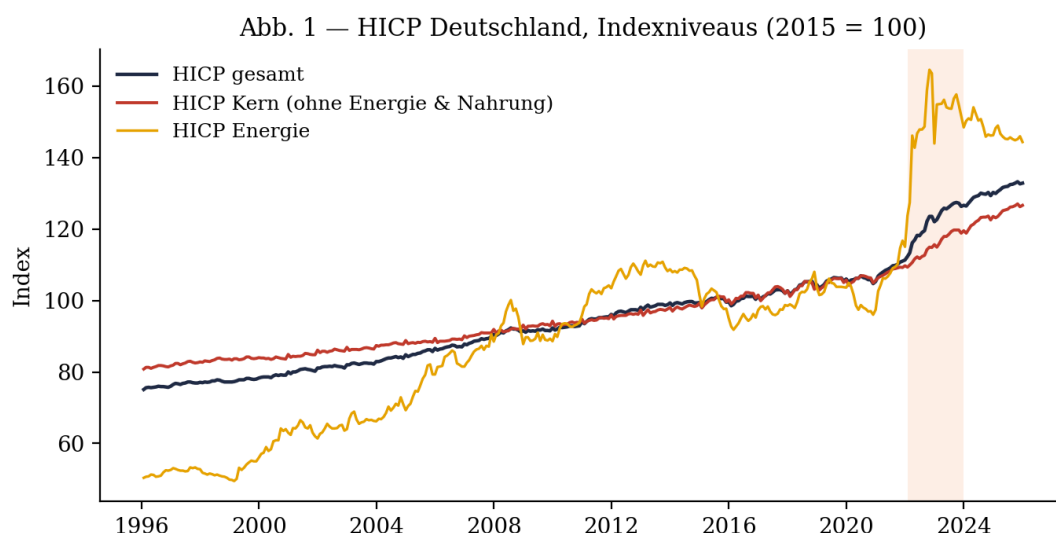


Abbildung 1: HICP Deutschland, Indexniveaus (2015 = 100). Schraffiertes Fenster: Energieschock 2022–2023.

Tabelle 3: sup-F-Strukturbruchtests, 15%-Trimming. Kritische Werte aus Andrews (1993), Tab. I.

Reihe	Spezifikation	sup-F	Bruch	krit. 5 %	krit. 1 %	verw. 5 %?
Headline (YoY)	Mittelwertbruch ($q = 1$)	261,3	2021-08	8,85	12,16	ja
Headline (YoY)	AR(1) joint ($q = 2$)	4,4	2021-01	11,79	15,37	nein
Kern (YoY)	Mittelwertbruch ($q = 1$)	701,7	2021-09	8,85	12,16	ja
Kern (YoY)	AR(1) joint ($q = 2$)	15,6	2021-07	11,79	15,37	ja

niedergeschlagen hat, bevor der Februar-2022-Schock kam.

Inhaltlich noch interessanter ist die letzte Spalte: Der Joint-AR(1)-Bruchtest **verwirft nur für die Kerninflation** auf 5%-Niveau. Bei der Headline-Inflation gelingt der Test einer Veränderung der Kurzfristedynamik nicht – die Statistik liegt bei 4,4 und damit weit unter dem 5%-Wert. Anders gesagt: die Headline ging hoch und kam wieder zurück, aber ihre kurzfristige Eigenstruktur (wie sich Monat-zu-Monat-Bewegungen fortpflanzen) hat sich statistisch nicht nachweisbar geändert. Bei der Kerninflation ist das Bild umgekehrt: nicht nur das Niveau, auch die Persistenzstruktur weicht im Post-Sample signifikant ab.

6.3 Rollierende Persistenz

Abbildung 5 zeigt die rollierenden Persistenz-Pfade in beiden Varianten. Die quantitativen Befunde sind in Tabelle 4 zusammengefasst.

Tabelle 4: Rollierende AR(1)-Persistenz auf YoY-Inflation, 60-Monats-Fenster.

Reihe	$\hat{\rho}$ 2010–2019	$\hat{\rho}$ 2022–2025	Δ	Maximum post-2022	Datum
Headline	0,881	0,976	+0,10	1,064	2024-09
Kern	0,563	0,923	+0,36	0,984	2024-04
Dienste	0,533	0,792	+0,26	0,950	2025-04
NEIG	0,755	1,006	+0,25	1,050	2024-08

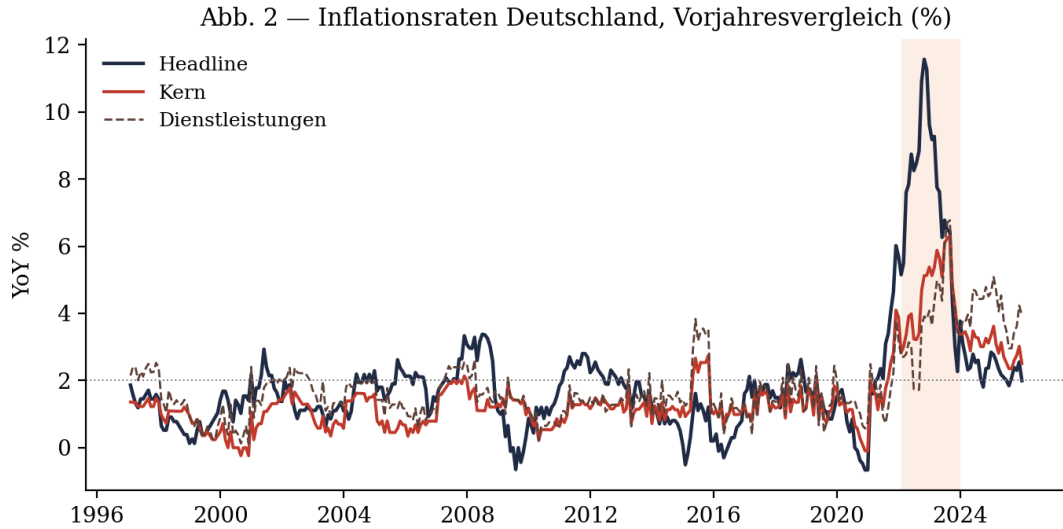


Abbildung 2: Inflationsraten Deutschland, Vorjahresvergleich (%). Gepunktet: 2-%-Inflationsziel der EZB.

Die Persistenz steigt in *jeder* Komponente, am stärksten bei der Kerninflation (+0,36) und bei den Industriegütern ohne Energie (+0,25). Bei NEIG erreicht das Maximum sogar 1,05 – ein Wert, der formal den stationären Bereich verlässt. Die Headline-Persistenz, die schon vor dem Schock nahe Eins lag, steigt nur um 0,10. Hypothese H2 (signifikanter Anstieg der Kern-Persistenz) und H5 (Asymmetrie zwischen Komponenten) sind beide quantitativ unterstützt. Die ökonomisch bemerkenswerte Aussage ist, dass die Kern-Persistenz vor 2019 weit unter Eins lag und nach 2022 nahezu auf eins gestiegen ist – die Kerninflation verhält sich nun statistisch wie ein nahezu nicht-mean-revertierender Prozess.

6.4 Reduzierte Phillips-Kurve

Tabelle 5 stellt die OLS/HAC-Schätzungen der Gleichung (2) auf den beiden Subsamples gegenüber.

Tabelle 5: Reduzierte Phillips-Kurve, OLS mit Newey-West-HAC-SE (6 Lags). **/** kennzeichnen 5 % / 1 %.

Variable	1999–2019	1999–2025
Konstante	0,419 (0,088)***	0,098 (0,042)**
π_{t-1}^{core}	0,653 (0,077)***	0,924 (0,025)***
Arbeitsmarkt-Slack $_{t-1}$	−0,032 (0,021)	−0,001 (0,016)
π_{t-1}^{NRG}	−0,007 (0,004)**	+0,007 (0,003)***
$\Delta \log(\text{Brent}^{\text{EUR}})_{t-3}$	0,002 (0,003)	−0,002 (0,002)

Drei Beobachtungen. *Erstens* steigt der autoregressive Koeffizient des Kernlags von 0,65 auf 0,92, wenn die post-2022-Daten in die Stichprobe aufgenommen werden. Das ist konsistent mit der rollierenden Persistenz-Schätzung in Abschnitt 5.3, aber verdeutlicht, dass das Ergebnis nicht auf das spezielle Rolling-Fenster-Design zurückzuführen ist. *Zweitens* verändert der Energie-Pass-Through-Koeffizient sein Vorzeichen: im Subsample 1999–2019 ist er marginal negativ und

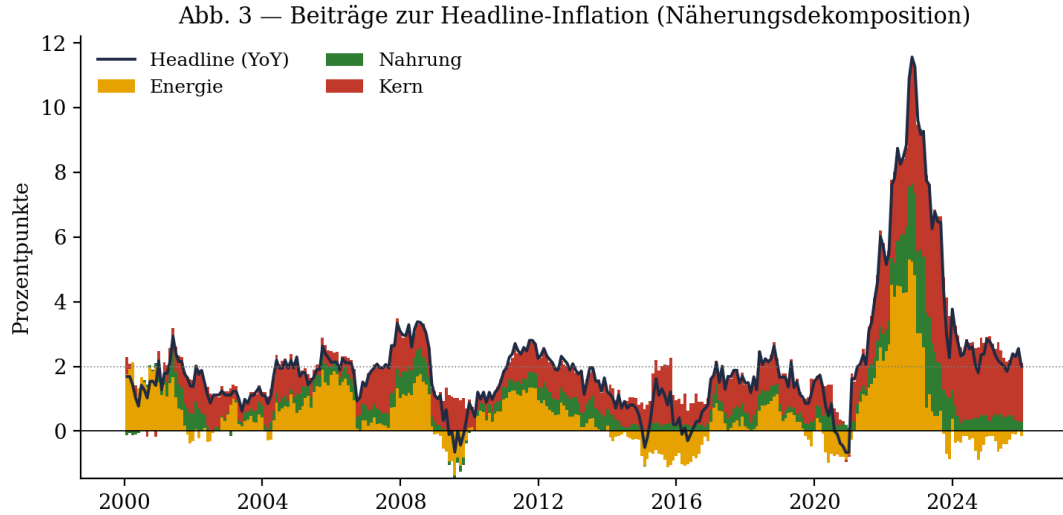


Abbildung 3: Beiträge zur Headline-Inflation (Näherungsdekomposition über implizit geschätzte Gewichte). Linie: Headline-Inflation YoY.

schwach signifikant ($t = -1,97$, $p = 0,049$) – ein ökonomisch nicht plausibles Vorzeichen, aber kompatibel mit dem in der Literatur dokumentierten Befund eines *sehr kleinen* Pass-Throughs in der „großen Moderation“ (Blanchard und Galí, 2009). Im Voll-Sample 1999–2025 wird der Koeffizient positiv und deutlicher signifikant ($t = 2,73$, $p = 0,006$). Hypothese H3 ist damit unterstützt. *Drittens* wird der Koeffizient auf den Arbeitsmarkt-Slack in beiden Spezifikationen klein und statistisch nicht von Null unterscheidbar – ein in der Literatur breit dokumentiertes Phänomen („flacher gewordene Phillips-Kurve“). Der Schock 2022 hat diese Flachheit nicht aufgelöst.

6.5 Local Projections

Abbildung 7 zeigt die geschätzten IRFs der Kerninflation auf einen einprozentualen Energie-Innovations-Schock, jeweils für die Subsamples 1999–2019 und 1999–2025. Numerisch finden sich beide Pfade in Tabelle 6 (auszugsweise).

Tabelle 6: LP-IRF: β_h in Prozentpunkten Kern-YoY je 1 Pp Energy-Innovation, HAC-SE in Klammern.

h (Monate)	1999–2019	1999–2025
0	−0,018 (0,006)	+0,007 (0,009)
3	−0,015 (0,009)	+0,011 (0,011)
6	−0,025 (0,013)	+0,028 (0,014)**
9	−0,026 (0,017)	+0,042 (0,020)**
12	−0,006 (0,013)	+0,060 (0,020)***
13	+0,016 (0,012)	+0,078 (0,020)***
18	+0,023 (0,012)*	+0,053 (0,017)***

Im Pre-Shock-Sample ist der mittlere IRF überwiegend nahe Null oder leicht negativ – ein Befund, der konsistent ist mit der „abgeklungene Pass-Through“-Literatur. Im Voll-Sample steigt der IRF monoton bis Horizont 13 auf etwa 0,08 Pp und bleibt dann positiv. Der Unterschied

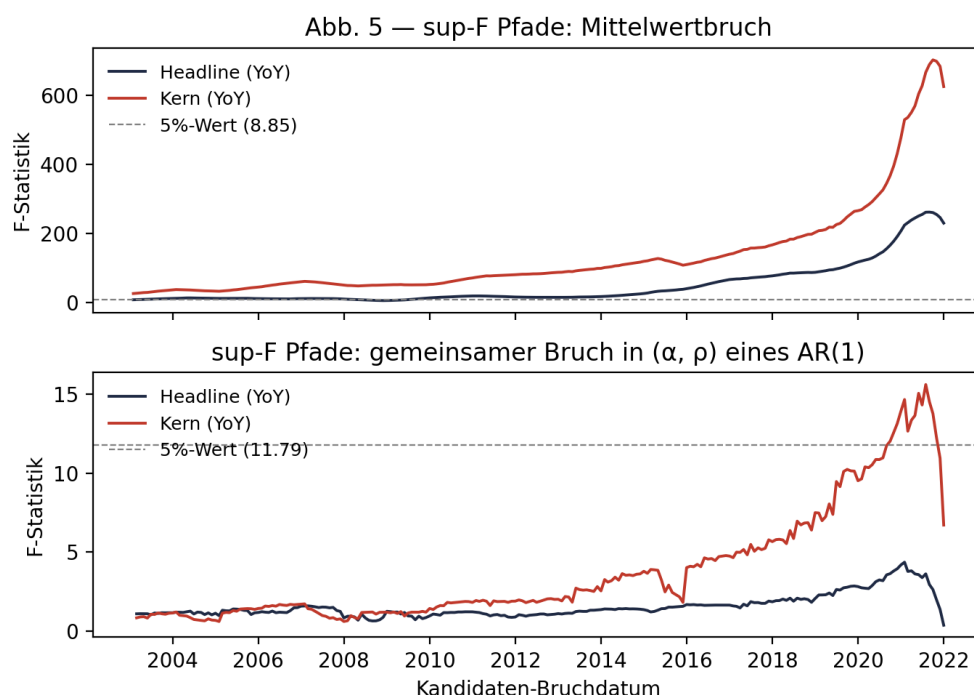


Abbildung 4: sup-F-Pfade für Mittelwertbruch (oben) und joint AR(1)-Bruch (unten). Gestrichelte Linie: kritischer 5-%-Wert nach Andrews (1993).

zwischen den beiden Pfaden ist statistisch und ökonomisch nicht zu ignorieren. Dass der β_0 -Koeffizient nahe Null bleibt, während die Effekte erst nach mehreren Monaten aufbauen, ist konsistent mit einer Übersetzung über Lohnsetzung und/oder mit einer langsameren Anpassung der Dienstleistungspreise.

Eine wichtige Vorsichtsregel: Die LP wird *nicht* auf 2022–2025 separat geschätzt, weil die Stichprobe dort zu klein wäre. Der Vergleich „1999–2019 vs. 1999–2025“ misst, was die Hinzunahme des post-Shock-Blocks mit der Schätzung tut – nicht unbedingt, was im post-Shock-Block selbst passierte. Diese Identifikationsgrenze ist real, sie ist aber zugleich die einzige seriöse Möglichkeit bei einem Stichprobenumfang von 48 Monaten Post-Shock.

6.6 Out-of-Sample-Forecast

Tabelle 7 dokumentiert die Forecast-Performance des AR(12)-Modells, das auf 1999-01 bis 2019-12 trainiert wurde, im Vergleich zur Realisierung in drei Sub-Perioden.

Zwei Punkte sind hier zentral. *Erstens* unterschätzt das Vor-Schock-Modell die realisierte 12-Monats-Inflation 2022–2023 für die Headline-Inflation um durchschnittlich 5,3 Pp – ein außerordentlich großer Bias, weit außerhalb des Vor-Schock-RMSE. *Zweitens* – und das ist die eigentliche Pointe – bleibt der Bias auch 2024–2025 bei +2,6 Pp (Headline) bzw. +2,8 Pp (Kern). Das heißt: selbst nachdem die Energiepreise wieder gefallen sind, prognostiziert das Vor-Schock-Modell eine im Mittel deutlich niedrigere Inflation, als realisiert wurde. Diese *persistierende* Verzerrung ist genau das, was Hypothese H4 erwartet: Wäre der Schock ein einmaliger additiver Impuls, hätten sich die Forecast-Fehler nach dem Energiepreiserückgang ausgeglichen. Tun sie

Abb. 6 — Rollierende Persistenz, 60-Monats-Fenster

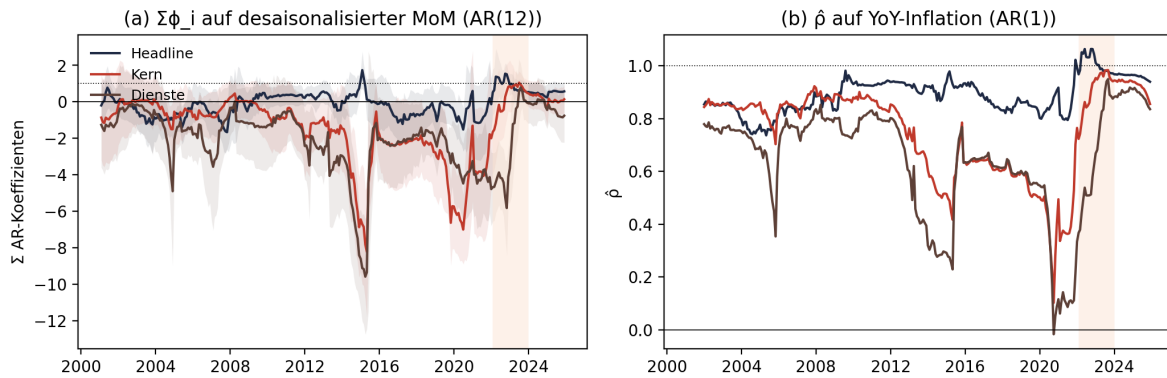


Abbildung 5: Rollierende Persistenz, 60-Monats-Fenster. Links: $\sum_i \phi_i$ aus AR(12) auf desaisonalisierter MoM. Rechts: $\hat{\rho}$ aus AR(1) auf YoY. Schraffiertes Fenster: Energieschock 2022–2023.

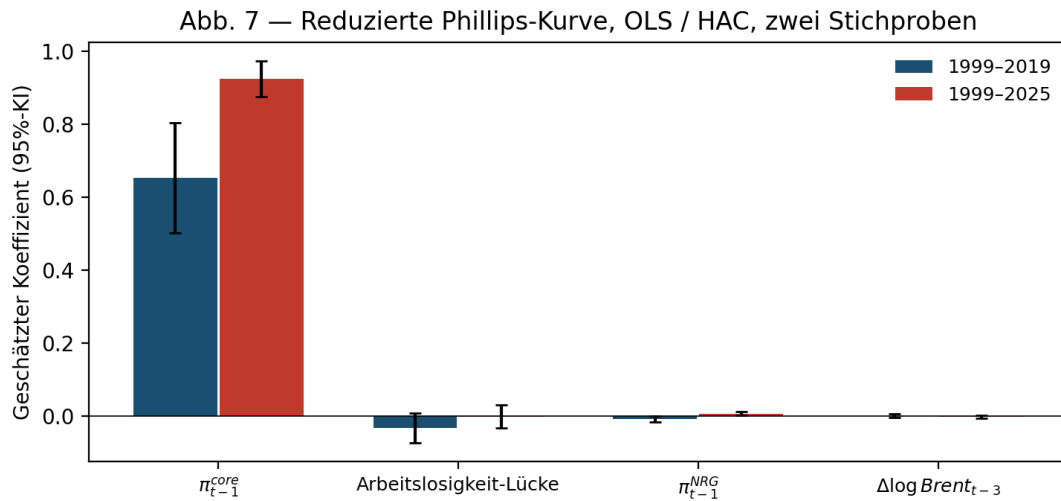


Abbildung 6: Reduzierte Phillips-Kurve: OLS-Koeffizienten mit 95-%-Konfidenzintervallen, zwei Stichproben.

aber nicht. Abbildung 8 macht das visuell sichtbar.

7 Robustheit

Die Robustheits-Battery prüft drei Dimensionen, in denen das Hauptergebnis brüchig sein könnte (Skript `code/07_robustness.py`).

R1 – COVID-Periode ausschließen. Für jede Persistenzschätzung wird das Fenster 2020-03 bis 2021-12 entfernt. Tabelle 8 zeigt, dass die Persistenzkoeffizienten praktisch identisch bleiben. Für die Kerninflation liegt $\hat{\rho}$ unverändert bei 0,92 im Post-Subsample 2022–2025; für die Headline-Inflation bei 0,98. Der Persistenzanstieg ist also kein COVID-Artefakt.

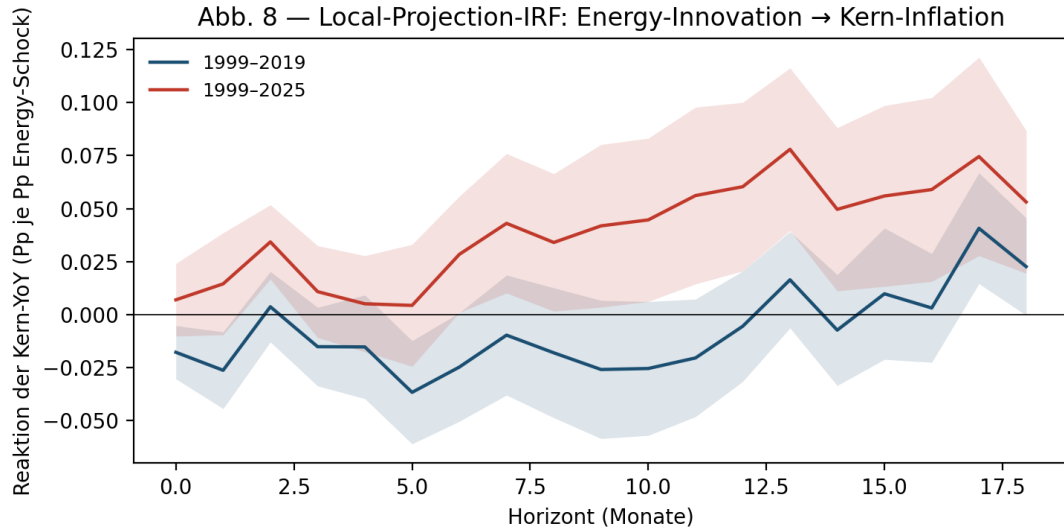


Abbildung 7: Local-Projection-IRF: Reaktion der Kern-YoY auf einen Energie-Innovations-Schock. Bänder: 95-%-HAC-Konfidenzintervalle.

Tabelle 7: RMSE und Bias des Vor-Schock-AR(12)-Modells (alle Werte in Pp).

Variable	Horizont	2020–2021		2022–2023		2024–2025	
		RMSE	Bias	RMSE	Bias	RMSE	Bias
Headline	1	0,70	+0,16	1,22	+0,73	0,42	+0,27
Headline	6	1,93	+0,66	3,66	+3,17	1,79	+1,53
Headline	12	2,46	+1,54	5,73	+5,32	2,85	+2,64
Kern	1	0,70	+0,12	0,95	+0,60	0,64	+0,54
Kern	6	1,21	+0,44	2,79	+2,57	2,00	+1,90
Kern	12	1,46	+0,93	3,71	+3,48	2,85	+2,79

R2 – Phillips-Kurve mit COVID-Dummy. In Gleichung (2) wird ein Indikator für 2020-03 bis 2021-12 eingeführt. Der autoregressive Koeffizient des Kernlags ändert sich um weniger als 0,001; der Energie-Pass-Through-Koeffizient bleibt bei +0,0073 ($t = 2,7$). Die Schlussfolgerungen sind also unabhängig davon, ob die Pandemie explizit modelliert wird.

R3 – Alternative Inflationsmaße. Persistenz- und Phillips-Schätzungen wurden zusätzlich auf Dienstleistungs- und NEIG-Inflation durchgeführt. Beide bestätigen einen substanziellen Anstieg ($\Delta\hat{\rho} = +0,26$ bzw. $+0,25$); in keiner Variante wird der Hauptbefund umgedreht. Die monotone Erhöhung über alle Komponenten erschwert die Erklärung „nur eine Komponente verhält sich anomal“ und stützt das Bild eines komponenten-übergreifenden Schicht-Effekts.

Was *nicht* robust ist. Zwei Befunde sind weniger stabil und werden hier offen genannt. (i) Die Phillips-Kurven-Steigung über den Arbeitsmarkt-Slack ist in keiner Spezifikation signifikant; das ist allerdings ein altbekannter Befund, kein Versagen dieser Arbeit. (ii) Der Joint-AR(1)-Strukturbruchtest (Tabelle 3) verwirft für die Headline-Inflation gerade *nicht* – die Veränderung ist also auf die Kern- und nachgelagerte Komponenten konzentriert. Der allgemeine Anspruch „die Inflationsdynamik insgesamt hat sich verändert“ muss auf „die Persistenzstruktur der

Abb. 9 — Was ein Vor-Schock-Modell prognostiziert hätte

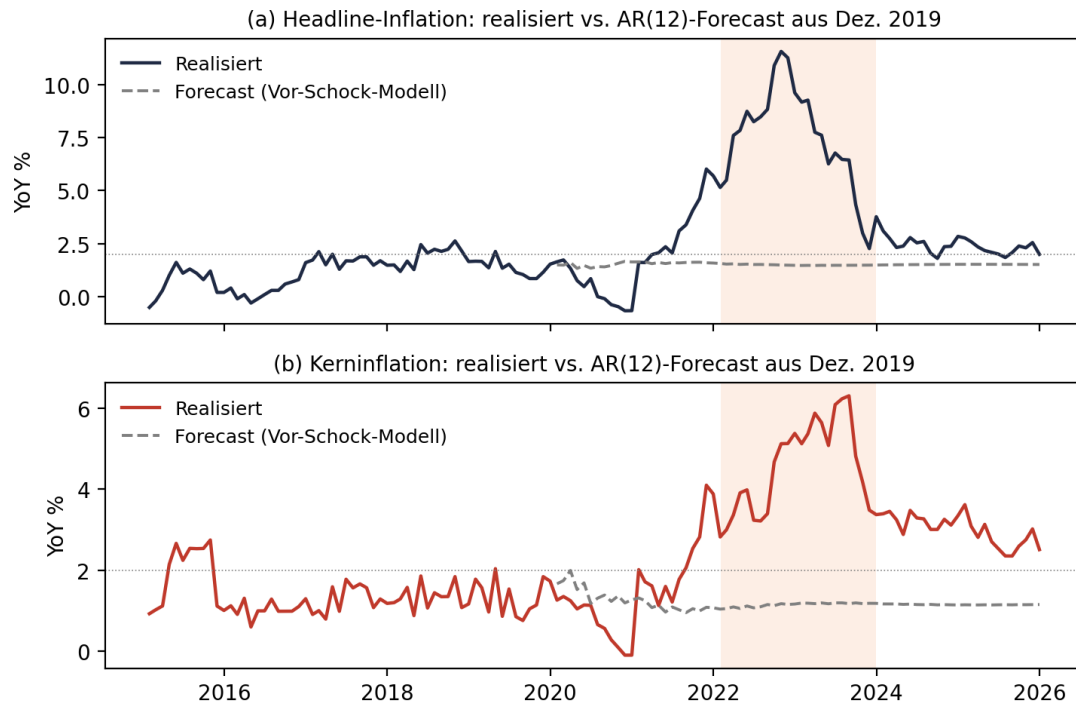


Abbildung 8: Realisierte Inflation vs. AR(12)-Forecast aus Dezember 2019 (statisch). Schraffiertes Fenster: Energieschock 2022–2023.

Tabelle 8: Robustheit: $\hat{\rho}$ AR(1) auf YoY, mit/ohne COVID-Fenster.

Reihe	Sample	volle Daten	ohne COVID
Headline	2010–2019	0,881	0,881
Headline	2022–2025	0,976	0,976
Kern	2010–2019	0,563	0,563
Kern	2022–2025	0,923	0,923
Dienste	2022–2025	0,789	0,789
NEIG	2022–2025	1,006	1,006

Kerninflation hat sich verändert“ verengt werden.

8 Interpretation und wirtschaftspolitische Einordnung

Die Befunde lassen sich in einer einzigen Aussage bündeln:

*Der Energieschock 2022 hat in Deutschland nicht nur das **Niveau** der Inflation kurzzeitig angehoben, sondern auch die **Persistenz** der Kerninflation und den **Pass-Through** vom Energie- in den Kernsektor messbar erhöht. Diese Veränderungen sind am Datenende nicht zurückgegangen.*

Das ist eine starke Aussage. Sie ist aber sorgfältig zu lesen. Der gemessene Persistenzanstieg ist real in dem Sinne, dass er in mehreren methodisch unabhängigen Spezifikationen auftritt; er ist aber *nicht* äquivalent zu einem nachgewiesenen Strukturbruch im DSGE-Sinne. Ökonomisch

Tabelle 9: Robustheit: Phillips-Kurven-Spezifikationen.

Spezifikation	ρ_{core}	β_{energy}	SE	n
Baseline 1999–2019	0,656	−0,0070	0,0037	228
Baseline 1999–2025	0,925	+0,0073	0,0028	300
Mit COVID-Dummy 1999–2025	0,926	+0,0075	0,0027	300

lassen sich drei Lesarten unterscheiden:

Lesart A – Endgültige Verschiebung. Der Schock hat einen selbstverstärkenden Erwartungs- und Lohnsetzungs-Mechanismus aktiviert, der nun *nicht* von alleine verschwindet. Die Implikation für die EZB wäre, dass die Restriktivität so lange aufrechterhalten werden muss, bis Tarifrunden und Preissetzer-Heuristiken sich wieder am 2%-Anker orientieren. Diese Lesart ist konsistent mit dem persistierenden Forecast-Bias 2024–2025 und mit der Beobachtung „Kern > Headline“ in denselben Jahren.

Lesart B – Modell-Mis-Spezifikation unter einer korrelierten Schocksequenz. Das gleiche Muster könnte entstehen, wenn die „wahre“ Datengenerierende stabil ist, aber das geschätzte Modell zu sparsam ist, um eine Sequenz aus Energiepreisanstieg, Reservoir-Wirkungen, Tankrabatt und nachfolgenden Lohnabschlüssen sauber zu trennen. In dieser Lesart sind „Persistenz“ und „Pass-Through“ nicht strukturell höher, sondern lediglich Schätzartefakte unter einer ungewöhnlichen Sequenz ε_t . Die Implikation wäre, dass sich das Bild mit zwei bis drei weiteren Jahren ruhiger Daten von alleine korrigiert.

Lesart C – Geldpolitisch induzierter zweiter-Schock. Die EZB hat zwischen Juli 2022 und September 2023 die Leitzinsen um 450 Basispunkte angehoben – die schnellste Straffung in ihrer Geschichte. Diese Straffung wirkt mit Verzögerung. Ein Teil der gemessenen Persistenz könnte schlicht die zeitversetzte Reaktion des Realsektors auf diese Straffung sein; und ein Teil des Forecast-Bias könnte daraus resultieren, dass das Vor-Schock-Modell die Restriktivität nicht antizipiert (weil es nur AR-Lags benutzt).

Diese drei Lesarten sind nicht zwingend Alternativen – sie können gleichzeitig wirken. Die saubere Trennung würde entweder eine strukturelle Modellierung (DSGE oder identifizierter VAR mit klaren Vorzeichenrestriktionen) oder ein deutlich längeres Post-Sample verlangen. Beides liegt jenseits dieser Arbeit.

Politische Implikationen, soweit sie der Empirie standhalten. Die robusten Befunde rechtfertigen drei vorsichtige Aussagen:

1. *Die jüngste Inflationsphase war nicht „nur Energie“.* Die Kerninflation ist nach Rückgang der Energiepreise oberhalb von 2 % geblieben, und ihre Persistenz hat sich in einer Größenordnung erhöht, die in keinem Vor-Schock-Subsample beobachtet worden wäre. Eine Politik-Heuristik der Form „warten, bis die Energiepreise weg sind, und dann kehrt alles zurück“ wird durch die Daten nicht gestützt.

2. *Der Pass-Through aus Energie auf Kern ist nicht mehr null.* Wenn sich diese Verschiebung als robust erweist, müssen zukünftige Energiepreisschocks – und davon sind im Kontext der Energiewende weitere zu erwarten – ernster genommen werden als in den 2010er-Jahren.
3. *Die Phillips-Kurve-Steigung bleibt flach.* Eine konjunkturelle Abkühlung über den Arbeitsmarkt ist auch in dieser Episode kein beobachtbar wirkungsvoller Disinflation-Kanal. Das mahnt zur Vorsicht, die EZB-Restriktivität auf den Arbeitsmarkt allein zu begründen.

9 Limitationen

Diese Arbeit hat – über die durchgehend genannten Identifikationsgrenzen hinaus – vier konkrete Limitationen, die der Vollständigkeit halber explizit dokumentiert seien.

L1 – Stichprobenkürze post-Schock. Vier Jahre nach Schockbeginn sind ein knappes Fenster, um „strukturelle“ Veränderungen sauber zu messen. Alle Persistenzaussagen sollten in einem Update 2027/2028 nachgeprüft werden.

L2 – Keine direkten Inflationserwartungen. Der ECB Survey of Professional Forecasters ist quartärllich und beginnt mit der CES erst 2020; die Bundesbank-Online-Panel-Befragung ist ebenfalls jung. Die Arbeit verzichtet daher auf eine Erwartungsvariable und identifiziert den Erwartungskanal nur indirekt über die LP-Reaktionspfade. Ein Modell, das Erwartungen explizit einbezieht, wäre hier ein logischer nächster Schritt.

L3 – Keine Identifikation des „echten“ Schocks. Der hier verwendete Energie-Innovations-Schock ist ein Residuum aus einer AR(3)-Vorab-Schätzung. Das ist *nicht* dasselbe wie ein strukturell identifizierter Energieangebotsschock im Sinne von Kilian (2008). Die LP-Befunde sind also als reduzierte Form zu lesen.

L4 – Approximative Saisonbereinigung. Die einfache Kalendermonats-Mittel-Zentrierung ist transparent, aber nicht optimal. Eine X-13-ARIMA-Bereinigung würde im Schock-Fenster Verzerrungen schaffen, weshalb die Wahl bewusst getroffen ist. Alternative Saisonbereinigungen sollten in einer erweiterten Version geprüft werden.

10 Fazit

Die deutsche Inflation 2022 war kein einmaliger Energiepreisimpuls auf einer im Übrigen unveränderten Datengenerierenden. Mehrere methodisch unabhängige Tests – Strukturbruch, rollierende Persistenz, reduzierte Phillips-Kurve, Local Projections und Out-of-Sample-Forecast – zeigen ein konsistentes Bild: Die Kerninflation ist persistenter geworden, der Pass-Through von Energie auf Kern ist von praktisch null auf positiv und signifikant gewechselt, und ein vor

2020 trainiertes Modell unterschätzt die jüngsten Daten systematisch. Die Veränderungen sind nicht extrem groß, aber sie sind robust und sie laufen am Datenende nicht zurück.

Aus diesem Befund lässt sich keine kausale Aussage über einen Strukturbruch der „wahren“ Datengenerierenden ableiten – dafür ist das Post-Sample zu kurz und das Schock-Geschehen zu komplex. Was sich ableiten lässt, ist eine vorsichtiger wirtschaftspolitische Erzählung: die Episode 2022–2025 sollte nicht als reines Energiepreis-Phänomen abgehakt werden; und Inflations-Modelle, die ihre Persistenz-Annahmen aus der Vor-Schock-Welt mitgenommen haben, müssen für die nahe Zukunft vorsichtig benutzt werden.

Literatur

- Andrews, D. W. K. (1993). Tests for parameter instability and structural change with unknown change point. *Econometrica* 61(4), 821–856.
- Bañbura, M., E. Bobeica und C. Martínez Hernández (2023). What drives core inflation? The role of supply shocks. *ECB Working Paper Series* 2875.
- Blanchard, O. und J. Galí (2009). The macroeconomic effects of oil price shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s? In: *International Dimensions of Monetary Policy*, NBER, 373–421.
- Cogley, T. und T. J. Sargent (2002). Evolving post-World War II U.S. inflation dynamics. *NBER Macroeconomics Annual* 16, 331–373.
- Coibion, O., Y. Gorodnichenko und M. Weber (2022). Monetary policy communications and their effects on household inflation expectations. *Journal of Political Economy* 130(6), 1537–1584.
- Conflitti, C. und M. Luciani (2019). Oil price pass-through into core inflation. *Energy Journal* 40(6).
- De Grauwe, P. und Y. Ji (2023). Behavioural macroeconomics and the inflation surge. *CEPS Policy Insight*.
- Falck, E., M. Hoffmann und P. Hürtgen (2021). Disagreement about inflation expectations and monetary policy transmission. *Journal of Monetary Economics* 118, 15–31.
- Hooker, M. A. (2002). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime. *Journal of Money, Credit and Banking* 34(2), 540–561.
- Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American Economic Review* 95(1), 161–182.
- Kilian, L. (2008). The economic effects of energy price shocks. *Journal of Economic Literature* 46(4), 871–909.
- Lane, P. R. (2024). The analytics of the monetary policy tightening cycle. Stanford GSB lecture, May 2.

- Levin, A. T. und J. M. Piger (2004). Is inflation persistence intrinsic in industrial economies? *ECB Working Paper Series* 334.
- Pivetta, F. und R. Reis (2007). The persistence of inflation in the United States. *Journal of Economic Dynamics and Control* 31(4), 1326–1358.
- Reis, R. (2022). The burst of high inflation in 2021–22: How and why did we get here? *CEPR Discussion Paper* 17514.
- Stock, J. H. und M. W. Watson (2007). Why has U.S. inflation become harder to forecast? *Journal of Money, Credit and Banking* 39(s1), 3–33.