

Scharff, Juliane

Article

Vorteile einer niedrigen Inflationsrate: Empirische Ergebnisse für den Euroraum

Wirtschaft im Wandel

Provided in Cooperation with:

Halle Institute for Economic Research (IWH) – Member of the Leibniz Association

Suggested Citation: Scharff, Juliane (2010) : Vorteile einer niedrigen Inflationsrate: Empirische Ergebnisse für den Euroraum, *Wirtschaft im Wandel*, ISSN 2194-2129, Leibniz-Institut für Wirtschaftsforschung Halle (IWH), Halle (Saale), Vol. 16, Iss. 10, pp. 491-497

This Version is available at:

<http://hdl.handle.net/10419/143858>

Standard-Nutzungsbedingungen:

Die Dokumente auf EconStor dürfen zu eigenen wissenschaftlichen Zwecken und zum Privatgebrauch gespeichert und kopiert werden.

Sie dürfen die Dokumente nicht für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, öffentlich zugänglich machen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Sofern die Verfasser die Dokumente unter Open-Content-Lizenzen (insbesondere CC-Lizenzen) zur Verfügung gestellt haben sollten, gelten abweichend von diesen Nutzungsbedingungen die in der dort genannten Lizenz gewährten Nutzungsrechte.

Terms of use:

Documents in EconStor may be saved and copied for your personal and scholarly purposes.

You are not to copy documents for public or commercial purposes, to exhibit the documents publicly, to make them publicly available on the internet, or to distribute or otherwise use the documents in public.

If the documents have been made available under an Open Content Licence (especially Creative Commons Licences), you may exercise further usage rights as specified in the indicated licence.

Vorteile einer niedrigen Inflationsrate: Empirische Ergebnisse für den Euroraum

Mitten hinein in die allgemeine Sorge, dass in der derzeitigen Lage enormer Staatsverschuldung die Regierungen ihre Defizite auf Kosten einer höheren Inflation reduzieren wollen, platzte der Vorschlag des IWF-Chefvolkswirts *Olivier Blanchard*, das Inflationsziel auf vier Prozent anzuheben.⁴⁴ Dieser Vorschlag entfachte eine lebhafte Debatte über die angemessene Höhe der Zielinflationsrate.

Die vorliegende empirische Studie greift diese Diskussion auf und untersucht für den Euroraum das Auftreten negativer realwirtschaftlicher Effekte von Inflation. Sie liefert neue Evidenz dafür, dass Inflation volkswirtschaftliche Kosten verursacht und folglich eine Geldpolitik moderater Inflationsraten ratsam erscheint.

Die Inflationsziele fast aller Zentralbanken sind moderat positiv. Unter den Notenbanken in den Industriestaaten, die Inflationssteuerung betreiben, konzentrieren sich die direkten Inflationsziele überwiegend um die Marke von 2% pro Jahr.⁴⁵ Auch für die Europäische Zentralbank (EZB) ist Preisstabilität gewährleistet, wenn die Inflationsrate mittelfristig „unterhalb, aber nahe 2%“ liegt. Allerdings ist es aus theoretischer Sicht keineswegs offensichtlich, dass die optimale Inflationsrate ein moderates positives Niveau hat. So stellen z. B. *Stephanie Schmitt-Grohe* und *Martin Uribe*⁴⁶ in einer aktuellen Studie fest, dass die dominierenden ökonomischen Theorien, die realwirtschaftliche Effekte der Inflation implizieren, optimale Inflationsraten vorschlagen, die zwischen dem negativen Realzins und der Nullinflation liegen. Schon die Theorie der optimalen Geldhaltung von *Friedman*⁴⁷ verlangt eine optimale Geldpolitik, die die Opportunitätskosten der Geldhaltung minimiert, indem der Nominalzinssatz auf null gesetzt wird. Diese Geldpolitik erfordert also eine negative Zielinflationsrate in Höhe des realen Zinssatzes.

Andere Theorien, bei denen z. B. nominale Rigiditäten in Form verzögerter Preisanpassungen reale Effekte der Inflation verursachen, befürworten eine optimale Inflation von 0%. *Schmitt-Grohe et al.*⁴⁸ zeigen außerdem, dass auch Modelle, die beide Hauptargumente für eine Nicht-Neutralität des Geldes – also die Geldhaltung zu Transaktionszwecken sowie die Existenz von Preisrigiditäten – vereinen, zu optimalen Inflationsraten führen, die zwischen dem negativen Realzinssatz und der Nullinflation liegen.

Allerdings gibt es auch Argumente, die gegen ein negatives Inflationsziel oder eine Nullinflationsrate sprechen. Deflation ist – wie auch das Beispiel Japans Anfang der 1990er Jahre zeigt – mindestens genauso gefürchtet wie Inflation. Wenn sie sinkende Preise erwarten, werden Konsumenten und Investoren größere Anschaffungen verschieben. Auch sinkt der Wert von Sachvermögen wie beispielsweise Immobilien. Für eine positive Zielinflationsrate werden meist drei Argumente angeführt. Das erste betrifft die Tatsache, dass einige Faktorpreise – wie z. B. Nominallöhne – „nach unten“ rigide sind, d. h. Preissenkungen eher selten auftreten. Realpreisveränderungen – z. B. aufgrund unterschiedlicher Produktivitätsentwicklung in den Sektoren – sind dann bei einer positiven Inflationsrate zu erreichen, indem die Preise in den Sektoren unterschiedlich stark steigen. Das zweite Argument betrifft die fehlerhafte Messung der Inflationsrate in der Praxis. Es gibt verschiedene Faktoren wie z. B. Qualitätsverbesserungen der im Warenkorb enthaltenen Produkte, die die Messung der Preisentwicklung mit Hilfe des Verbraucherpreisindex beeinflussen und die Teuerungsrate tendenziell zu hoch ausweisen.⁴⁹ Das dritte Argument, das auch *Blanchard et al.*⁵⁰ anführen, betrifft den Umstand, dass der Nominalzinssatz nicht unter die Nullprozentgrenze sinken kann.⁵¹ In Krisenzeiten kann es

⁴⁴ Vgl. BLANCHARD, O.; DELL'ARICCIA, G.; MAURO, P.: Rethinking Macroeconomic Policy, in: IMF Staff Position Note, February 2010.

⁴⁵ Vgl. IMF: World Economic Outlook, 2005, p. 162.

⁴⁶ Vgl. SCHMITT-GROHE, S.; URIBE, M.: The Optimal Rate of Inflation. CEPR Discussion Paper, No. 7864, 2010.

⁴⁷ Vgl. FRIEDMAN, M.: The Optimum Quantity of Money and Other Essays. Aldine: Chicago 1969.

⁴⁸ Vgl. SCHMITT-GROHE, S. et al., a. a. O.

⁴⁹ Siehe hierzu auch DEUTSCHE BUNDESBANK: Probleme der Inflationsmessung, in: Monatsbericht Mai, 1998, S. 53-66.

⁵⁰ Vgl. BLANCHARD, O. et al., a. a. O.

⁵¹ Die Existenz einer Nullgrenze für den Nominalzins ist allerdings keineswegs unumstritten. So setzt beispielsweise

allerdings notwendig sein, den realen Zinssatz unter 0% zu senken. Dies ist jedoch nur möglich, wenn die erwartete Inflationsrate entsprechend hoch ist. Die Autoren argumentieren, dass bei einem höheren Inflationsziel die Geldpolitik in Krisenzeiten somit mehr Spielraum für Zinssenkungen hat, da sie nicht so schnell an die Nullzinsgrenze stößt.

Doch sollte die Geldpolitik wirklich eine Erhöhung der Zielinflationsraten in Betracht ziehen? Verschiedene Argumente sprechen dagegen. Die Aufgabe einer stabilitätsorientierten Geldpolitik besteht vor allem darin, die Inflationserwartungen auf einem bestimmten Zielniveau dauerhaft zu stabilisieren. Der Grund dafür ist, dass die Erwartungen der Öffentlichkeit bezüglich der zukünftigen Geldpolitik die aktuelle Inflationsrate beeinflussen. Erhöhen sich die Inflationserwartungen – z. B. weil die Notenbank ihre geldpolitische Strategie der Preisstabilität nicht mehr glaubwürdig vermitteln kann (man spricht vom Zeitinkonsistenzproblem der Geldpolitik) –, ergibt sich eine Inflationsrate, die höher ausfällt als die von der Zentralbank angestrebte Zielinflationsrate.⁵² Gerade in der gegenwärtigen Situation⁵³ hätte eine Erhöhung des Inflationsziels einen Glaubwürdigkeitsverlust der Zentralbank zur Folge, der gegebenenfalls zu einer Destabilisierung der Inflationserwartungen führen kann. Sollten sich die Inflationserwartungen aus ihrer Verankerung lösen, lassen sie sich jedoch nur unter erheblichen gesamtwirtschaftlichen Kosten wieder zurückführen. Des Weiteren darf man bei allen Diskussionen um notwendige Stabilisierungs- und Stimulierungsmaßnahmen der Notenbank zur Belebung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage nicht

die schwedische Notenbank seit Juli 2009 einen negativen Zinssatz (-0,25%) auf Einlagen, die von Banken bei der Zentralbank gehalten werden. Siehe hierzu: Minutes of the Executive Board's Monetary Policy Meeting on 1 July 2009, <http://www.riksbank.com/templates/Page.aspx?id=32162> (Zugriff am 29.07.2010).

⁵² Der Differenzbetrag zwischen der Zielinflationsrate und der tatsächlichen Inflationsrate wird als *inflation bias* bezeichnet. Zum Zeitinkonsistenzproblem der Geldpolitik siehe z. B. HOLTEMÖLLER, O.: Geldtheorie und Geldpolitik, Mohr Siebeck: Tübingen 2008, S. 287 ff.

⁵³ Siehe zur Vertrauens- und Schuldenkrise in Europa DIETRICH, D.; HOLTEMÖLLER, O.; LINDNER, A.: Wege aus der Schulden- und Vertrauenskrise in der Europäischen Wirtschafts- und Währungsunion, in: IWH, Wirtschaft im Wandel 8/2010, S. 370-375.

vergessen, dass Inflation vor allem Kosten verursacht.

Inflation und die Verzerrung der relativen Preise

Als Beispiele für die Kosten von Inflation seien hier die arbiträre Vermögensumverteilung, Verzerrungen im Bereich der Steuern und Kosten einer suboptimalen (zu geringen) Bargeldhaltung genannt.⁵⁴ Aber auch die Beeinträchtigung der von den relativen Preisen in einer Marktwirtschaft wahrzunehmenden Signalfunktion zählt zu den negativen Auswirkungen von Inflation. Denn die relativen Preise sind es, die Produzenten und Konsumenten die Möglichkeit geben, ihr Verhalten immer wieder an veränderte Marktbedingungen anzupassen. Eine effiziente Ressourcenallokation ist dabei umso leichter erreichbar, je transparenter der relative Preismechanismus ist, d. h. je einfacher die beobachteten Preise zu interpretieren sind. Die relativen Preise dürfen insbesondere nicht grundlos schwanken, sondern jede relative Preisbewegung muss ein verlässliches Signal für Investoren und Konsumenten über veränderte Knappheitsverhältnisse beinhalten. Ist der Informationsgehalt der relativen Preise aus irgendeinem Grund verzerrt, können durch falsche Produktions-, Konsum- und Investitionsentscheidungen volkswirtschaftliche Kosten entstehen. Werden nun bei Auftreten von Inflation die Preise nicht gleichmäßig angepasst, erhöht Inflation die Variabilität der relativen Preise, senkt die Transparenz des relativen Preismechanismus und verhindert so eine effiziente Allokation von Ressourcen. Dieser verzerrende Einfluss von Inflation auf die relativen Preise ist auch in den modernen makroökonomischen Modellen mit nominalen Preisrigiditäten („Neu-Keynesianische“ Modelle) das Hauptargument für eine Stabilisierung der Inflationsrate.⁵⁵ Aus diesem Grund ist es für die Geldpolitik wesentlich, die empirische Relevanz des Zusammenhangs zwischen Inflation und Variabilität der relativen Preise zu kennen.

⁵⁴ Siehe hierzu z. B. HOLTEMÖLLER, O.: Geldtheorie und Geldpolitik. Mohr Siebeck: Tübingen 2008, S. 68 ff.

⁵⁵ Siehe z. B. WOODFORD, M.: Interest and Prices: Foundations of a Theory of Monetary Policy. Princeton University Press, 2003, p. 405: „The deadweight losses due to relative price distortions can in each case be completely eliminated, in principle, by stabilizing the aggregate price level.“

Diese Studie untersucht den empirischen Einfluss der Inflation auf die Schwankungen der relativen Preise für den Euroraum. Dabei bezieht sie sich auf eine Arbeit von *Scharff* und *Schreiber*⁵⁶ für US-amerikanische Daten, die – im Unterschied zu vielen anderen empirischen Studien – die Grundstruktur ihres Regressionsmodells der Neu-Keynesianischen Literatur entnommen haben. Die vorliegende Studie kann auch für den Euroraum – im Einklang mit der empirischen Literatur – einen signifikanten positiven Zusammenhang zwischen Inflation und Variabilität der relativen Preise feststellen. Sie liefert damit empirische Evidenz für einen störenden Einfluss von Inflation auf die relativen Preise und folglich für negative realwirtschaftliche Effekte von Inflation.

Der empirische Zusammenhang zwischen Inflation und der Variabilität der relativen Preise

Empirisch lässt sich im Allgemeinen für verschiedene Länder und anhand verschiedener Schätzmethoden ein signifikanter Zusammenhang zwischen Inflation und der Variabilität der relativen Preise feststellen. Dabei wurde empirische Evidenz für die Auswirkungen von Inflation auf die Dispersion der relativen Preise insbesondere für US-amerikanische Daten untersucht. Die traditionelle bivariate Schätzgleichung für Untersuchungen des Einflusses von Inflation (π_t) auf die Variabilität (Dispersion) der relativen Preise (rpv_t) geht auf *Parks*⁵⁷ zurück und wurde in zahlreichen Studien analysiert:

$$rpv_t = b_0 + b_2 \pi_t^2 + u_t. \quad (1)$$

Für diese Gleichung wird typischerweise ein positiver Zusammenhang zwischen der quadrierten Inflationsrate und der Dispersion der relativen Preise ($b_2 > 0$) festgestellt. Anknüpfend an die Studie von *Parks* hat die neuere empirische Literatur versucht, die Schätzgleichungen durch die Aufspaltung der Inflation in erwartete und unerwartete Komponenten und durch die Modellierung von In-

flationsunsicherheit⁵⁸ enger mit der zugrunde liegenden Theorie zu verknüpfen.⁵⁹

Mittlerweile existieren auch verschiedene Studien für europäische Länder. *Fielding* und *Mizen*, *Silver* und *Ioannidis* oder *Konieczny* und *Skrzypacz* folgen methodisch im Wesentlichen *Parks*, indem sie für verschiedene Länder für den Zeitraum vor der Europäischen Währungsunion den linearen Einfluss der Inflationsrate auf die Dispersion der relativen Preise schätzen.⁶⁰ Einen nichtlinearen Einfluss der Inflationsrate auf die Variabilität der relativen Preise lassen *Caglayan* und *Filiztekin*⁶¹ für türkische Daten zu. Dabei unterteilen die Autoren die Stichprobe exogen in einen Beobachtungszeitraum vor 1976 (niedrige Inflationsraten) und einen Zeitraum nach 1976 (hohe Inflationsraten). Im Unterschied zu diesem exogenen Ansatz schätzen *Nautz* und *Scharff*⁶² auf Basis vergleichbarer harmonisierter Preisdaten der einzelnen Mitgliedsstaaten der Eurozone ein *Panel-Threshold*-Modell, um Nichtlinearitäten in der Wirkung von Inflation auf die Variabilität der relativen Preise aufzudecken,

⁵⁸ Vgl. AARSTOL, M.: Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Variability, in: *Southern Economic Journal*, Vol. 66 (2), 1999, pp. 414-423. – GRIER, K. B.; PERRY, M. J.: Inflation, Inflation Uncertainty, and the Relative Price Dispersion: Evidence from Bivariate GARCH-M Models, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 38 (2), 1996, pp. 391-405.

⁵⁹ Aus theoretischer Sicht existieren verschiedene Modelle, die zeigen, dass Inflation die Variabilität der relativen Preise erhöht. Während die *Menu-Cost*-Modelle den positiven Effekt der erwarteten Inflation auf die Variabilität der relativen Preise aufgrund von Preisanpassungskosten hervorheben, bewirkt das Auftreten von unvollständiger Information bezüglich des allgemeinen Preisniveaus in den Signal-Extraktionsmodellen einen positiven Zusammenhang zwischen der unerwarteten Inflation bzw. der Inflationsunsicherheit und der Variabilität der relativen Preise.

⁶⁰ Vgl. FIELDING, D.; MIZEN; P.: Relative Price Variability and Inflation in Europe, in: *Economica*, Vol. 67 (265), 2000, pp. 57-78. – SILVER, M.; IOANNIDIS, C.: Inter-country Differences in the Relationship between Relative Price Variability and Average Prices, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 109 (2), 2001, pp. 355-374. – KONIECZNY, J. D.; SKRZYPACZ, A.: Inflation and Price Setting in a Natural Experiment, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 52 (3), 2005, pp. 621-632.

⁶¹ Vgl. Caglayan, M.; Filiztekin, A.: Nonlinear Impact of Inflation on Relative Price Variability, in: *Economics Letters*, Vol. 79 (2), 2003, pp. 213-218.

⁶² Vgl. NAUTZ, D.; SCHARFF, J.: Inflation and Relative Price Variability in the Euro Area: Evidence from a Panel Threshold Model, in: *Bundesbank Discussion Paper No. 14/2006*.

⁵⁶ Vgl. SCHARFF, J.; SCHREIBER, S.: Evidence on the Effects of Inflation on Price Dispersion under Indexation, in: *IMK Working Paper*, No. 12/2008.

⁵⁷ Vgl. PARKS, R. W.: Inflation and Relative Price Variability, in: *Journal of Political Economy*, Vol. 86 (1), 1978, pp. 79-95.

mit denen sich beispielsweise auch aus empirischer Sicht die Formulierung bestimmter Inflationsziele für die Geldpolitik begründen lässt.⁶³

Der Modellrahmen und die Daten für den Euroraum

Im Gegensatz zur vorgestellten empirischen Literatur wird in dieser Studie für den Euroraum – wie bei Scharff und Schreiber⁶⁴ für US-Daten – eine dynamische Gleichung nichtlinearer funktionaler Form geschätzt, deren Grundstruktur der neuklassischen Literatur entnommen wurde.

Ausgangspunkt ist nun nicht mehr die bivariate Gleichung (1) sondern folgender Zusammenhang:⁶⁵

$$rpv_t = \alpha rpv_{t-1} + \frac{\alpha}{1-\alpha} (\pi_t - \gamma \pi_{t-1})^2. \quad (2)$$

Ein wesentlicher Bestandteil dieses Modells ist die unterstellte Calvo-Preissetzung der Unternehmen in Verbindung mit einer „rückwärts gewandten“ (*backward-looking*) Indexierung der Preise. In dem Modell von Calvo⁶⁶ wird unterstellt, dass ein fixer Anteil der Unternehmen $0 < \alpha < 1$ in jeder Periode die Preise unverändert lässt, während die anderen $1 - \alpha$ Preissetzer ihre Preise optimieren, d. h. individuell anpassen. Zusätzlich wird für die Firmen, die ihre Preise nicht optimieren, angenommen, dass diese Preise an die verzögerte Inflationsrate indexiert werden; γ ($0 \leq \gamma \leq 1$) kennzeichnet hierbei den Indexierungsgrad. Damit erhöhen sich die

nicht optimierten Preise aufgrund der Indexierung an die vergangene Inflationsrate um $\gamma \pi_{t-1}$.⁶⁷

Welche Auswirkungen hat Inflation in diesem Modell auf die Preisdispersion? Gemäß Gleichung (2) erhöht sich die Preisdispersion nur dann, wenn sich die Inflationsrate π_t von $\gamma \pi_{t-1}$ unterscheidet, d. h. wenn die Preise, die angepasst werden, um einen anderen Betrag steigen als die Preise, die an die Inflationsrate indexiert werden. Betrachten wir nun das Beispiel der vollständigen Indexierung der Preise an die verzögerte Inflationsrate ($\gamma = 1$). In diesem Fall verursacht eine konstante Inflationsrate ($\pi_t = \pi_{t-1}$) keine Verzerrung der relativen Preise; nur Veränderungen der Inflationsrate führen zu Fehlallokationen der Ressourcen. Für den Fall, dass keine Preisindexierung vorliegt ($\gamma = 0$), wird die Dispersion der relativen Preise hingegen ausschließlich bei einer Inflationsrate von null minimiert.

Für die empirische Untersuchung wird Gleichung (2) in verschiedene Richtungen verallgemeinert. Zum einen wird in der Indexierungsregel eine Konstante eingeführt. Auf diese Weise wird die Möglichkeit berücksichtigt, dass einige Preissetzer ihre Preise teilweise an die vergangene Inflationsrate indexieren und/oder die Preise in jeder Periode um eine konstante Rate – z. B. die Trendinflation – anheben. Für den Fall $\gamma = 0$ gewährleistet dies zudem – im Gegensatz zur theoretischen Nullinflation – die Möglichkeit einer positiven Inflationsrate, bei der die Dispersion der relativen Preise minimiert ist. Zum anderen wird von der theoretischen Restriktion in Bezug auf den Parameter α abgerückt, der die Koeffizienten der verzögerten Preisdispersion und des Quadratterms restringiert. Berücksichtigt man diese Punkte, ergeben die Modifizierungen die folgende Schätzgleichung:

$$rpv_t = c_0 + c_1 rpv_{t-1} + c_2 (\pi_t - c_3 \pi_{t-1} - c_4)^2 + u_t \quad (3)$$

π_t ist die beobachtete monatliche Inflationsrate in annualisierten Prozentraten ausgedrückt. rpv_t ist definiert als gewichtete Summe der quadrierten Abweichung der Inflationsrate einer Gütergruppe (π_{it}) von der allgemeinen Inflationsrate (π_t): $rpv_t = \sum_{i=1}^{90} w_i (\pi_{it} - \pi_t)^2$. w_i sind die Gewichte, mit

⁶³ Aktuelle Arbeiten verwenden auch alternative Methoden, um die Wirkung der Inflation auf die Variabilität der relativen Preise zu untersuchen. Für US-Daten siehe z. B. FIELDING, D.; MIZEN, P.: Evidence on the Functional Relationship between Relative Price Variability and Inflation with Implications for Monetary Policy, in: *Economica* Vol. 75 (300), 2008, pp. 683-699. – LASTRAPES, W. D.: Inflation and the Distribution of Relative Prices: The Role of Productivity and Money Supply Shocks, in: *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 38 (8), 2006, pp. 2159-2198. – BALKE, N. S.; WYNNE, M. A.: The Relative Price Effects of Monetary Shocks, in: *Journal of Macroeconomics*, Vol. 29 (1), 2007, pp. 19-36.

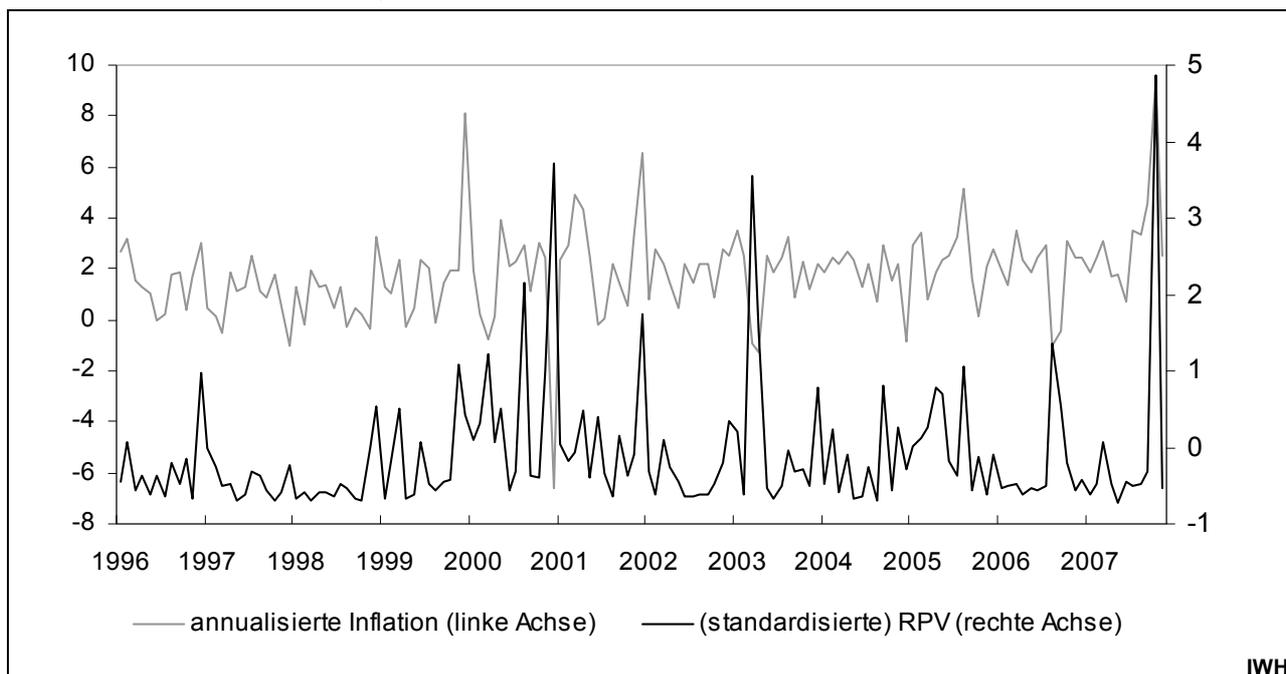
⁶⁴ Vgl. SCHARFF, J. et al., a. a. O.

⁶⁵ Hierbei handelt es sich um Gleichung (2.24) aus WOODFORD, M., a. a. O., p. 402.

⁶⁶ Vgl. CALVO, G. A.: Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework, in: *Journal of Monetary Economics*, Vol. 12 (3), 1983, pp. 383-398.

⁶⁷ Unter einer Inflationsindexierung versteht man die Koppelung der Preise an die Inflationsrate (in diesem Fall an die Inflationsrate der Vorperiode), d. h. sobald Inflation auftritt, werden die Preise automatisch um $\gamma \pi_{t-1}$ erhöht.

Abbildung:
 Inflation und Variabilität der relativen Preise (RPV) für den Euroraum
 - Februar 1996 bis Dezember 2007; in % -



Quellen: EUROSTAT; Berechnungen und Darstellung des IWH.

denen die einzelnen Gütergruppen in den allgemeinen Preisindex eingehen. Für den Euroraum stehen insgesamt 90 Gütergruppen des harmonisierten Verbraucherpreisindex mit den zugehörigen Gewichten ab Januar 1996 zur Verfügung. Aufgrund der Turbulenzen auf den Finanzmärkten im Zuge der weltweiten Finanzkrise, die zu Verzerrungen der Ergebnisse führen könnten, endet der Untersuchungszeitraum für den Euroraum bereits im Dezember 2007. Die Abbildung zeigt die annualisierte Inflationsrate sowie die um Mittelwert und Standardabweichung bereinigte (standardisierte) Zeitreihe für die Variabilität der relativen Preise.

Für die Koeffizienten c_1 , c_2 und c_4 in Gleichung (3) ist ein nicht-negatives Vorzeichen zu erwarten, sodass viele Signifikanztests als einseitig interpretiert werden können. Außerdem sollte $c_1 < 1$ sowie $|c_3| < 1$ gelten.⁶⁸ Hervorzuheben ist weiterhin, dass die traditionelle bivariate Gleichung (1) ebenfalls in Gleichung (3) enthalten ist, dies ist der Fall für $c_1 = c_3 = c_4 = 0$. Natürlich

sind auch dazwischen liegende Fälle wie die Irrelevanz der vergangenen Inflation ($c_3 = 0$) oder die Irrelevanz der Konstante ($c_4 = 0$) für die Indexierungsregel möglich. $c_4 = 0$ würde bedeuten, dass die Firmen ihre Preise nicht an eine bestimmte fixe Rate indexieren. Sollten sowohl c_3 als auch c_4 nicht signifikant verschieden von null sein, wäre es optimal für die Geldpolitik, eine Inflationsrate von null zu erzielen (im Sinne einer minimierten Variabilität der relativen Preise). Die Daten haben in diesem empirischen Modell folglich die Möglichkeit anzuzeigen, ob die in Gleichung (3) enthaltenen dynamischen und nichtlinearen Erweiterungen letztendlich signifikant sind.

Wie bereits erwähnt, können die Firmen, die ihre Preise nicht optimieren, laut Indexierungsregel in Gleichung (3) ihre Preise an die vergangene Inflationsrate indexieren ($c_3\pi_{t-1}$) und/oder die Preise in jeder Periode um eine konstante Rate (c_4) anheben. Damit ergibt sich eine implizite konstante Indexierungsrate c_π , um die die nicht-optimierten Preise im Durchschnitt erhöht werden, als:

$$c_\pi = \frac{c_4}{1 - c_3}. \quad (4)$$

⁶⁸ Obwohl auch $c_3 > 0$ am plausibelsten erscheint, so ist doch aufgrund eines möglichen Überschießens der Preise ein negatives Vorzeichen für c_3 nicht von vornherein auszuschließen.

Kasten:

Die Regressionsgleichung und die Ergebnisse für den Euroraum

Die nichtlineare Gleichung (3) $rpv_t = c_0 + c_1 rpv_{t-1} + c_2 (\pi_t - c_3 \pi_{t-1} - c_4)^2 + u_t$ wird für den Euroraum^a für den Zeitraum von Januar 1996 bis Dezember 2007 geschätzt. In einem ersten Schritt wird untersucht, ob eine mögliche Endogenität der Inflationsrate, die bisher in der empirischen Literatur weitgehend unbeachtet geblieben ist, besteht.^b Um zu überprüfen, ob eine Verzerrung durch die Endogenität der Inflationsrate vorliegt, wird ein Hausman-Test durchgeführt.^c Dieser Test zeigt für den Euroraum allerdings an, dass es kein Endogenitätsproblem der Inflationsrate gibt. Folglich leidet die Kleinst-Quadrate (KQ)-Schätzung nicht unter dem Endogenitäts-Bias, so dass auf Instrumentvariablen- oder „Generalized Method of Moments“ (GMM)-Technik verzichtet werden kann.

Die nichtlineare KQ-Schätzung von Gleichung (3) bringt für den Euroraum folgende Ergebnisse hervor:^d

$$rpv_t = -0,30^{***} - 0,01 rpv_{t-1} + 0,06^{***} (\pi_t + 0,18 \pi_{t-1} - 2,07^{***})^2 + u_t$$

(0,07) (0,08) (0,01) (0,21) (0,74)

$R^2 = 0.47$

Alle signifikanten Koeffizienten weisen das erwartete Vorzeichen auf; das positive Vorzeichen von c_2 (0,06) gibt dabei den positiven Zusammenhang zwischen Inflation und der Preisdispersion an. Dabei fällt auf, dass \hat{c}_2 größer ist als in der Studie von Scharff und Schreiber^e für die USA ($\hat{c}_2 = 0,003$) geschätzt. Der Koeffizient nahe der Null bewirkt dabei, dass der durch die Nichtlinearität in Gleichung (3) hervorgerufene Effekt des besonders großen Einflusses großer Inflationsabweichungen auf die Dispersion der relativen Preise deutlich abgeschwächt wird. Der Koeffizient der verzögerten Variabilität der relativen Preise (c_1) ist hingegen – durchaus im Einklang mit US-Ergebnissen – insignifikant. Die Konstante in der Indexierungsregel ($\hat{c}_4 = 2,07$) hat ein plausibles Vorzeichen und ist signifikant von Null verschieden, während der Koeffizient der verzögerten Inflationsrate (c_3) für die Indexierung keine Rolle spielt. Folglich werden einige der nicht optimierten Preise entsprechend einer Indexierungsregel angepasst, die sich nicht auf die aggregierte Inflationsrate der vergangenen Periode bezieht, sondern stattdessen eine über die Zeit konstante Rate verwendet. Für den konstanten Indexierungsterm c_π ergibt sich ein Wert von 1,75, der signifikant von Null verschieden ist. Der Test der Hypothese, dass c_π der beobachteten durchschnittlichen Inflationsrate (1,79 %) entspricht, kann nicht verworfen werden (Test-Statistik -0,12 und p-Wert 0,91). Damit stützen die empirischen Ergebnisse die Annahme, dass die Preise an die „Trendinflation“ indexiert sind.

^a Das Gebiet des Euroraums umfasst die 16 Mitgliedsländer Belgien, Deutschland, Irland, Spanien, Frankreich, Italien, Luxemburg, die Niederlande, Österreich, Portugal, Finnland, Griechenland, Slowenien, Zypern, Malta und die Slowakei. – ^b Dass man die Inflationsrate nicht als exogene Größe betrachten sollte, wird unter anderem in einem Literaturzweig ersichtlich, für den Preisdispersion die erklärende Variable ist, die die Inflation beeinflusst, siehe z. B. Gerlach, S.; Kugler, P.: Deflation and Relative Prices: Evidence from Japan and Hong Kong, in: Working Paper 12, Institute for Monetary and Financial Stability, Frankfurt 2007. – ^c Da in einem nichtlinearen Modell der KQ-Schätzer verglichen mit dem Instrumentvariablen-schätzer nicht mehr effizient ist, ist das Testen des Endogenitäts-Bias mit dem Hausman-Test nicht mehr möglich. Aus diesem Grund wird eine linearisierte Formulierung von Gleichung (3) geschätzt. – ^d Die Zahlen in Klammern sind robuste Standardfehler. *** bedeuten Signifikanz auf dem 1%-Niveau. Diagnostik-Tests bestätigen, dass die Residuen frei von Autokorrelation sind. – ^e Vgl. Scharff, J. et al., a. a. O.

Aus Gleichung (3) ist offensichtlich, dass die Preisdispersion minimiert wird, wenn der Quadratterm im Durchschnitt null ist, d. h. wenn für den konstanten Indexierungsterm gilt $c_\pi = \bar{\pi}$ für eine gegebene durchschnittliche Inflationsrate. Allerdings wird auch in diesem Fall diese Restriktion nicht von vornherein aufgelegt, sondern wir schätzen den konstanten Indexierungsterm c_π . Anschließend kann getestet werden, ob der konstante Indexierungsterm der durchschnittlichen Inflation

entspricht. Eine weitere interessante Testhypothese ist $c_\pi = 0$, was bedeuten würde, dass die Firmen ihre Preise nicht an eine bestimmte fixe Rate indexieren.⁶⁹ In diesem Fall wäre es optimal für die Geldpolitik, eine Inflationsrate von null zu

⁶⁹ Da man von einer positiven Inflationsrate ausgehen kann, ist es sinnvoll, auch diesen Test als einseitigen Test durchzuführen.

erzielen (im Sinne einer minimierten Variabilität der relativen Preise).⁷⁰

Die empirischen Ergebnisse für den Euroraum

Die Ergebnisse der empirischen Untersuchung für den Euroraum (vgl. Kasten) zeigen an, dass es – im Einklang mit den zahlreichen Analysen des bivariaten Zusammenhangs – einen positiven Zusammenhang zwischen der Inflation und der Variabilität der relativen Preise gibt ($c_2 > 0$). Aber auch die in der verallgemeinerten Spezifizierung der Regressionsgleichung betrachteten Erweiterungen des einfachen traditionellen Ansatzes sind signifikant. Während die verzögerte Inflationsrate für die Indexierung keine Rolle spielt, berücksichtigen die Preissetzer insbesondere die durchschnittliche Inflation („Trendinflation“) in ihrer Indexierungsregel. Aus diesem Grund sind auch die historischen Durchschnittsinflationsraten – und nicht die Inflationsrate der Vorperiode – die relevante Bezugsgröße für die Messung von Inflationsabweichungen. Sollte sich die Inflationsrate einmal von ihrem historischen Durchschnitt entfernt haben, so ist es für die Geldpolitik ratsam, die Inflationsrate möglichst rasch wieder ihrem langfristigen Mittelwert entsprechend anzupassen, um Verzerrungen bei den relativen Preisen zu vermeiden.

Interessant ist hierbei insbesondere, dass der konstante Indexierungsterm c_π mit 1,75% nicht nur ungefähr der beobachteten durchschnittlichen Inflationsrate (1,79%) entspricht, sondern ebenfalls nahe an der von der EZB präferierten, Preisstabilität gewährleistenden Inflationsrate „unterhalb, aber nahe bei 2%“ liegt. Dieses Ergebnis kann damit als Bestätigung dafür angesehen werden, dass die Inflationserwartungen der wirtschaftlich handelnden Akteure nicht wesentlich vom Inflationsziel der EZB abweichen. Damit unterscheiden sich die Ergebnisse von denen von *Scharff* und *Schreiber*⁷¹ für die USA, bei denen ein konstanter Indexierungsterm von 4,4% geschätzt wird; die durchschnittliche Inflationsrate liegt hier bei 2,3%.

Zusammenfassend lässt sich sagen, dass die Ergebnisse dieser Studie für den Euroraum im Einklang mit den Resultaten zahlreicher anderer Unter-

suchungen stehen, die ebenfalls einen positiven Zusammenhang zwischen Inflation und den Schwankungen der relativen Preise feststellen. Damit wird der Hauptmechanismus in den modernen theoretischen monetären Modellen gestützt, in denen Inflation über ihren Einfluss auf die Variabilität der relativen Preise die Wohlfahrt reduziert. Auch wenn mit der vorliegenden Untersuchung diese Wohlfahrtsverluste nicht quantifiziert werden können, so liefert der positive Zusammenhang zwischen Inflation und Variabilität der relativen Preise dennoch ein starkes Indiz für einen störenden Einfluss von Inflation auf die relativen Preise und damit für negative realwirtschaftliche Effekte von Inflation. Die Ergebnisse sprechen damit für eine Geldpolitik moderater Inflationsraten, da Inflation über ihren Einfluss auf die Dispersion der relativen Preise, aber auch über andere Wirkungskanäle, Kosten verursacht. Des Weiteren spricht die Schätzung des Indexierungsterms (c_π) von 1,8% dafür, dass sich die Inflationserwartungen der Akteure mit dem Ziel der EZB von „unterhalb, aber nahe 2%“ decken. Eine Erhöhung des Inflationsziels für den Euroraum birgt insbesondere das Risiko, dass sich die Inflationserwartungen der Akteure aufgrund des damit verbundenen Glaubwürdigkeitsverlusts der EZB aus ihrer Verankerung lösen. Diese Gefahr sollte die EZB keinesfalls unterschätzen.

Juliane Scharff
(Juliane.Scharff@iwh-halle.de)

⁷⁰ Für den Extremfall $\gamma = 1$ (vollständige Indexierung der Preise) genügt es hingegen, dass die Inflationsrate konstant ist.

⁷¹ Vgl. SCHARFF, J. et al., a. a. O.