

Reichel, Richard

Article — Digitized Version

Euro oder Teuro? Preiseffekte der Euro-Bargeldeinführung

Wirtschaftsdienst

Suggested Citation: Reichel, Richard (2002) : Euro oder Teuro? Preiseffekte der Euro-Bargeldeinführung, Wirtschaftsdienst, ISSN 0043-6275, Springer, Heidelberg, Vol. 82, Iss. 3, pp. 176-180

This Version is available at:

<https://hdl.handle.net/10419/41226>

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.

Richard Reichel

Euro oder Teuro?

Preiseffekte der Euro-Bargeldeinführung

Nach Beobachtungen von Verbraucherschutzverbänden wurde die Einführung des Euro-Bargeldes am 1.1.2002 zu offenen und versteckten Preiserhöhungen genutzt. Das statistische Bundesamt führt die erhöhte Januar-Inflationsrate allerdings vor allem auf andere Effekte zurück. Wie kann die Preisdynamik modelliert und der Einfluß der einzelnen Preisdeterminanten isoliert werden? Können die Euro-induzierten Preiserhöhungen empirisch nachgewiesen werden?

Bereits vor der Einführung des Euro-Bargeldes zum 1.1.2002 wurde verschiedentlich befürchtet, die Währungsumstellung könnte als Anlaß für versteckte oder offene Preiserhöhungen dienen. Insbesondere wurde auf Rundungsprobleme (neue Euro-Schwellenpreise) hingewiesen¹. Weiter wurde die Vermutung geäußert, daß Preiserhöhungen bereits im Vorfeld der Euro-Einführung stattgefunden haben könnten, möglicherweise um anlässlich der Währungsumstellung spektakuläre Preissenkungsaktionen durchzuführen². Die Europäische Zentralbank betonte demgegenüber, daß der scharfe Wettbewerb im Einzelhandel die Spielräume für Preiserhöhungen in engen Grenzen halten werde³. Wenngleich keine quantitativen Prognosen über die nach der Euro-Einführung im Januar zu erwartende Monatsinflationsrate abgegeben wurden, kann aufgrund der Äußerungen offizieller Stellen doch geschlossen werden, daß die quantitativen Einflüsse als minimal angesehen wurden.

Beobachtungen von Verbraucherschutzverbänden

In scharfem Kontrast hierzu stehen nun aber die Beobachtungen von Verbraucherschutzverbänden, die sich im Januar 2002 mit einer Flut von Beschwerden über Preissteigerungen im Zuge der Währungsumstellung konfrontiert sahen. So berichten beispielsweise die Verbraucherzentralen Baden-Württemberg/Brandenburg/Nordrhein-Westfalen bis zum

30.1.2002 von über 760 eingegangenen Beschwerden. Besonders häufig traten Preiserhöhungen demnach bei Hotels und Gaststätten, im Einzelhandel und im Dienstleistungssektor (Banken, Versicherungen) auf. Vereinzelt wurde sogar von Fällen berichtet, wo DM- und Euro-Preis eines Produkts übereinstimmten⁴. Die daraufhin um Stellungnahme gebetenen Unternehmen wiesen meist darauf hin, es handele sich um „normale“ Preiserhöhungen, die aufgrund gestiegener Kosten vorgenommen werden müßten, die aber in keinem ursächlichen Zusammenhang mit der Euro-Einführung stünden. Von Seiten der Bundesbank wurde am 22.1.2002 darauf hingewiesen, daß Preissteigerungen aufgrund der witterungsbedingten Verknappung von Nahrungsmitteln sowie aufgrund von Steuererhöhungen (Versicherungssteuer, Ökosteuern, Tabaksteuer) zu erwarten seien, daß es sich hier aber um einen einmaligen Effekt handele, der sich im Jahresverlauf wieder zurückbilden werde⁵.

Vor dem Hintergrund dieser unterschiedlichen Stellungnahmen und Erfahrungen ist es sinnvoll, die Preisdynamik in Deutschland zu analysieren, um so

¹ Statistisches Bundesamt: Zur Preisdynamik beim Übergang von DM- auf Euro-Preise – aktualisierte Fassung vom 30.1.2002, <http://www.destatis.de/basis/d/preis/vpitsti10.htm>.

² Handelsblatt vom 23. 1. 2002, S. 7.

³ European Central Bank: Monthly Bulletin, Januar 2002, S. 24 f.

⁴ O. V.: Verbraucherzentrale: Preise teilweise verdoppelt, in: Financial Times Deutschland vom 30.1.2002; siehe auch die Homepage der Verbraucherzentrale Nordrhein-Westfalen: <http://www.vz-nrw.de/SES15963773/doc1777A>.

⁵ O. V.: Die hässliche Seite des Euro, in: Der Spiegel Online vom 23.1.2002; <http://www.spiegel.de/wirtschaft/0,1518,178582,00.html>.

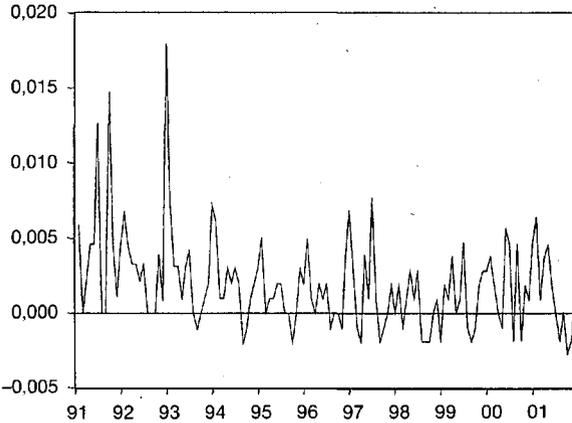
⁶ Deutsche Bundesbank: Pressenotiz/Stellungnahme vom 22.1.2002.

Dr. Richard Reichel, 40, ist Privatdozent am Lehrstuhl für Volkswirtschaftslehre, insbesondere internationale Wirtschaftsbeziehungen, der Universität Erlangen-Nürnberg.

Abbildung 1

Monatliche Inflationsrate im gesamten Bundesgebiet

(1991:01 bis 2001:12)



den Einfluß der einzelnen Preisdeterminanten besser isolieren zu können.

Ein ARMA-Modell der Inflationsrate

Im folgenden soll zunächst eine Modellierung der Inflationsrate in Deutschland durch einen ARMA-Prozeß⁷ vorgenommen werden, um die Dynamik der Preisentwicklung zu erfassen. Hierzu wird die monatliche Inflationsrate – bezogen auf den Vormonat – herangezogen. Der zugrundeliegende Preisindex ist der „Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte“ im gesamten Bundesgebiet von 1991 bis 2001⁸. Gegenüber dem europäischen harmonisierten Index HVPI⁹ hat dieser Index den Vorteil, umfassender zu sein. Auch steht er für eine längere Zeitperiode zur Verfügung. Die monatliche Inflationsrate π ergibt sich somit als erste Differenz des logarithmierten Preisindex (vgl. Abbildung 1).

Um die Preisdynamik durch ein ARMA-Modell abzubilden, muß zunächst sichergestellt sein, daß es sich um einen schwach stationären Prozeß¹⁰ handelt. Zur Überprüfung wurde ein Augmented Dickey-Fuller-Test¹¹ durchgeführt, der einen ADF-Wert von $-7,01$ ergab. Bei einem kritischen Wert von $-3,48$ kann somit die Hypothese fehlender Stationarität auf dem 1%-Signifikanzniveau abgelehnt werden.

ARMA(p,q)-Modelle niedriger Ordnung sind in der Literatur verschiedentlich zur Modellierung von Inflationsprozessen bei Vorliegen höherfrequenter Daten (Quartals- bzw. Monatswerte) verwendet worden¹². Dieser Weg soll auch hier beschrrieben werden. Signifikante Autokorrelationen treten bei unserer Zeitreihe bei den Lags Eins und Zwölf auf. Die letztere Autokorrelation ist auf die fehlende Saisonbereinigung der Ursprungsdaten zurückzuführen. Aus diesem Grund wird ein ARMA(1,1)-Modell mit einem zusätzlichen MA(12)-Term geschätzt. Dieses Modell erweist sich gegenüber alternativen Spezifikationen (andere p-, bzw. q-Ordnung, Weglassen des MA(12)-Terms) als überlegen, wenn das Informationskriterium nach Schwarz herangezogen wird. Ergänzt wird dieses Modell durch drei Dummy-Variable, die jeweils zum Zeitpunkt 1993:01, 1997:01 und 1997:07 den Wert Eins, sonst den Wert Null annehmen. Hierdurch werden drei Ausreißer berücksichtigt, deren adäquate Erfassung im Rahmen des reinen ARMA-Modells nicht möglich ist. Die nichtlineare LS-Schätzung des Modells liefert folgende Schätzgleichung (in Klammern t-Werte):

$$\pi_t = 0,0016 + 0,2522\pi_{t-1} - 0,0740\varepsilon_{t-1} - 0,8215\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$$

(3,85) (2,69) (5,95) (66,68)

$$R^2 = 0,58 \quad SE = 0,00206 \quad JB = 0,071 \quad SIC = 9,325$$

Für die Dummies ergeben sich die folgenden Werte:

$$D_{93:01} \quad 0,0118(6,13)$$

$$D_{97:01} \quad 0,0039(2,84)$$

$$D_{97:07} \quad 0,0059(4,27)$$

Die drei Ausreißer, die theoretisch auf Steuererhöhungen zurückgeführt werden könnten, erweisen sich bei genauerer Betrachtung der Komponenten des Gesamtindex als Folge sprunghafter Preiserhöhungen bei Wohnungsmieten (93:01), Nahrungsmitteln (97:01) und pharmazeutischen Erzeugnissen sowie Gütern der Gesundheitspflege (97:07). Ein Zusammenhang mit steuerinduzierten Preiseffekten besteht nach den vorliegenden Daten jedoch nicht. Dies bedeutet nun nicht, daß solche Preiseffekte keine Rolle spielen. Da sie aber meist am Jahresanfang

⁷ ARMA-Prozesse (ARMA=autoregressive moving average) erklären den Verlauf einer Zeitreihe anhand der Vergangenheitswerte der Reihe (AR) und dem Prognosefehler der Vergangenheit (MA).

⁸ Statistisches Bundesamt: Fachserie 17, Reihe 7.

⁹ Eine umfassende Darstellung und ein Vergleich mit nationalen Indizes findet sich bei W. Buchwald: Die Harmonisierung der Verbraucherpreisindizes in Europa, in: List-Forum für Wirtschafts- und Finanzpolitik, Heft 1, 1998, S. 1-12.

¹⁰ Ein schwach stationärer Prozeß zeichnet sich durch (vereinfacht ausgedrückt) einen fehlenden Zeitrend und eine über die Zeit konstante Varianz aus.

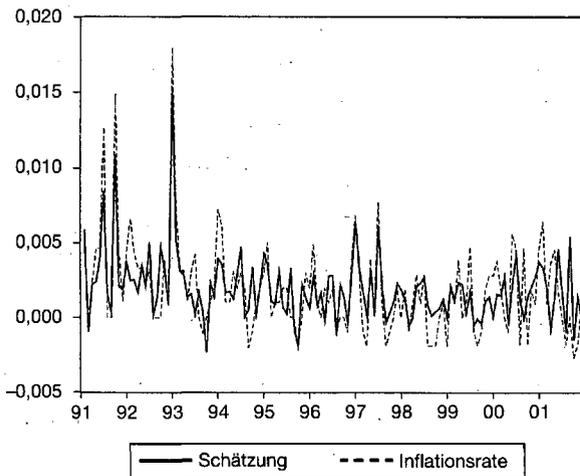
¹¹ Ein Beschreibung des Tests findet sich bei W. Enders: Applied Econometric Time Series, New York et al. 1995, S. 211 f.

¹² W. Enders: Applied Econometric Time Series, New York et al. 1995; E. Eberts, R. Maurer: Vergleich von Zeitreihen- und Zinsratenmodellen zur Prognose der deutschen Inflationsrate, Mannheim Manuskripte zu Risikotheorie, Portfolio Management und Versicherungswirtschaft Nr. 118, 1999, und die dort angegebene Literatur.

Abbildung 2

Monatliche Inflationsrate und Schätzung

(1991:01 bis 2001:12)



(mehr oder minder regelmäßig) auftreten, werden sie von der Dynamik des ARMA-Modells hinreichend erfaßt. Eine Überprüfung dieser These mit Hilfe von zusätzlichen Dummies zum Januar eines jeweiligen Jahres ergab jedenfalls keine Hinweise auf Sondereffekte.

Um die Stabilität des ARMA-Ansatzes zu überprüfen, wurde das Modell auch mit verändertem Stützbereich geschätzt, wobei jeweils die ersten bzw. letzten zwölf Werte weggelassen wurden¹³. Anzeichen für Instabilitäten der Koeffizienten konnten hierbei nicht gefunden werden.

Abbildung 2 zeigt die monatliche Inflationsrate zusammen mit den geschätzten Werten.

Preiserhöhungen im Vorfeld der Euro-Einführung?

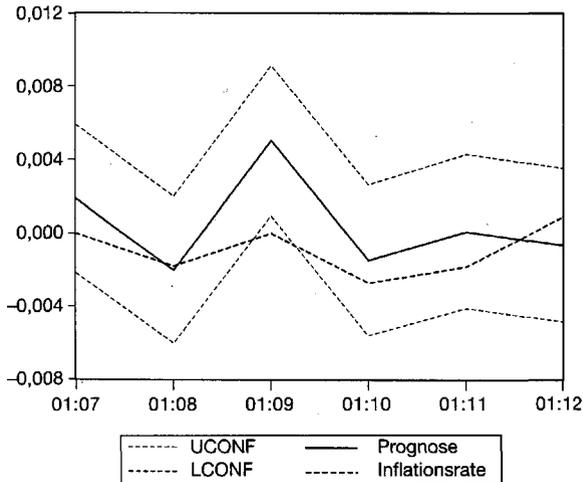
Dieses Ergebnis kann nun verwendet werden, um die Hypothese zu testen, im Vorfeld der Währungs- umstellung habe es vorgezogene Preisanhebungen gegeben, die für spektakuläre Preissenkungsaktionen im Jahr 2002 hätten genutzt werden können¹⁴. Betrachtet man die Inflationsraten im zweiten Halbjahr 2001, so sprechen die Daten kaum für die Richtigkeit der These, da sich die Preisanhebungen um den Nullpunkt bewegen.

Eine weitere Möglichkeit der Überprüfung besteht in folgender Vorgehensweise: Zunächst wird das ARMA-Modell für den Stützbereich bis 2001:06 geschätzt und daraus eine Prognose für den Monat Juli berechnet. Danach wird der Stützbereich um einen Monat ausgeweitet und die Inflationsrate für August prognostiziert. Weiteres analoges Vorgehen liefert

Abbildung 3

Punktprognose, Prognoseintervall und realisierte Inflationsrate

(2001:07 bis 2001:12)



Prognosen bis an den aktuellen Rand 2001:12. Diese Prognosewerte können mit den realisierten Inflationsraten verglichen werden. Da die Prognosen allerdings mit Unsicherheit behaftet sind, ist es zweckmäßig, ein Prognoseintervall (± 2 Standardfehler) zu berücksichtigen¹⁵. Nunmehr kann einerseits überprüft werden, wie gut die Prognosen mit der aktuellen Entwicklung übereinstimmen, andererseits liefert diese Vorgehensweise Hinweise auf eventuell auftretende Irregularitäten. Hätte es Preiserhöhungen im Vorfeld gegeben, so wäre ein Ausbrechen der beobachteten Inflationsraten aus dem Prognoseband nach oben zu erwarten.

Abbildung 3 zeigt, daß die tatsächliche Entwicklung der Inflationsraten durch die Prognosewerte innerhalb des Intervalls (UCONF, LCONF) mit Ausnahme des Monats September zufriedenstellend repliziert wird.

Anhaltspunkte für irreguläre Preisbewegungen während des zweiten Halbjahres 2001 ergeben sich nicht. Insofern spricht der empirische Befund gegen die Hypothese vorgezogener Preiserhöhungen. Der durchschnittliche absolute Prognosefehler beträgt 0,197 Prozentpunkte und entspricht damit etwa einem Standardfehler.

¹³ Weitere Verkleinerungen der zugrundeliegenden Stichprobe sind nicht möglich, da die Schätzung des MA(12)-Terms eine hinreichende Zahl von Datenpunkten erfordert.

¹⁴ O. V.: Verwirrspiel um Euro-Teuerung, in: Financial Times Deutschland vom 25.1.2002; o. V.: Dienstleister runden Preise kräftig auf, in: Handelsblatt vom 23.1.2002.

¹⁵ Der Theil-Koeffizient beträgt etwa 0,3. Seine Zerlegung in Bias-, Varianz- und Kovarianzanteil zeigt, daß der Kovarianzanteil mit 85% dominiert. Der Bias-Anteil beträgt nahezu Null.

Zur Inflationsentwicklung im Januar 2002

Die Schätzung des ARMA-Modells über den gesamten Stützbereich liefert eine prognostizierte Inflationsrate für den Monat Januar von 0,205%, wobei der Punktschätzer innerhalb eines 2SE-Bandes von -0,21% bis 0,62% liegt. Dies entspricht einer Erhöhung des Preisindexwertes von 109,6 im Dezember 2001 auf 109,8, wenn die Punktprognose zugrunde gelegt wird, bzw. auf 110,3, wenn zwei Standardfehler addiert werden. Bezieht man die so prognostizierten Preissteigerungen auf den Januar des Jahres 2001, so ergibt sich eine Inflationsrate von 1,4% bzw. 1,8%. Preissteigerungen in diesem Ausmaß können als „normal“ im Sinne der inhärenten Preisdynamik interpretiert werden. Sie können nun den offiziellen Werten für die Inflationsrate gegenübergestellt werden.

Die vom statistischen Bundesamt und einigen Landesämtern für den Monat Januar 2002 am 31. 1. 2002 veröffentlichten vorläufigen Inflationsraten sind der Tabelle 1 zu entnehmen¹⁶.

Demnach liegt der Anstieg der Inflationsrate sowohl in den Ländern als auch im gesamten Bundesgebiet deutlich über dem ARMA-Prognosewert von 0,21% bzw. 1,4%. Auch wenn ein Prognoseirrtum von zwei Standardfehlern zugrunde gelegt wird, liegen die offiziellen Werte noch darüber. Erklärt wird dieser Preisanstieg von den statistischen Ämtern zum einen mit der Teuerung bei Obst und Gemüse, zum anderen mit den zum Januar in Kraft getretenen Steuererhöhungen. Zum Einfluß der Währungsumstellung finden sich jedoch nur zurückhaltende Kommentare, die zwar einen gewissen Einfluß zugestehen, diesen aber nicht quantifizieren. So schließt das statistische Bundesamt, „...daß der Übergang auf EURO-Preise Anfang Januar den Gesamtindex nicht erheblich beeinflusst hat“¹⁷.

Begründet wird dies wie folgt: Zum einen ist der Effekt der Preiserhöhungen bei Gemüse (+23,6%) und Obst (+11,6%) zu berücksichtigen. Multipliziert man diesen mit den jeweiligen Gewichtungsfaktoren (1,2% bzw. 1,0%), so erhält man c. p. einen Anstieg des Gesamtindex um ca. 0,4%¹⁸. Zum anderen ist der Effekt der Steuererhöhungen zu berücksichtigen, der laut Bundesamt weitere 0,4 Prozentpunkte beträgt¹⁹. Da-

¹⁶ Statistisches Bundesamt: Pressemitteilung vom 31.1.2002: Verbraucherpreise im Januar um 2,1% gestiegen, <http://www.destatis.de/presse/deutsch/pm2002/p0400051.htm> sowie die Pressemitteilungen der statistischen Landesämter auf den jeweiligen Internetseiten. Die vorläufige Preissteigerungsrate stimmt mit der endgültigen Rate überein.

¹⁷ Siehe Pressemitteilung vom 31.1.2002.

Tabelle 1

**Inflationsraten im Januar 2002
in ausgewählten Bundesländern und
im gesamten Bundesgebiet**

	Monatsinflationsrate Januar bezogen auf den Vormonat	Monatsinflationsrate Januar bezogen auf Januar 2001
Bayern	0,9%	2,2%
Sachsen	1,2%	2,3%
Brandenburg	0,9%	2,3%
Thüringen	1,1%	3,2%
Hessen	1,1%	2,1%
Niedersachsen	0,8%	1,9%
Saarland	1,0%	1,6%
Nordrhein-Westfalen	0,8%	1,8%
Bundesgebiet	0,9%	2,1%

mit ist die Gesamterhöhung von 0,9% fast vollständig erklärt.

Allerdings hat diese Betrachtungsweise einen gravierenden Nachteil. Sie ist rein deskriptiven Charakters und bezieht die interne Preisdynamik der Zeitreihe nicht ein. So treten beispielsweise Preissteigerungen bei Obst und Gemüse am Jahresanfang regelmäßig auf. Ebenso treten Steuererhöhungen meist im Januar in Kraft. So wurde beispielsweise die Ökosteuer, die zu Preisaufschlägen bei Kraftstoffen und Strom führte, regelmäßig seit 1999 erhöht. Bei Obst und Gemüse betragen die durchschnittlichen Preiserhöhungen am Jahresbeginn etwa 5%, wenn man den Durchschnitt der vergangenen vier Jahre als Vergleich heranzieht. Vergleich man daraufhin die Inflationsrate für Januar 2002 mit den jeweiligen Werten der Vorjahre, so stellt man fest, daß diese mit 0,5% (2001), 0,3% (2000) und -0,2% (1999) deutlich niedriger waren²⁰.

Eine Abschätzung der Wirkungen dieser Faktoren läßt sich – wenn auch nur indirekt – mit Hilfe des ARMA-Ansatzes durchführen. Dieser berücksichtigt die angesprochenen „Saisoneffekte“ bei der Abbildung der internen Preisdynamik bereits. Insofern beinhaltet die prognostizierte Januar-Inflationsrate von 0,2% einen „Obst- und Gemüseeffekt“ sowie einen „Steuereffekt“ bereits, wenngleich einen jeweils „durchschnittlichen Effekt“ über die Jahre hinweg. Für den Januar 2002 sind somit die darüber hinausgehenden „Sondereffekte“ relevant.

¹⁸ Bayerisches Landesamt für Statistik und Datenverarbeitung: Presseinformation 011/2002/54 vom 31.1.2002; zum Wägungsschema vgl. Statistisches Bundesamt: Fachserie 17, Reihe 7.

¹⁹ Statistisches Bundesamt: Pressemitteilung vom 31.1.2002.

²⁰ Vgl. Statistisches Bundesamt: Fachserie 17, Reihe 7.

Tabelle 2

Inflationsprognose und Inflationsrate
im Januar 2002

	Deutschland	Schweiz
ARMA-Punktprognose	0,21%	-0,05%
Tatsächliche Inflationsrate	0,90%	0,10%
Summe der Sondereffekte	0,50%-Punkte	0,30%-Punkte
Statistische Differenz zwischen Punktprognose + Sondereffekte und tatsächlicher Inflationsrate	0,19%-Punkte	-0,15%-Punkte

Keine signifikanten Preissprünge

Diese kann man wie folgt abschätzen: Bei Obst und Gemüse waren die Preissteigerungen im Januar 2002 etwa viermal so stark wie in den vorangegangenen Jahren. Die Indexwirkung von 0,4 Prozentpunkten kann dann grob in einen (bereits berücksichtigten) „Durchschnittseffekt“ von 0,1 Prozentpunkten und einen „Sondereffekt“ von 0,3 Prozentpunkten zerlegt werden. Beim Steuereffekt schlagen die Erhöhungen bei Tabak, Strom, Kraftstoff und Versicherungen jeweils mit etwa 0,1 Prozentpunkten zu Buche, woraus sich ein bereits berücksichtigter „Durchschnittseffekt“ von 0,2 Prozentpunkten und ein „Sondereffekt“ von ebenfalls 0,2 Prozentpunkten ergibt. Damit beträgt die Summe der „Sondereffekte“ 0,5 Prozentpunkte. Addiert man die natürliche Preisdynamik hinzu, ließe sich eine „theoretische Inflationsrate“ von 0,7% für den Monat Januar begründen. So gesehen, verbleiben 0,2 Prozentpunkte, die ihre Ursache in der Euro-Einführung haben könnten. Dies ist nur geringfügig mehr als die implizite Anteilsschätzung des statistischen Bundesamtes.

Berücksichtigt man aber darüber hinaus die Prognoseunsicherheit des ARMA-Modells, die auch eine „natürliche“ Inflationsrate von 0,6% zulässt, dann liegt die Januar-Inflationsrate innerhalb des erwarteten Bereichs, wenn die verbleibenden „Sondereffekte“ addiert werden. Demnach war die Einführung des Euro also nicht mit signifikanten Preissprüngen verbunden. Dies gilt sowohl für die Preisbewegung im zweiten Halbjahr 2001 als auch für den Verlauf des Monats Januar.

²¹ Datenquelle: Bundesamt für Statistik:
http://www.statistik.admin.ch/stat_ch/ber05/dtfr05.htm.

²² Die Zeitreihe der schweizerischen Monatsinflationsrate ist mit einem ADF-Wert von -6,93 ebenfalls (schwach) stationär.

²³ Autoregressive (AR) Terme sind hier nicht signifikant.

²⁴ Vgl. Bundesamt für Statistik: Pressemitteilung Nr. 0350-0201-30.

Die Schweiz im Vergleich

Weitere Hinweise auf einen möglichen Euro-Effekt ergeben sich, wenn die deutsche Inflationsentwicklung im Januar 2002 mit der der Schweiz verglichen wird²¹. Hierzu ist es zweckmäßig, ebenfalls zunächst ein ARMA(p,q)-Modell zur Erfassung der internen Dynamik der monatlichen Inflationsrate der Schweiz zu schätzen²². Als Stützzeitraum wird wiederum die Periode 1991:01 bis 2001:12 gewählt. Für die Schweiz erweist sich ein MA-Prozeß²³ der Ordnung 6 und 12 als am besten geeignet, wobei zwei Ausreißer (1995:01 und 1995:02) durch eine entsprechende Dummy erfasst werden. Als Schätzgleichung (t-Werte in Klammern) ergibt sich

$$\pi_t = 0,00084 + 0,3379\varepsilon_{t-6} + 0,8286\varepsilon_{t-12} + \varepsilon_t$$

(2,10) (7,76) (31,87)

$$R^2 = 0,49 \quad SE = 0,0021 \quad JB = 0,00741 \quad SIC = -9,364$$

wobei die Dummy den Wert 0,00741 (7,61) annimmt.

Ermittelt man auf Basis dieses Modells einen Prognosewert für die monatliche Inflationsrate im Januar 2002, so ergibt sich ein Wert von -0,000467, d. h. eine Inflationsrate von -0,05%. Unter Berücksichtigung des Prognosefehlers (zwei Standardfehler) resultiert eine Spanne der Inflationsraten von -0,48% bis 0,38%. Die tatsächliche Inflationsrate im Januar 2002 beträgt 0,1% und liegt damit etwas über der Punktprognose, aber noch innerhalb des Prognoseintervalls. Da auch die Schweiz von der saisonal weit überdurchschnittlichen Verteuerung von Obst und Gemüse betroffen war und die Gewichtung im Warenkorb mit der Gewichtung in Deutschland vergleichbar ist, läßt sich die kleine Diskrepanz zwischen Punktprognose und tatsächlichem Wert leicht erklären²⁴. Hinweise auf weitere Inflationseffekte lassen sich nicht finden. Insofern liefert dieses Ergebnis einen indirekten Hinweis auf mögliche, allerdings nur geringe Effekte der Euro-Bargeldeinführung in Deutschland.

In Tabelle 2 sind die Ergebnisse zusammengefaßt.

Fazit

Vor dem Hintergrund dieser Resultate scheint die Ansicht der Europäischen Zentralbank und des Statistischen Bundesamtes, wonach Euro-induzierte Preissteigerungen nur eine geringe Rolle spielen, gerechtfertigt. Erklärungsbedürftig bleibt allerdings die Diskrepanz zwischen den subjektiv vielfach als durchaus spürbar empfundenen Preiserhöhungen zum Jahresbeginn 2002 und den offiziellen Zahlen. Hierzu müssen weitere Analysen erfolgen, die auch die Preisentwicklung in den folgenden Monaten zum Gegenstand haben.