

Discussion Paper No. 00-41

Das Wichtigste in Kürze:

In welchem quantitativen Ausmaß können wir darauf setzen, dass die bestehende Arbeitslosigkeit bereits durch eine positive konjunkturelle Entwicklung reduziert wird, ohne höhere Preissteigerungsraten in Kauf nehmen zu müssen, und welcher Teil der Arbeitslosigkeit kann nur durch Maßnahmen verringert werden, welche die vorhandenen Funktionsstörungen auf Arbeits- und Gütermärkten beseitigen? Genau diese aktuelle Frage versucht die NAIRU zu beantworten.

Die Abkürzung NAIRU steht für “Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment” und hat sich fast eingebürgert, obwohl eigentlich die Arbeitslosenquote gemeint ist, bei deren Höhe die Inflationsrate in einer Volkswirtschaft konstant bleibt, die “inflationstabile Arbeitslosenquote” mithin. Prinzipiell stellt sie ein wichtiges Diagnoseinstrument für die Wirtschaftspolitik dar, gäbe es nicht eine Reihe von gravierenden Problemen.

Der Nutzen des NAIRU-Konzepts erschließt sich vielleicht aus folgender Überlegung: Je nachdem, welchen Ursachen eine bestehende Arbeitslosigkeit zuzuschreiben ist, kann diese sowohl mit Hilfe einer gesamtwirtschaftlichen Stabilisierungspolitik zu bekämpfen versucht werden, insoweit mithin “konjunkturelle” Unterbeschäftigung vorliegt, wobei das Ziel der Geldwertstabilität aber nicht verletzt werden darf, die Preissteigerungen also – wie es beispielsweise die Europäische Zentralbank anstrebt – nicht über jährlich 2 v.H. steigen sollten. Gleichzeitig müssen auch angebotsseitige Maßnahmen ergriffen werden, um den Beschäftigungsaufbau voran zu treiben, insoweit dieser durch Funktionsstörungen auf Arbeits-, Güter- und vielleicht auch Kapitalmärkten behindert wird, Beschäftigungshemmnisse also beispielsweise in Form einer überzogenen Lohnpolitik, eines inflexiblen institutionellen Regelwerkes, zu hoher Steuern oder fehlender Fremdfinanzierungsmöglichkeiten. Eine solche Kombination von nachfrage- und angebotsseitigen Maßnahmen – abhängig vom jeweils herrschenden Typ einer Arbeitslosigkeit – ist nichts Neues und allemal besser als die Proklamation von Alleinvertretungsansprüchen bestimmter wirtschaftspolitischer “Schulen”. Die entscheidende Frage lautet jedoch: Bis zu welchem Wert wird sich die derzeitige Arbeitslosigkeit hierzulande auf Grund einer positiven konjunkturellen Entwicklung bei stabilen Preissteigerungsraten zurückbilden und ist es damit getan? Oder wird die Konjunktur nicht viel zur Reduktion unserer Arbeitslosigkeit beitragen können, so dass wir unser Augenmerk hauptsächlich auf die Verbesserung der Funktionsfähigkeit aller Märkte setzen sollten, um so die Schaffung neuer Arbeitsplätze zu stimulieren?

Zur Beantwortung kann man versuchen, die NAIRU als den oben beschriebenen Grenzwert einer Arbeitslosenquote zu ermitteln. Auf den ersten Blick scheint das nicht schwer zu sein. Die Crux liegt darin, dass eine Reihe von Annahmen für die Schätzung getroffen werden müssen, welche in ihrer Gesamtheit die NAIRU-Schätzwerte nicht unbeeinflusst lassen, so dass sich bei aller Mühe, diese Annahmen gut zu begründen, ein gewisses Maß an arbiträrem Spielraum ergibt, was die Eignung der NAIRU als Diagnoseinstrument natürlich mindert. Beispiele für

solche Annahmen sind unter anderem die Wahl des Typs der Preissteigerungsraten (des privaten Konsums oder des Bruttoinlandsprodukts), die Behandlung von Inflationserwartungen (für die es in der Regel keine ausreichenden Zeitreihen gibt), die Setzung einer "tolerablen" Preissteigerungsrate, die Definition der maßgeblichen Arbeitslosenquote (registrierte oder auch "verdeckte" Arbeitslose, mit oder ohne Langzeitarbeitslose), die Auswahl weiterer erklärender Faktoren, die auf den Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation einwirken (Rohstoffpreisschocks, Erhöhung indirekter Steuern, Produktivitätseffekte) oder die Möglichkeit, dass sich kurzfristige konjunkturelle Unterbeschäftigung auf Grund von Entmutigungs- und/oder Stigmatisierungseffekten allmählich in langfristige, verhärtete Arbeitslosigkeit verwandelt ("Hysterese-Effekt"), um nur einige Aspekte anzusprechen.

Trotz aller Vorbehalte ist in diesem Discussion Paper ein neuer Anlauf zur Schätzung der NAIRU für Westdeutschland unternommen worden. Dabei sind, hierzulande bei dieser Fragestellung erstmalig, ökonometrische Verfahren angewandt worden, welche die Schätzung einer zeitvariablen NAIRU mit Hilfe des Kalman-Filters zusammen mit einem Konfidenzintervall auf der Grundlage eines residualbasierten Bootstrap-Verfahrens erlauben. Wie die Resultate verdeutlichen, ist die NAIRU im Zeitablauf beachtlich angestiegen und beläuft sich am Ende der Schätzperiode, Ende des Jahres 1998, auf einen Wert, der etwa zwischen 7,9 v.H. und 8,5 v.H. liegt. Der Anstieg ist wohl auf Inflexibilitäten bei der Entwicklung der Löhne und Lohnstrukturen sowie beim institutionellen Regelwerk auf den Arbeits- und Gütermärkten zurückzuführen. An diesen Fehlentwicklungen muss also angesetzt werden, soll die Arbeitslosigkeit ohne Inkaufnahme höherer Preissteigerungsraten - und das wäre ohnehin bestenfalls nur kurzfristig möglich, aber nicht akzeptabel - bekämpft werden, die Konjunktur wird uns so viel nicht helfen. Diese Botschaft ist klar, auch wenn Details der Konzeption und Schätzung einer NAIRU zu Recht strittig sind.

Zusammenfassung

Der Beitrag enthält eine Neuschätzung der inflationsstabilen Arbeitslosenquote (NAIRU) für Westdeutschland 1980 bis 1998. Nach einer Darstellung des konzeptionellen Rahmens der NAIRU einschließlich verschiedener Varianten, welche beispielsweise exogenen Schocks und dem Hysterese-Phänomen Rechnung tragen, erfolgt eine Diskussion verschiedener methodischer Probleme. Erstmals werden für Westdeutschland dann eine zeitvariable NAIRU mit Hilfe des Kalman-Verfahrens sowie dazugehörige Konfidenzbänder unter Verwendung der residualbasierten Bootstrap-Methode geschätzt. Demnach liegt die westdeutsche NAIRU Ende des Jahres 1998 im Intervall zwischen 7.9 und 8.5 v.H. Zahlreiche methodische Vorbehalte sprechen indes dafür, diese und andere NAIRU Schätzungen mit Vorsicht zu interpretieren.

Abstract

This paper is devoted to a new estimation of the non-accelerating inflation rate of unemployment (NAIRU) for the West German Economy 1980 to 1998. The novelty of the paper is the estimation of a time-varying NAIRU for West Germany employing the Kalman method together with confidence intervals based on the application of a residual based bootstrap. As a result, the NAIRU for 1998 is estimated to lie between 7.9 and 8.5 percent. However, based on a presentation of the theoretical framework and a discussion of serious methodological problems the paper emphasizes several caveats which leave some doubts about the usefulness of the value of NAIRU estimates as guides for economic policy.

Neues von der NAIRU?

Inhaltsverzeichnis

1	Einführung	1
2	Konzeptioneller Rahmen der NAIRU	3
3	Methodische Probleme und Daten	12
4	Darstellung und Diskussion der Schätzergebnisse	16
4.1	Schätzung der Phillipskurve	16
4.2	Konstante versus zeitvariable NAIRUs	23
4.3	Kalman-Schätzung und Bootstrap	26
5	Schlußbemerkungen	29

JEL - Klassifikation: C22, E24, E31

Anschrift des Autors:

Prof. Dr. Wolfgang Franz*

Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW)

Postfach 103443

68034 Mannheim

Tel: 0621 - 1235 - 100

Fax: 0621 - 1235 - 222

e-mail: franz@zew.de

*Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung (ZEW), Mannheim und Universität Mannheim. Daniel Radowski bin ich für seine unermüdliche und fachkundige Unterstützung zu großem Dank verpflichtet. Die außerordentlich hilfreichen und konstruktiven Hinweise und Ratschläge von Herbert S. Buscher, Bernd Fitzenberger, François Laisney und Peter Winker (alle Universität Mannheim und/oder ZEW) sowie Joachim Möller und Thomas Beißinger (Universität Regensburg) und Jürgen Wolters (Freie Universität Berlin) halfen, Schlimmeres zu verhüten. Für alle verbliebenen Unzulänglichkeiten ist -leider- allein der Autor verantwortlich.

Time to Ditch the NAIRU
James K. Galbraith (1997)

*I have become convinced that the
NAIRU is a useful analytic concept.*
Joseph Stiglitz (1997)

1 Einführung

Rund ein Dreivierteljahrhundert ist seit der Pionierarbeit von Irving Fisher (1926) über “A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes“ vergangen. In diesem Zeitraum liegen so ziemlich alle Höhen und Tiefen, die eine ökonomisch-statistische Relation im Hinblick auf ihre Wertschätzung in der Wissenschaft und Öffentlichkeit jemals erleben kann: Nach Irving Fishers nahezu vergessenen Beitrag als Phillipskurve auferstanden, gefeiert als wesentlicher Baustein des Keyneschen Systems und Teil des Pflichtprogramms jedes Kurses in Makroökonomie, weithin akzeptiert als Speisekarte, aus der sich die Politik gemäß ihren Präferenzen eine Kombination von Arbeitslosigkeit und Inflation aussuchen könne, von der “Neuen Klassischen Makroökonomik“ und insbesondere der Hypothese rationaler Erwartungen unter Beschuß genommen und mit hämischen Bemerkungen wie “econometric failure on a grand scale“ sowie bestenfalls geeignet für ein “sorting through the wreckage“ (Lucas und Sargent (1978), S. 57 und 49) davongejagt und wie ein Boxkampfvetern in der achten Runde nahezu ausgezählt. Nach intensiven Restaurierungsarbeiten befindet sich die Phillipskurve indessen wieder - in der neunten Runde - mit passablen Überlebenschancen im Ring, wie nicht nur zahlreiche neuere Untersuchungen in höchst angesehenen wissenschaftlichen Publikationsorganen belegen,¹ sondern auch die Beobachtung, dass - nach Angaben von Joseph Stiglitz (1997) - in den Vereinigten Staaten in Pressekonferenzen des Weißen Hauses nach dem aktuellen Schätzwert der NAIRU gefragt wird, nicht zuletzt wohl auch deshalb, weil sich der Council of Economic Advisors dieses Analyseinstruments bedient.²

Im Gegensatz dazu scheint es in Deutschland still um die NAIRU geworden zu sein. Das Thema gilt hierzulande wissenschaftlich als wenig “cool“, weil “abgefischt“, wie eine nicht repräsentative Befragung jüngerer Ökonomen ergab, also höchstens noch Nostalgikern in der Profession vorbehalten. Immerhin gibt es auch heutzutage Berechnungen der NAIRU, wie beispielsweise von so angesehe-

¹Eine unvollständige Auswahl allein der letzten drei Jahre umfaßt: Ball (1997), Blanchard und Katz (1997), DiNardo und Moore (1999), Gordon (1997, 1998), Katz und Krüger (1999), Staiger, Stock und Watson (1997a,b). Das angesehene Journal of Monetary Economics widmet ein Sonderheft (Vol. 44(2), 1999) dem Thema: The Return of the Phillips Curve (ohne Fragezeichen!).

²“Annual Report of the Council of Economic Advisors“ des Jahres 1996, S. 51ff., enthalten im “Economic Report of the President“, Februar 1996, Washington, D.C.

nen Institutionen wie der Europäischen Zentralbank, deren Forschungsabteilung eine NAIRU für den EURO-Raum des Jahres 1998 in der Größenordnung von 10 v.H. ermittelte,³ und der Deutschen Bundesbank, deren Direktoriumsmitglied H. Remsperger unlängst berichtete: “According to the Bundesbank’s calculations, which may like other calculations be regarded with some degree of uncertainty, the NAIRU has risen in Germany almost throughout the entire period since the end of the seventies. In western Germany, it is likely to have been above 8 percent towards the end of the 90s“.⁴

Diese erstaunliche Wiederauferstehung des Themas, seine derzeitige Aktualität und einige methodische Innovationen bei der Schätzung einer zeitvariablen NAIRU einschließlich ihrer Konfidenzintervalle bilden die Motivation, sich in diesem Beitrag erneut mit der NAIRU zu beschäftigen und herauszufinden, ob es Neuigkeiten von der NAIRU (in Deutschland) zu vermelden gilt.

Die Nützlichkeit einer empirisch zuverlässig ermittelten Größenordnung für die NAIRU - so sie denn existiert - liegt auf der Hand. Sie gibt die Höhe der Arbeitslosigkeit an, ab deren Unterschreitung mit steigenden Inflationsraten zu rechnen ist und vice versa, das heißt sie stellt einen Indikator dafür dar, inwieweit vom Arbeitsmarkt ein (dis-)inflationärer Druck ausgeht. Anders und vereinfachend ausgedrückt: Liegt der tatsächlich beobachtete Wert der Arbeitslosenquote oberhalb der NAIRU, dann kann sich die bestehende Arbeitslosigkeit nicht nur auf Grund besserer Angebotsbedingungen, sondern zudem im Zuge einer höheren gesamtwirtschaftlichen Nachfrage nach Gütern und Dienstleistungen zurückbilden, ohne dass mit anziehenden Preissteigerungsraten zu rechnen ist. Wird dann allerdings der NAIRU-Wert erreicht, kann die Arbeitslosenquote nur noch mit Maßnahmen reduziert werden, welche die vorherrschenden angebotsseitig bestimmten Funktionsstörungen auf Arbeits- und Gütermärkten beseitigen, immer das Erfordernis einer stabilen Preissteigerungsrate unterstellt. Noch anders formuliert: Die NAIRU stellt eine ungefähre Grenzlinie zwischen einer “konjunkturellen“ und “strukturellen“ Arbeitslosigkeit dar, wie (wenig) aussagekräftig insbesondere das letztere Adjektiv auch sein mag. Stimmt also die beobachtete Arbeitslosigkeit in etwa mit dem NAIRU-Wert überein, dann muß die Wirtschaftspolitik bei einer Bekämpfung der Arbeitslosigkeit offenkundig und ausschließlich zu Maßnahmen greifen, die die Funktionstüchtigkeit der institutionellen Regelwerke einschließlich des Lohnfindungsprozesses verbessern. Vor diesem Hintergrund liefert die Kenntnis der empirischen NAIRU der Wirtschaftspolitik brauchbare Informationen.

Allerdings macht es die NAIRU ihren (potentiellen) Sympathisanten nicht gerade leicht. Das beginnt schon bei dem abschreckenden Akronym NAIRU (“non accelerating inflation rate of unemployment“), das zudem noch in die Irre führt, weil die Arbeitslosenquote gemeint ist, bei der die Inflationsrate als solche und nicht etwa deren Veränderung konstant bleibt, also die “inflationstabile Arbeitslosen-

³Vgl. Fabiani und Mestre (2000)

⁴Remsperger (2000), S. 15

quote“. Von diesem Lapsus beim Ordnungsgrad des Differentials des Preisniveaus einmal abgesehen, besteht ironischerweise in der Literatur Einmütigkeit darüber, dass sich die Phillipskurve, aus der die NAIRU hergeleitet wird, zumindest aus empirischer Sicht des öfteren als Fehlschlag erwiesen hat. Nicht nur machten im Vergleich zur tatsächlichen Entwicklung von Arbeitslosigkeit und Inflationsraten teilweise gravierende Fehldiagnosen eine unzureichende Spezifikation der Phillipskurve und damit der NAIRU deutlich, wie die jüngste Diskussion in den Vereinigten Staaten zeigt. Darüber hinaus verlor die NAIRU auf Grund zahlreicher Versionen, wie etwa die schock- und/oder hysteresebereinigten NAIRU-Varianten, ihre Eignung als für die Wirtschaftspolitik leicht vermittelbares und handhabbares Analyseinstrument.

In der Tat sind die Daten wenig kooperativ, wenn es um den ersten Blick auf die empirische NAIRU geht. *Abbildung 1* stellt für Westdeutschland und die Zeitperiode 1970 bis 1998 die Jahreswerte der Arbeitslosenquote denen der Veränderung der Inflationsrate der Verbraucherpreise gegenüber. Als NAIRU ergäbe sich dann der Wert der Arbeitslosenquote, der einen Ordinatenwert von Null aufweist, also konsistent mit einer zeitlich stabilen Inflationsrate ist. Offenkundig gibt es im Schaubild diesen einen Wert nicht. Wenn sie überhaupt existiert, dann hat sich die NAIRU im Zeitverlauf der vergangenen drei Dekaden verschoben und beläuft sich anscheinend in der Größenordnung des von der Deutschen Bundesbank geschätzten Wertes.

2 Konzeptioneller Rahmen der NAIRU

Die theoretische Konzeption, auf der die NAIRU beruht, ist zu häufig dargelegt worden, als dass nicht eine kurze Rekapitulation genüge.⁵

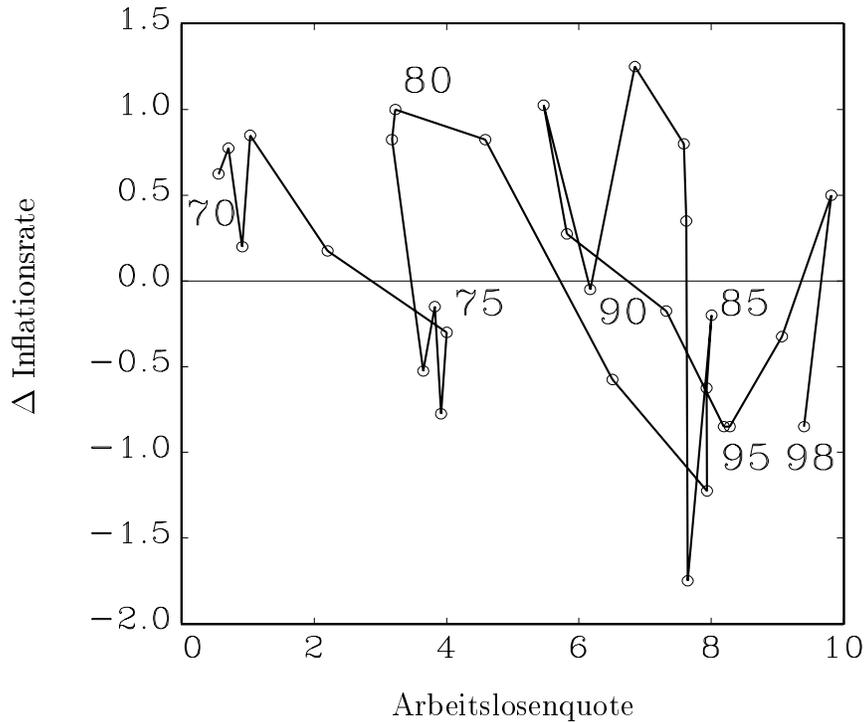
Ein Modell in Form der folgenden dynamischen Regressionsgleichung (ARX-Modell) bildet den Ausgangspunkt der Überlegungen.

$$a_1(L)\Delta p_t = a_2(L)\Delta w_t + a_3(L)X_t + a_4(L)\Delta z_t + \varepsilon_{1t}. \quad (1)$$

Hierin bezeichnen große (kleine) Buchstaben das Niveau (logarithmierte Niveau) einer Variablen, L den Lag-Operator (und die dazugehörigen Koeffizienten die Polynome im Lag-Operator), Δ den Differenzenoperator erster Ordnung, t den Zeitindex und ε einen Störterm mit $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Die Variablen Δp_t und Δw_t stellen somit die Wachstumsraten des Preisniveaus P beziehungsweise des Lohnniveaus W dar, während die Variable X_t die Überschußnachfrage auf dem Arbeits- oder Gütermarkt erfassen soll und so normiert ist, dass mit $X_t = 0$ ein ausgeglichener Markt definiert ist. Der Vektor Δz_t beinhaltet mögliche Schockvariablen, die bei gegebener Überschußnachfrage X_t die Inflationsrate Δp_t beeinflussen; sie

⁵Vgl. z.B. Franz (1987), Franz und Gordon (1993) und die dort angegebene Literatur.

Abbildung 1: Zeitlicher Zusammenhang zwischen Arbeitslosenquote und erster Differenz der Inflationsrate der Verbraucherpreise in Westdeutschland 1970 bis 1998^a



a) Vgl. Abschnitt 3 für Definitionen

sind ebenfalls so normiert, dass bei einem Wert von Null von diesen Störungen kein Einfluß auf die Inflationsrate ausgeht.

Offenkundig lassen sich ohne weitere Annahmen aus Gleichung (1) weder eine Preisgleichung noch eine Lohngleichung identifizieren, denn beide sind “alternative rotations of the same equation”.⁶ Beispielsweise müssen auf Grund theoretischer Überlegungen jeweils für die Lohngleichung und die Preisgleichung Ausschlußrestriktionen für die erklärenden Variablen z_t oder X_t auferlegt oder die (zeitgleichen) Koeffizienten von Δw_t in der Preisgleichung und von Δp_t in der Lohngleichung mit einer Nullrestriktion versehen werden. Obwohl beide Vorgehensweisen nicht frei von Problemen sind, folgt die Literatur zur NAIKU eher der ersten, sogenannten “strukturellen” Alternative.⁷ Da die Stabilität der Inflationsraten (das heißt $\Delta p_t = \Delta p_{t-1}$ für alle t) im Mittelpunkt der Überlegungen steht,

⁶Franz und Gordon (1993), S. 728 unter Bezugnahme auf einen Kommentar von Sims (1987).

⁷Vgl. Franz und Gordon (1993) für die Herleitung eines “strukturellen” Modells.

wird auf eine explizite und separate Schätzgleichung für die Lohnwachstumsrate häufig verzichtet. Vielmehr setzt man in eine Preisgleichung - in der Regel basierend auf dem Konzept einer Zuschlagskalkulation auf die variablen Kosten - eine Lohngleichung ein, welche meistens die Arbeitsmarktsituation und Verhandlungsmacht beider Tarifvertragsparteien als erklärende Variablen enthält. Dies ergibt eine (wegen der eigentlich endogenen Variable U_t : partiell) reduzierte Form der Art:

$$\Delta p_t = a(L)\Delta p_{t-1} - b(L)(U_t - U^*) + c(L)\Delta z_t + \varepsilon_t. \quad (2)$$

Im Unterschied zu Gleichung (1) ist $a_1(L)$ jetzt so normiert worden, dass das erste Element von $a_1(L)$ wieder gleich eins ist und die restlichen Elemente mit $-a(L)$ bezeichnet werden. Mit den zeitlich verzögerten Werten von Δp_t sollen in der Regel Preisrigiditäten und/oder antizipierte zukünftige Inflationsraten auf der Basis adaptiver Erwartungen erfaßt werden. Die Überschußnachfrage X_t wird als Abweichung der tatsächlichen Arbeitslosenquote U_t von ihrem friktionellen (oder "natürlichen") Wert U^* spezifiziert.⁸ Im Moment wird für U^* zeitliche Konstanz unterstellt, Möglichkeiten einer zeitlichen Variabilität von U^* werden später ebenso erörtert wie die Berücksichtigung anderer Indikatoren für die Überschußnachfrage X_t , wie etwa ungleichgewichtige Werte eines Kapazitätsauslastungsgrades. Der Vektor der Schockvariablen z_t enthält zusätzlich alle Variablen, die von der Lohnseite bei gegebenem Wert von $(U_t - U^*)$ die Inflationsrate Δp_t beeinflussen (bei Gültigkeit der obigen Normierung). Gleichung (2) spiegelt Gordons (1997) "triangle model" wider: Preisrigiditäten (via $a(L)\Delta p_{t-1}$), Nachfragebedingungen (via $U_t - U^*$) und Angebotsschocks (via Δz_t).

Häufig wird in der Literatur U^* bereits mit der NAIRU gleichgesetzt, während U^* in Gleichung (2) hier als friktionelle oder "natürliche" Arbeitslosenquote eingeführt wurde. Sofern von den im Vektor Δz_t enthaltenen Variablen keine Störungen ausgehen, mithin $\Delta z_t = 0$ gilt, besteht in der Tat kein Unterschied zwischen beiden Interpretationen. Denn Gleichung (2) läßt sich wie folgt umformulieren:

$$\Delta p_t = d + a(L)\Delta p_{t-1} - b(L)U_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

mit

$$d = b(1)U^*, \quad (4)$$

so daß sich aus Gleichung (4) der Wert für U^* als $U^* = d/b(1)$ ergibt. Einen analogen Wert erhält man bei expliziter Befolgung des NAIRU-Konzepts als "inflation-

⁸Der gleichzeitige Einfluß von U_t auf Δp_t darf zur Vermeidung von Simultanitätsproblemen kausal nicht in die entgegen gesetzte Richtung verlaufen. Häufig wird daher von dem gleichzeitigen Einfluß abgesehen. Dasselbe gilt natürlich auch für den Vektor z_t .

stabile Arbeitslosenquote". Unter der Annahme, dass die Summe aller Polynome im Lag-Operator der vergangenen Inflationsraten den Wert eins annimmt, also für $a(1) = 1$, und für Stabilität der Inflationsraten (das heißt $\Delta p_t = \Delta p_{t-1}$) liefert das Auflösen von Gleichung (3) nach U_t den Wert der NAIRU: ⁹

$$U^{NS} = d/b(1). \quad (5)$$

U^{NS} bezeichnet wegen $\Delta z = 0$ die NAIRU ohne Berücksichtigung etwaiger Störungen ("no shock-NAIRU").¹⁰ Die "natürliche Arbeitslosenquote" und die NAIRU sind hingegen nicht mehr identisch, wenn möglichen Schocks Rechnung getragen wird. Für $\Delta z \neq 0$ ergibt sich nämlich als NAIRU

$$U_t^N = (d + c(L)\Delta z_t)/b(1). \quad (6)$$

Die tatsächliche Arbeitslosenquote mag unterhalb der NAIRU liegen und die Inflationsrate sich demzufolge erhöhen, obwohl die tatsächliche Arbeitslosenquote den Wert der "natürlichen" Arbeitslosenquote übersteigt. Die nur allmähliche Annäherung der NAIRU U_t^N an die natürliche Arbeitslosenquote in Form der NAIRU U^{NS} wird in der Literatur treffend mit "speed limit effect" bezeichnet.¹¹ Der Unterschied zwischen U_t^N einerseits und U^{NS} beziehungsweise U^* andererseits liegt wirtschaftspolitisch interpretiert darin, dass die "no shock-NAIRU" U^{NS} bei dem Erfordernis einer stabilen Inflationsrate - wie hoch die tolerable Inflationsrate auch angesetzt werden mag - die Inflationswirkungen von Angebotsschocks z_t außer Betracht läßt, also beispielsweise nicht fordert, dass der allein aus einer Erhöhung indirekter Steuern resultierende Schub auf die Inflationsrate ebenfalls mit Hilfe einer restriktiven Politik und einer damit einhergehenden Arbeitslosigkeit zurückgeführt werden müsse, wohingegen die NAIRU unter Einbeziehung von Schocks $U_t^N > U^{NS}$ diese wirtschaftspolitische Vorgehensweise nahelegt.

Der Möglichkeit einer zeitvariablen NAIRU kann rein formal dadurch Rechnung getragen werden, dass U^* in Gleichung (2) mit einem Zeitindex t versehen und in Abhängigkeit vergangener Werte von U_t^* "erklärt" wird. In einer denkbar einfachen Version ergibt sich für U_t^* zum Beispiel ein autoregressiver Prozeß des Typs ("random walk without drift")

$$U_t^* = U_{t-1}^* + \eta_t \quad (7)$$

⁹Für $a(1) \neq 1$ hängt der Wert der NAIRU von der Höhe der Inflationsrate ab, es sei denn, die Inflationsraten werden bei der Berechnung der NAIRU mit dem Wert Null versehen. Die Restriktion $a(1) = 1$ ist natürlich eine testbare und zu testende Hypothese. Insoweit mit $a(L)\Delta p_t$ adaptiv erwartete Inflationsrate erfaßt werden sollen, ist die Annahme $a(1) = 1$ nicht unproblematisch. Vgl. bereits Sargent (1971) und Abschnitt 4.

¹⁰Vgl. Franz und Gordon (1993), S. 731.

¹¹Vgl. beispielsweise Giorno et al. (1997) und Gruen et al. (1999).

mit

$$E\eta_t = 0, \quad (8)$$

wobei die Varianz von η_t als konstant angenommen wird.¹²

$$\sigma_{\eta_t}^2 = Q. \quad (9)$$

Für $Q = 0$ stellt die Arbeitslosenquote U_t^* wieder eine Konstante dar, während sie für $Q > 0$ mehr oder weniger starken Schwankungen unterliegt, weil sich Erklärungsgrößen verändert haben, die nicht in z_t enthalten sind, seien sie unbeobachtbar oder nicht meßbar.

Eine zeitliche Variabilität der NAIRU läßt sich ökonomisch insbesondere mit dem Hysterese-Phänomen begründen, nämlich in diesem Zusammenhang mit der Hypothese, die NAIRU werde ganz oder teilweise von den Vergangenheitswerten der tatsächlichen Arbeitslosigkeit bestimmt, wofür es eine Reihe von Gründen geben mag, wie unter anderem die Dequalifikation, Stigmatisierung und Entmutigung längerfristig Arbeitsloser, sowie Rigiditäten im institutionellen Regelwerk des Arbeitsmarktes, welche die Anreize zur Arbeitsplatzsuche verringern (wie möglicherweise eine lange Dauer der Anspruchsberechtigung auf Arbeitslosenunterstützung).¹³ In diesem Zusammenhang hat Ball (1999, 1997) Schätzungen vorgelegt, nach denen die NAIRU in OECD Ländern der Jahre 1980 bis 1990 im Zusammenwirken einer Disinflationspolitik und eben dieser Rigiditäten gestiegen sei. Hysterese in dieser Form hieße, dass die Entwicklung der NAIRU nicht unabhängig von dem Zeitpfad der Inflationsraten ist und die Kausalität damit umgekehrt wird. Dieser Aspekt soll hier nicht weiter verfolgt werden, sondern späteren Untersuchungen vorbehalten sein.

Im denkbar einfachsten Fall läßt sich Hysterese formal als

$$U_t^* = \bar{U} + \phi(U_{t-1} - \bar{U}) + \zeta_t \quad (10)$$

mit

$$\zeta_t \sim N(0, \sigma_{\zeta_t}^2) \quad (11)$$

erfassen. U_t^* ist nunmehr eine quasi-gleichgewichtige, weil zeitpfadabhängige “no shock-NAIRU”, wohingegen \bar{U} die bekannte gleichgewichtige “no shock-NAIRU” darstellt, welche im langfristigen Gleichgewicht vorherrscht.¹⁴

¹²Durch die Annahme $a(L) \equiv 1$ wird dies in der Regel gewährleistet.

¹³Vgl. u.a. Franz (1990).

¹⁴Dieses U^* wird in der angelsächsischen Literatur “contemporaneous NAIRU” genannt, im Gegensatz zu \bar{U} , der “steady state NAIRU”. Vgl. Franz (1987) sowie Franz und Gordon (1993).

Einsetzen der Gleichung (10) in Gleichung (2), mit U_t^* anstelle von U^* , ergibt nach einigen Umformungen:

$$\Delta p_t = a(L)\Delta p_{t-1} - b(L)[(1 - \phi)(U_t - \bar{U}) + \phi\Delta U_t] + c(L)\Delta z_t + \varepsilon_t + b(L)\zeta_t \quad (12)$$

Drei Fälle lassen sich unterscheiden.

1. $\phi = 1$: Dieser Fall ist durch (“volle”) Hysterese gekennzeichnet. Die Veränderung der Inflationsrate hängt von der zeitlich ersten Differenz der Arbeitslosenquote sowie den anderen Bestimmungsgrößen in Gleichung (12) ab, nicht aber vom Niveau der Arbeitslosigkeit. Hysterese bedeutet mithin, dass kein eindeutiger Wert der NAIRU bestimmt werden kann, weil sie in Abhängigkeit von der vergangenen Arbeitslosigkeit frei schwankt, oder anders formuliert, der heutige Wert der NAIRU erklärt sich daraus, wie man zu diesem Wert gekommen ist. Eine Regressionsgleichung analog zu Gleichung (12) liefert dann für $(U_t - \bar{U})$ einen insignifikanten Koeffizienten.
2. $\phi = 0$: Dieser Fall entspricht mit Ausnahme des Störterms der Ausgangssituation in Gleichung (2), das heißt, es gibt definitiv keine Pfadabhängigkeit der NAIRU. In der Regressionsgleichung erweist sich der Koeffizient bei ΔU_t (einschließlich der zeitlich verzögerten Werte) als nicht signifikant, die Ermittlung der NAIRU erfolgt analog der Vorgehensweise wie in den Gleichungen (4) und (5).
3. $0 < \phi < 1$: Hier liegt als mittlere Situation Persistenz vor.¹⁵ Sowohl das Niveau der Arbeitslosigkeit wie auch deren Veränderung liefern einen signifikanten Erklärungsbeitrag, so dass sich die quasi-gleichgewichtige NAIRU von der gleichgewichtigen NAIRU entfernen kann. Je größer der Wert von ϕ , umso mehr unterschreitet die quasi-gleichgewichtige NAIRU ihren gleichgewichtigen Wert,¹⁶ mit anderen Worten, die Arbeitslosigkeit kann bei Vorliegen von Persistenz auf eine niedrigere Schwelle zurückgeführt werden, ohne dass dies mit steigenden Inflationsraten einhergeht, weil sich mit dieser Reduktion gleichzeitig ein Teil der verfestigten Arbeitslosigkeit auflöst, indem beispielsweise Stigmatisierungs- und Entmutigungseffekte verringert werden. Maßgeblich für die Unterscheidung in konjunkturelle und funktionsstörungsbedingte Arbeitslosigkeit ist in diesem Fall mithin die quasi-gleichgewichtige NAIRU. Nach wie vor kann jedoch die gleichgewichtige “shock-NAIRU” oder

¹⁵Sie wird in der Literatur mitunter als “partielle Hysterese” bezeichnet.

¹⁶Die quasi-gleichgewichtige NAIRU berechnet sich unter den gemachten Annahmen als: $[d + c(L)\Delta z_t - b(1)\phi\Delta U_t]/[b(1)(1 - \phi)]$ für vorgegebene Werte von ΔU_t (also beispielsweise den durchschnittlichen Werten einer Beobachtungsperiode)

“no shock-NAIRU” aus einer Schätzgleichung analog zu Gleichung (6) für $\Delta U_t = 0$ und analog zur Vorgehensweise wie in den Gleichungen (4) und (5) ermittelt werden.

Die in Gleichung (10) dargestellte Zeitpfadabhängigkeit von U_t^* mag als zu restriktiv spezifiziert angesehen werden, diene indessen vornehmlich der klärenden Unterscheidung zwischen Hysterese und Persistenz und kann ohne weiteres verallgemeinert werden.

$$U_t^* = \bar{U} + \sum_{i=1}^K \phi_i (U_{t-i} - \bar{U}) + \zeta_t \quad (13)$$

Analoges Einsetzen der Gleichung (13) in Gleichung (2), wiederum dort mit U_t^* anstelle von U^* , ergibt nunmehr:

$$\Delta p_t = a(L)\Delta p_{t-1} - b(L)\left[\left(1 - \sum_{i=1}^K \phi_i\right)(U_t - \bar{U}) + \sum_{j=1}^K \sum_{i=j}^K \phi_i \Delta U_{t+1-j}\right] + c(L)\Delta z_t + \varepsilon_t + b(L)\zeta_t. \quad (14)$$

Zur Illustration für drei Lags heißt dies für den Term in eckigen Klammern in Gleichung (14):

$$\left[(1 - \phi_1 - \phi_2 - \phi_3)(U_t - \bar{U}) + (\phi_1 + \phi_2 + \phi_3)\Delta U_t + (\phi_2 + \phi_3)\Delta U_{t-1} + \phi_3\Delta U_{t-2}\right] \quad (15)$$

Die oben dargestellte Fallunterscheidung läßt sich analog auf Gleichung (14) übertragen.

Wie bereits erwähnt, existieren andere Möglichkeiten zur Approximation der un beobachtbaren Überschußnachfrage X_t in Gleichung (1), wie beispielsweise die Abweichung des tatsächlichen Kapazitätsauslastungsgrades G_t von seinem mit einer Stabilität der Inflationsraten kompatiblen, gleichgewichtigen Wert G^* (konstant) oder G_t^* (zeitvariabel). Ersetzen mithin G_t und G^* die Variablen U_t beziehungsweise U^* in Gleichung (2), läßt sich natürlich unmittelbar keine NAIRU im Sinne einer inflationsstabilen Arbeitslosenquote ermitteln, sondern ein “inflationsstabiler Kapazitätsauslastungsgrad”. Ökonomisch gesehen muß dies nicht notwendigerweise als Nachteil angesehen werden, gegebenenfalls als Vorteil, wenn nämlich G_t einen höheren Erklärungswert als U_t aufweist (einschließlich allfälliger Lag-Verteilungen von G_t beziehungsweise U_t). Gleichwohl entfällt die Möglichkeit, unmittelbar die einleitend hervorgehobene Typisierung der Arbeitslosigkeit vorzunehmen, und ein inflationsstabiler Kapazitätsauslastungsgrad dürfte selbst einer kundigen Öffentlichkeit noch schwieriger zu vermitteln sein als die NAIRU. Als Ausweg bietet sich die Spezifikation und Schätzung einer Relation zwischen U_t und G_t in mehr oder weniger deutlicher Anlehnung an das Okunsche Gesetz an. Als Problem erweist sich hierbei allerdings die in zahlreichen empirischen Studien festgestellte zeitliche Veränderung des Okunschen Gesetzes.¹⁷ Franz und Gordon (1993) ermitteln

¹⁷Vgl. hierzu beispielsweise Buscher et al. (2000) und Schalk et al. (1997).

daher eine “Mean-Utilization Rate of Unemployment” (MURU): Die eigentlichen NAIRU-Gleichungen enthalten zum Teil mittelwertbereinigte Werte von G_t anstelle von U_t , gleichzeitig wird eine Regression mit U_t als abhängiger Variabler und einem Lag-Polynom von mittelwertbereinigten Variablen G_t sowie Zeittrends als erklärende Variable geschätzt. Vor dem Hintergrund dieser Überlegungen erfolgt in diesem Beitrag in Abschnitt 4 eine Diskussion des Erklärungswertes von G_t .

Nach dieser Darstellung des konzeptionellen Rahmens bleibt noch zu klären, wie aus theoretischer Sicht die Inflationsrate Δp_t sowie die Arbeitslosenquote U_t definiert werden sollten, und welche Variablen im Vektor z_t von Bedeutung sind.

Bei der Inflationsrate Δp_t ergibt sich insoweit ein Korrekturbedarf, als alle exogenen Determinanten der Preisbestimmung, das heißt Faktoren, die bei gegebenen Werten der Arbeitsmarktsituation ($U_t - U^*$) die Inflationsrate beeinflussen, entweder aus den Werten Δp herausgerechnet oder in den Vektor z_t aufgenommen werden, unabhängig davon, ob diese exogenen Störungen von der Preisbestimmung oder der Lohnfindung herrühren. Im ersten der zuletzt genannten beiden Fälle ist die Kerninflationsrate die aus theoretischer Sicht maßgebliche Variable, welche die Preissteigerungsraten Δp^R für Nahrungsmittel und importierte Rohstoffe als (weitgehend) exogene Determinanten der Preisentwicklung ausschließt. Alternativ kann die Inflationsrate Δp^R als ein Element des Vektors Δz dienen und als abhängige Variable dann die Veränderungsrate eines Konsumentenpreisindex oder des BIP-Deflators verwendet werden. Diese Überlegung gilt mutatis mutandis ebenfalls für den Einfluß indirekter Steuern.

Aus der Lohngleichung, welche im “strukturellen” Ansatz in die Preisgleichung eingesetzt wird, können vor dem Hintergrund unterschiedlicher, aber sich nicht notwendigerweise gegenseitig ausschließender theoretischer Modelle zusätzlich zur Variablen ($U_t - U^*$) ebenfalls eine Reihe von erklärenden Variablen identifiziert werden. Beispielsweise mögen der Anspruchslohn der Arbeitnehmer und damit die Lohnforderungen zunehmen, wenn sich der als exogen angesehene Keil zwischen Konsumlohn und Produktlohn verbreitert oder die Arbeitslosenunterstützung großzügiger bemessen wird.

Ob der Vektor Δz außerdem - wie in manchen Studien - die Fortschrittsrate der (trendmäßigen) Arbeitsproduktivität Δv_t (Δv_t^T) enthält, muß sich aus den theoretischen Überlegungen ergeben. Zur Rechtfertigung einer Berücksichtigung von Δv_t könnte zunächst argumentiert werden, bei der Preisbestimmung erfolge die Zuschlagskalkulation auf die Lohnstückkosten, also sei $(\Delta w_t - \Delta v_t)$ die relevante erklärende Variable für die Inflationsrate Δp_t (von zeitlichen Verzögerungen abgesehen); außerdem spiele der durch Δv_t bestimmte Verteilungsspielraum bei der Lohnbestimmung eine entscheidende Rolle, so dass in der Bestimmungsgleichung für Δw_t der unabhängigen Variablen Δv_t Rechnung zu tragen sei. Jedoch ist für die Höhe des Verteilungsspielraumes die trendmäßige Zunahme der Arbeitsproduktivität, also Δv_t^T , die relevante Größe, da Produktivitätsfortschritte allein aufgrund eines Beschäftigungsabbaus (die “Entlassungsproduktivität”) nicht zur Verteilung

zur Verfügung stehen. Wenn mithin der so definierte Verteilungsspielraum in der Regel voll ausgeschöpft wird, besitzt die Variable Δv_t^T in der Lohnbestimmung einen Koeffizienten in Höhe von eins. Unter der Annahme konstanter Skalenerträge in der Cobb-Douglas-Produktionstechnologie geht in der Preisbestimmung die Variable $(\Delta w_t - \Delta v_t^T)$ jedoch ebenfalls mit demselben Koeffizientenwert von eins ein, so dass Δv_t^T in der beschriebenen reduzierten Form keinen Erklärungsbeitrag für Δp_t liefert, es sei denn, eine der gemachten Annahmen sei verletzt: Δw_t verändert sich im Vergleich zu Δv_t^T unter- oder überproportional, die Zuschlagskalkulation erfolgt auf der Basis von $(\Delta w_t - \Delta v_t)$ anstelle von $(\Delta w_t - \Delta v_t^T)$ oder die Annahme konstanter Skalenerträge gilt in der Realität nicht. Dies sind - wegen der Schätzung in einer reduzierten Form - in ihrer Gesamtheit testbare Hypothesen.

Im Hinblick auf die Definition der Variablen U_t sind zumindest Insider-Outsider-Überlegungen ins Blickfeld zu nehmen. Langzeitarbeitslose mögen unter anderem aufgrund der Abschreibung ihres Humankapitals weniger als Verdränger der Arbeitsplatzbesitzer in Betracht kommen. Um dieser Möglichkeit Rechnung zu tragen, können entweder Quoten für kurzfristig oder langfristig Arbeitslose definiert oder die Arbeitslosigkeit kann als gewichtete Summe aus Kurz- und Langfristarbeitslosenquoten, U^k beziehungsweise U^l , aufgefaßt und definiert werden:

$$U_t = U_t^k + \psi U_t^l. \quad (16)$$

Einsetzen von Gleichung (16) in Gleichung (12) erlaubt dann mit Hilfe der Identifizierung des Parameters ψ Aussagen über das Gewicht der Langfristarbeitslosen auf die Lohnbildung. Die Hypothese einer “outsider ineffectiveness” läßt einen geringen, wenn nicht sogar insignifikanten Parameterschätzwert für ψ erwarten.

Zusammenfassend ergeben die vorangegangenen Ausführungen folgende Varianten einer NAIRU:

1. Zunächst gilt es zwischen einer “no shock-NAIRU” und einer “shock-NAIRU” zu unterscheiden, also beide Varianten der NAIRU empirisch zu ermitteln, wenn auch die Entscheidung darüber, welche exogen schockbedingten Störungen der Inflationsrate noch mit dem Erfordernis einer stabilen Inflationsrate vereinbar sind, der Wirtschaftspolitik, insbesondere der (europäischen) Geldpolitik zusteht.¹⁸
2. Des weiteren muß die ökonomische Analyse klären, inwieweit von einer zeitlich variablen NAIRU auszugehen ist und ob gegebenenfalls das Hysteresephänomen einen signifikanten Erklärungsbeitrag zu liefern im Stande ist.

Analytisch bedeutet dies, dass folgende Varianten des NAIRU-Konzepts ökonometrisch zu testen sind. Ausgangsgleichung ist

$$\Delta p_t = a(L)\Delta p_{t-1} - b(L)(U_t - \tilde{U}_t + c(L)\Delta z_t + \varepsilon_t, \quad (17)$$

¹⁸Zusätzlich stellt sich das Problem des Zeithorizonts für die Zielgrößen einer Geldpolitik. Estrella und Mishkin (1998) schlagen ein verändertes NAIRU Konzept vor, bei dem sich Inflationsstabilität auf den jeweiligen Zeithorizont der Geldpolitik bezieht.

wobei \tilde{U}_t alternativ mit

$$\tilde{U}_t = U^* \quad \text{Gleichung (2)} \quad (18)$$

$$\tilde{U}_t = U_t^* = U_{t-1}^* + \eta_t \quad \text{Gleichungen (2) und (7)} \quad (19)$$

$$\tilde{U}_t = U_t^* = \bar{U} + \phi(U_{t-1} - \bar{U}) + \zeta_t \quad \text{Gleichungen (2) und (10)} \quad (20)$$

anzusetzen ist. Zusätzlich sind die Restriktion bezüglich der Polynome im Lag-Operator und die Signifikanz der importierten Rohstoffpreise, des Steuerkeils und der Produktivität als Bestandteile von Δz_t zu testen.

Abschließend macht bereits diese kursorische Darstellung des konzeptionellen Rahmens “der” NAIRU zwar ihren Facettenreichtum deutlich, jedoch kann von einem einfach zu handhabenden und erst recht von einem leicht vermittelbaren Indikator keine Rede sein. Allerdings bedeutet dies keineswegs schon den Abgang auf die NAIRU als Diagnoseinstrument etwa zur Abgrenzung einer konjunkturellen Arbeitslosigkeit von einer solchen, die auf Funktionsstörungen der Märkte beruht. Gleichwohl stehen vor der adäquaten Umsetzung dieses Konzeptes in die wirtschaftspolitische Praxis beachtliche Hürden.

3 Methodische Probleme und Daten

Ein ökonometrischer Test des NAIRU-Konzepts sieht sich mit beträchtlichen methodischen Schwierigkeiten konfrontiert, welche neben den im vorhergehenden Abschnitt aufgezeigten theoretischen Einschränkungen Anlaß zu einer nicht unberechtigten Skepsis gegenüber der Aussagefähigkeit einer (geschätzten) NAIRU geben. Im wesentlichen resultieren die Unsicherheiten über zuverlässige NAIRU-Werte aus drei Problemen.

Erstens herrscht Unkenntnis über das “wahre” Modell der Bestimmung der Inflation, und die empirische Überprüfung bezieht sich auf einen Test miteinander verbundener Hypothesen. Der in Gleichung (17) dargestellte Ansatz verbindet Hypothesen unter anderem über die Lohn- und Preisbestimmung und die Bildung von Erwartungen. Selbst eine nach üblichen Testkriterien “erfolgreiche” Schätzung kann im Extremfall das Ergebnis eines Zusammenspiels jeweils falscher Hypothesen sein.

Zweitens sind eine Reihe von Variablen nicht oder (als Zeitreihe) nur unvollkommen beobachtbar und meßbar. Dies betrifft gerade die zentralen Variablen Arbeitslosigkeit und Inflation.

Bekanntlich repräsentiert die statistisch ausgewiesene Arbeitslosenquote nur unzulänglich die Unterauslastung des Faktors Arbeit, zum einen, weil eigentlich noch

weitere Personenkreise zu den offiziell ausgewiesenen Arbeitslosen hinzugerechnet werden müßten, wie etwa Teilnehmer an arbeitsmarktpolitischen Maßnahmen einschließlich vorzeitiger Ruheständler. Zum anderen enthalten die offiziellen Arbeitslosendaten eine nicht bekannte Anzahl von "sozialleistungsinduzierten Arbeitslosen". Es liegt daher nahe, nach Alternativen zur Arbeitslosenquote als erklärender Variable zu suchen. Eine Möglichkeit stellt die Verwendung des Kapazitätsauslastungsgrades dar.

Die Daten über den hier verwendeten Kapazitätsauslastungsgrad G entstammen der innovativen Studie von Flaig und Ploetscher (2000).¹⁹ Der Kapazitätsauslastungsgrad wird dort in Form der Lücke zwischen tatsächlichem und potentielltem Output spezifiziert und zwar unter Verwendung eines bivariaten Zeitreihenmodells, welches nicht nur das reale Bruttoinlandsprodukt, sondern ebenfalls die im Rahmen des ifo-Konjunkturtestes ermittelten Geschäftserwartungen von Unternehmen des verarbeitenden Gewerbes, der Bauindustrie sowie des Groß- und Einzelhandels verwendet und in die Komponenten Trend, Zyklus und Saison zerlegt. Nach Angaben von Flaig und Ploetscher (2000) zeigen ihre Resultate, dass diese Vorgehensweise "reduces uncertainty of the estimated output gap considerably and leads to better prediction properties" (S. 13).

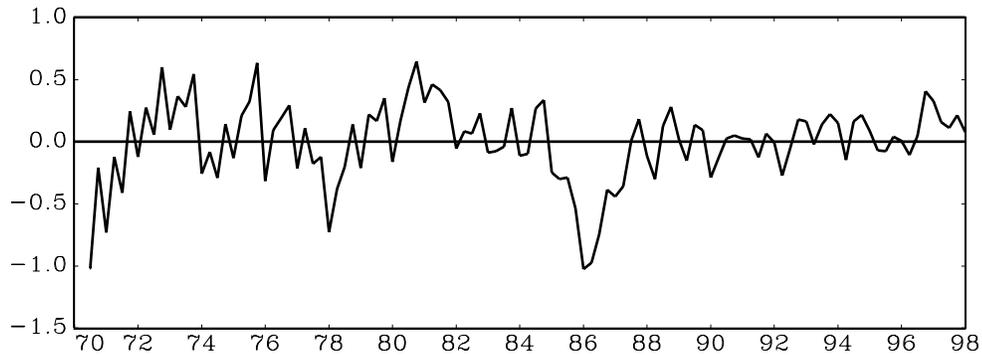
Bei der Wahl der geeigneten Inflationsrate ergibt sich als Problem, dass die Lohnbestimmung aus der Sicht der Arbeitnehmer und der sie vertretenden Gewerkschaften eher den Konsumlohn (unter Verwendung eines Konsumentenpreises) im Blickfeld hat, während aus der Sicht der Unternehmen und bei der Preisbestimmung eher der Produktlohn die Grundlage bildet, das heißt die Absatzpreise, approximiert durch einen Produzentenpreisindex oder allgemeiner durch den BIP-Deflator (ohne Bruttowertschöpfung des Staates), die relevante Variable darstellen. Wie *Abbildung 2* verdeutlicht, bestehen nicht unerhebliche Unterschiede zwischen den Zeitreihen beider Inflationsraten, so dass die Entscheidung für eine der beiden Preissteigerungsraten die Schätzergebnisse maßgeblich beeinflussen kann.

Davon abgesehen tendieren die statistisch ausgewiesenen Preisreihen mit zunehmendem zeitlichen Abstand von den jeweiligen Neuberechnungen (unter anderem des Wägungsschemas) zu einer Überschätzung des tatsächlichen Kaufkraftverlustes. Dieses Problem ist indessen nur insoweit relevant, wie die beteiligten Wirtschaftssubjekte ihre Entscheidungen auf der korrekten Preisentwicklung basieren. Um die Schätzergebnisse dieser Studie mit denen früherer Analysen besser vergleichen zu können, liegt den folgenden Berechnungen die Inflationsrate auf der Basis des Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte zugrunde. Da diese Vorgehensweise nicht frei von einer gewissen Willkür ist, werden alternative Schätzungen auf der Grundlage des BIP-Deflators (ohne Staat) durchgeführt und diskutiert.

Drittens sind die wahren Parameter unbekannt, woraus sich der stochastische

¹⁹Ich danke Gebhard Flaig für die Möglichkeit der Nutzung dieser Daten.

Abbildung 2: Differenz der Inflationsraten der Verbraucherpreise und des BIP-Deflators (ohne Bruttowertschöpfung des Staates) in v.H. (jeweils bezogen auf das Vorjahresquartal)



Charakter der NAIRU erklärt. Um dieser Stochastik bei der Interpretation der NAIRU Rechnung zu tragen, sind Konfidenzintervalle für die NAIRU-Schätzwerte hilfreich. Die Ermittlung solcher Konfidenzbänder ist insoweit nicht offenkundig, als sich die NAIRU als nichtlineare Funktion der Schätzwerte der Parameter d , $b(L)$ und $c(L)$ berechnet.²⁰ Vor dem Hintergrund dieser Nichtlinearitäten schlagen Staiger et al. (1997a,b) zwei alternative Methoden zur Schätzung der Konfidenzintervalle vor. Zum einen wird gemäß der üblichen “Delta-Methode” beispielsweise der Quotient $d/b(1)$ mit Hilfe einer Taylorreihe erster Ordnung approximiert und die asymptotische Varianz dieser Funktion zur Konstruktion der Konfidenzintervalle benutzt. Zum anderen geben die Autoren plausible Werte für die NAIRU U^* vor und vergleichen die Residualquadratsummen so restringierter Schätzungen mit denen ohne Restriktionen. Mit Hilfe eines F-Testes können sie dann vorgegebene NAIRU-Werte bis zu einem bestimmten Wert bei gegebener Irrtumswahrscheinlichkeit nicht verwerfen und erhalten so Konfidenzintervalle für die NAIRU.

Obwohl diese Vorgehensweise auf Grund einer Reihe von einschneidenden Annahmen nicht unproblematisch ist, ziehen Staiger et al. (1997a,b) die naheliegende Bootstrap-Methode als Alternative oder Ergänzung nicht in Betracht. Eine Innovation dieses Papiers liegt folglich darin, NAIRU-Schätzwerte für Westdeutschland einschließlich von Bootstrap-Konfidenzintervallen vorzustellen.

Im einzelnen liegt den Schätzungen folgende Vorgehensweise zugrunde. Der Schätzzeitraum bezieht sich auf Quartalswerte für Westdeutschland der Jahre 1970 bis 1998 (insgesamt mithin 116 Beobachtungen), zeitlich verzögerte Werte in der Regression liegen vor 1970/1. Alle Wachstumsraten beziehen sich auf das Vorquartal, nicht auf das Vorjahresquartal. Wachstumsraten auf der Basis der Vorjahresquartale hätten zwar den Vorteil, dass ein quartalsmäßiges Saison-

²⁰Vgl. Gleichungen (4) und (5).

muster ausgeschaltet wird, sofern es über die Zeit konstant bleibt, jedoch wird dies mit einer Reihe von Nachteilen erkauft, etwa in Form bestimmter Basis- oder Überhangeffekte. Außerdem müßte bei der Verwendung zeitlich verzögerter Wachstumsraten auf der Basis von Vorjahresquartalen berücksichtigt werden, dass zwei zeitlich aufeinanderfolgende Wachstumsraten derselben Variable jeweils drei Elemente gemeinsam haben; dies kann in Gleichung (17) zu verzerrten Parameterschätzwerten führen.²¹

Die hier verwendeten Wachstumsraten auf Vorquartalsbasis machen eine Saisonbereinigung erforderlich. Die mit den üblichen Saisonbereinigungsverfahren meistens einhergehende zeitliche Glättung der Variablen kann die Dynamik verfälschen und (zusätzliche) Autokorrelation zur Folge haben. Daher wird der Saisonfigur durch 0,1-Saisondummies Rechnung getragen, welche allerdings insoweit zeitlich variieren, als für die beiden Teilperioden 1970/1 - 1982/4 und 1983/1 - 1998/4 unterschiedliche Koeffizienten der Saisondummies zugelassen sind, wobei die Auswahl der beiden Zeitperioden nach mehreren Tests auf der Basis des höchsten Erklärungswertes (gemessen an der Residualquadratsumme) erfolgte. Zur Vereinfachung der Berechnung der NAIRU werden die Saisondummies als $S_i - S_4$, $i = 1, 2, 3$ definiert; sie gleichen sich damit im Jahresdurchschnitt aus und das für die Berechnung der NAIRU wichtige Absolutglied enthält keinen Saisoneinfluß. Um die Präsentation der Schätzergebnisse nicht zu überfrachten, werden die Saisonvariablen in den folgenden Tabellen nicht ausgewiesen. Mit wenigen Ausnahmen sind ihre Koeffizienten statistisch signifikant.

Eine weitere Dummy-Variable in den Schätzgleichungen nimmt für 1991/3 den Wert eins an und ansonsten Werte von null. Mit dieser Dummy-Variablen sollen sowohl ein Sprung des Verbraucherpreisindex (im September 1991) um etwa 1.5 Punkte wie auch ein irregulärer Verlauf des Steuerkeils erfaßt werden, der wohl auf Modifikationen bei der statistischen Erfassung des Bruttoeinkommens aus unselbständiger Arbeit zurückzuführen ist. Diese Dummy erweist sich bei allen Schätzungen als signifikant; sie erhöht die Erklärungskraft der Schätzung (gemessen am Standardfehler der Regression), ohne den Wert und die Signifikanz der übrigen Regressionskoeffizienten mehr als vernachlässigbar zu beeinflussen. Der besseren Übersichtlichkeit halber wird sie nicht ausgewiesen.

Die Schätzung zeitlicher Verzögerungen erfolgt mit Hilfe des Almon-Verfahrens, wobei sich ein Lag-Polynom dritten Grades als flexibel genug erwies und zusätzlich eine Endpunktrestriktion auferlegt wurde.²² Der "Preis" des Almon-Verfahrens ist allerdings eine zusätzliche Autokorrelation der Residuen. Schätzungen unter Variationen dieser beiden Vorgaben erbrachten indes keine nennenswerten Veränderungen der Resultate.

²¹Wie die Störterme in Gleichung (12) zeigen, ist die Schätzung der Gleichung (17) ohnehin mit dem Problem einer Autokorrelation behaftet.

²²Vgl. beispielsweise Greene (1993), S. 519ff. für eine komprimierte Darstellung des Almon-Verfahrens.

Sowohl die Arbeitslosenquote wie auch die Inflationsrate weisen auf der Grundlage von hier durchgeführten ADF-Tests einen Integrationsgrad von eins auf, während die relative Abweichung der Entwicklung der Rohstoffpreise von der des BIP-Deflators²³ ebenso wie die erste Differenz des Steuer- und Preiskeils $I(0)$ sind. Diese Information ist zusätzlich zur Definition und Quellenangabe der Variablen in *Tabelle 1* enthalten.

4 Darstellung und Diskussion der Schätzergebnisse

4.1 Schätzung der Phillipskurve

Tabelle 2 enthält ausgewählte Ergebnisse der Schätzung einer Phillipskurve auf der Grundlage der in den vorigen Abschnitten dargestellten Überlegungen. Die drei ersten Spalten verzichten auf zeitliche Verzögerungen der erklärenden Variablen (mit Ausnahme der verzögerten endogenen Variablen), während in den folgenden drei Spalten die Relevanz solcher Lag-Verteilungen überprüft wird. Wie der Box-Pierce-Test und der White-Test zeigen, leiden viele Regressionen erwartungsgemäß unter erheblicher Autokorrelation und Heteroskedastizität, worauf noch einzugehen ist.

Die Spezifikationen beginnen mit der denkbar einfachsten Version einer Phillipskurve in Spalte (1), welche gleichwohl knapp drei Viertel der Varianz der Preissteigerungsrate des privaten Verbrauchs bereits zu erklären im Stande ist und einen hochsignifikanten negativen Einfluß der Arbeitslosenquote aufweist.²⁴ Alle Schätzergebnisse änderten sich im übrigen, sofern überhaupt, nur unwesentlich, wenn die Arbeitslosenquote um eine Zeitperiode verzögert wurde - um Verzerrungen auf Grund einer denkbaren Simultanität zu vermeiden - oder wenn der inverse Wert der Arbeitslosenquote als erklärende Variable verwendet wurde, um etwaigen Nichtlinearitäten dieses Einflusses Rechnung zu tragen. Spalte (2) belegt den signifikant positiven Einfluß der relativen Rohstoffpreise sowie des Keils zwischen Produktlohn und Konsumlohn. Hingegen bringt ein Test der im vorigen Abschnitt diskutierten Hypothese einer "outsider ineffectiveness" keine gravierende Verbesserung der Schätzergebnisse und zwar unabhängig davon, ob, wie in Spalte (3),

²³Trotz der Konsumentenpreissteigerungsrate als abhängiger Variable wird die Abweichung der Inflationsrate der Rohstoffpreise von der des BIP-Deflators gewählt, weil damit der von den Rohstoffpreisen ausgehende Preisdruck bei der Verwendung der Rohstoffe als Zwischenprodukt im Produktionsprozess direkter erfaßt wird.

²⁴Hierbei ist allerdings der "Erklärungswert" der Lags und Dummies eingerechnet. Außerdem ist zu bedenken, dass wegen des Integrationsgrades der Arbeitslosenquote in Höhe von eins die übliche t-Verteilung nur bedingt anwendbar ist.

Tabelle 1: Definition, Eigenschaften und Quellen der Daten

Variable	Integrationsgrad	Definition	Quellen
Arbeitslosenquote	I(1)	registrierte Arbeitslose bezogen auf die Summe von Erwerbstätigen (Inlandskonzept) und registrierten Arbeitslosen	1,2
Quote der kurzfristig Arbeitslosen	I(1)	registrierte Arbeitslose minus Langzeitarbeitslose (=Dauer der Arbeitslosigkeit mindestens 1 Jahr) bezogen auf die Summe aus Erwerbstätigen (Inlandskonzept) und den kurzfristig Arbeitslosen; Langzeitarbeitslose bis 1995/2 durch lineare Interpolation auf Quartalswerte umgerechnet	1,3
Outputlücke	I(0)	Differenz zwischen tatsächlichem und potentiell Output bezogen auf den potentiellen Output	6
Inflationsrate	I(1)	Wachstumsrate des Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte (1995=100)	4
Relative Inflationsrate der Rohstoffpreise	I(0)	Wachstumsrate des Index der Einfuhrpreise (Rohstoffe insg.) (1995=100) minus Wachstumsrate des BIP-Deflators (vgl. Text)	4,5
Veränderung Steuer- und Preiskeil	I(0)	Erste Differenz des folgenden Quotienten: Bruttoeinkommen aus unselbständiger Arbeit deflationiert mit dem BIP-Deflator (1995=100) dividiert durch die Nettolohn- und gehaltssumme deflationiert mit dem Preisindex für die Lebenshaltung aller privaten Haushalte (1995=100); ab 1995/1 für die Wachstumsraten der Einkommensvariablen: Deutschland, vorher: Westdeutschland	2,4
Trendbereinigter Produktivitätsfortschritt	I(0)	Abweichung der Wachstumsrate der Arbeitsproduktivität (auf Stundenbasis) von entsprechendem Trend (ermittelt mit Hilfe des Hodrick-Prescott-Filters mit einem Wert des Glättungsparameters in Höhe von 1600)	2

Quellen (Nummern in der letzten Spalte):

- (1): Amtliche Nachrichten der Bundesanstalt für Arbeit, lfd. Jahrgänge;
- (2): Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Vierteljährliche Volkswirtschaftliche Gesamtrechnung;
- (3): Sachverständigenrat zur Begutachtung der gesamtwirtschaftlichen Entwicklung, Jahresgutachten, lfd. Jahrgänge;
- (4): Monatsberichte der Deutschen Bundesbank, lfd. Jahrgänge;
- (5): Statistisches Bundesamt:
<http://www-zv.statistik-bund.de/zeitreih/dok/sgz1101.htm>;
- (6): Flaig und Ploetscher (2000).

Tabelle 2: OLS-Schätzgleichungen für die Phillipskurve 1970/1 bis 1998/4^{a)}
 Abhängige Variable: Wachstumsrate des Preisindex für die Lebenshaltung

Erklärende Variablen	Lags	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
verzögerte endogene Variable ^{b)}	1-5	0.575 (6.2)	0.485 (6.1)	0.546 (7.4)	0.359 (3.6)	0.308 (2.3)	0.266 (2.3)	1.000 (-)
Arbeitslosenquote	0	-0.078 (4.9)	-0.079 (5.7)	-	-0.093 (6.3)	-0.089 (4.8)	-	-0.020 (1.6)
Arbeitslosenquote ^{b)}	0-16	-	-	-	-	-	-0.095 (5.3)	-
Quote der kurzfristig Arbeitslosen	0	-	-	-0.110 (5.6)	-	-	-	-
Δ Arbeitslosenquote ^{b)}	0-19	-	-	-	-	-0.667 (2.5)	-	-
relative Rohstoffpreissteigerungsraten	0	-	0.011 (4.8)	0.011 (4.9)	-	-	-	0.009 (3.2)
relative Rohstoffpreissteigerungsraten ^{b)}	0-4	-	-	-	0.016 (4.0)	0.017 (4.2)	0.018 (4.6)	-
$\Delta Keil/100$	0	-	0.050 (2.6)	0.050 (2.6)	0.062 (3.2)	0.063 (3.2)	0.065 (3.5)	0.042 (1.8)
Konstante*100	-	0.781 (5.0)	0.842 (6.3)	0.818 (6.3)	1.025 (6.6)	1.092 (5.3)	1.129 (6.2)	0.089 (1.1)
\overline{R}^2		0.727	0.805	0.804	0.800	0.811	0.818	0.713
SEE*100		0.349	0.295	0.295	0.298	0.290	0.284	0.357
SSR*100		0.128	0.088	0.090	0.091	0.084	0.082	0.130
$LM(4)^c$		5.66 (0.22)	4.31 (0.37)	4.06 (0.40)	4.64 (0.32)	6.73 (0.15)	6.88 (0.14)	10.94 (0.03)
$LM(8)^c$		9.18 (0.33)	9.54 (0.30)	9.96 (0.27)	14.02 (0.08)	20.25 (0.01)	20.52 (0.01)	23.59 (0.00)
$LM(12)^c$		14.70 (0.25)	17.13 (0.14)	17.24 (0.14)	19.44 (0.08)	24.26 (0.02)	24.71 (0.01)	28.04 (0.01)
White ^{d)}		20.2 (0.123)	27.8 (0.047)	29.6 (0.029)	26.2 (0.124)	24.9 (0.353)	24.7 (0.262)	30.0 (0.118)
CUSUM ^{2 e)}		stabil	instabil	instabil	stabil	stabil	stabil	stabil

Anmerkungen zu Tabelle 2:

- a) t-Werte in Klammern; \overline{R}^2 ist das um die Anzahl der Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß, SEE der Standardfehler der Regression und SSR die Residualquadratsumme. Die Saisonvariablen sind nicht ausgewiesen, sie sind mit wenigen Ausnahmen statistisch signifikant und als $S_i - S_4$, $i = 1, 2, 3$ konstruiert, vgl. Text.
- b) Summe der Koeffizienten.
- c) Lagrange-Multiplier Test auf Autokorrelation 4., 8. und 12. Ordnung, p-Werte in Klammern (H_0 : keine Autokorrelation).
- d) Test von White auf Heteroskedastizität (ohne Interaktion), p-Werte in Klammern ($H_0 : \sigma_t^2 = \sigma^2$ für alle t).
- e) Regressionen wurden ohne die Dummy 91/3 gerechnet; mögliche Instabilitäten traten indes genau zu jenem Zeitpunkt auf.

eine extreme Variante Grundlage der Schätzungen ist, bei der nämlich allein kurzfristig Arbeitslose einen Einfluß besitzen, nicht aber Langzeitarbeitslose, oder ob ein gewichteter Durchschnitt aus den Quoten beider Gruppen von Arbeitslosen als erklärende Variable konstruiert wird (in der Tabelle nicht ausgewiesen). Vor dem Hintergrund dieser Schätzergebnisse und um die spätere NAIRU Diskussion nicht mit unterschiedlichen Fristigkeiten der Arbeitslosigkeit zu belasten, soll dieser Aspekt hier nicht weiter verfolgt werden.²⁵

Auffällig und im Hinblick auf das NAIRU-Konzept unerfreulich ist der signifikant unter eins liegende Wert der Summe aller Koeffizienten der verzögerten Inflationsraten, gleichgültig welche Lag-Länge gewählt wird. Dieses Resultat einer sich im Zeitablauf von selbst abbauenden Inflationsrate in Westdeutschland erscheint indessen nur bedingt überraschend, da eine Beziehung zwischen der Inflationsrate und Arbeitslosenquote jeweils als I(1)-Variable in einer stabilen Lag-Verteilung resultiert²⁶ und des weiteren zahlreiche frühere Studien zur Phillipskurve in Westdeutschland ebenfalls Koeffizientenschätzwerte unter eins erbrachten, häufig in der Größenordnung von 0.7 bis 0.9, mitunter aber - wie in den Spalten (1) bis (3) in Tabelle 1 - auch rund 0.5.²⁷ Zwar mag der genannte Schätzwert etwas in

²⁵Die Stärke der von der Arbeitslosigkeit ausgehenden Effekte auf die Inflationsraten mag von der Größenordnung (nicht aber vom Vorzeichen) her betrachtet zwischen Unter- und Vollbeschäftigungssituationen differieren. Eisner (1997) präsentiert Schätzungen für die Vereinigten Staaten, welche einer solchen Asymmetrie Rechnung tragen, indessen die Grenzlinie zwischen beiden Arbeitsmarktsituationen in Form einer vorgegebenen NAIRU exogen vorgeben, so dass diesem Ansatz hier nicht gefolgt wird. Geeigneter zur Erfassung dieses Aspektes scheinen dann eher makroökonomische Modelle temporärer Gleichgewichte ("Ungleichgewichtsmodelle") zu sein, vgl. dazu Franz, Göggelmann und Winker (1998).

²⁶Wenn $a(1) = 1$ wäre ein Koeffizient der Arbeitslosenquote nicht signifikant von Null verschieden zu erwarten, da die erste Differenz der Inflationsraten I(0) ist.

²⁷Vgl. dazu beispielsweise die Studien von Möller (1996) mit einem Koeffizientenschätzwert in Höhe von 0.72 für die Zeitperiode 1961/2 bis 1994/4 (dort S. 35) sowie Franz (1987) mit Koeffizientenschätzwerten zwischen 0.78 und 0.92 (dort S. 111) und von Franz und Hofmann (1990) mit Koeffizientenschätzwerten zwischen 0.46 und 0.83 (dort S. 220).

Abhängigkeit des zugrundeliegenden Preisindex variieren (Verbraucherpreise versus BIP-Deflator), jedoch wiesen Versionen analog zu denen in Tabelle 1 mit der Inflationsrate des BIP-Deflators als endogener Variable ebenfalls signifikant unter eins liegende Summen aller Lag-Koeffizienten auf. Zu beachten ist ferner, dass höhere Koeffizienten in früheren Studien möglicherweise auf eine Fehlspezifikation der Wachstumsraten zurückgeführt werden können, wenn nämlich die endogene Variable und die um eine Zeitperiode verzögerte endogene Variable teilweise dieselben Beobachtungen widerspiegeln; dies ist bei Verwendung von Wachstumsraten bezogen auf das *Vorjahres*quartal (anstelle, wie hier, auf das Vorquartal) besonders offenkundig,²⁸ kann aber ebenso bei Wachstumsraten auf der Basis von Jahresdurchschnitten der Fall sein, mit der Gefahr einer Verzerrung des betreffenden Regressionskoeffizienten in Richtung auf den Wert eins. Wie dem auch immer sein mag, es bleibt zu thematisieren, dass die hier mit der Verwendung von zeitlich verzögerten Werten implizierte Hypothese einer adaptiven Erwartungsbildung zukünftiger Preissteigerungsraten schon problematisch sein kann, von dem Effekt von Lohn- und Preisrigiditäten, den diese Lag-Verteilung ebenfalls widerspiegeln soll, erst gar nicht zu reden.

Hervorzuheben bleibt auf jeden Fall, dass ein Koeffizientenwert unter eins nicht notwendigerweise eine Ablehnung der Hypothese einer vertikalen Phillipskurve bedeutet.²⁹ Insoweit die Lags von Δp_t die erwartete Inflationsrate Δp_t^* repräsentieren, ein adaptives Erwartungsschema des Fisher-Cagan-Typs

$$\Delta p_t^* = \sum_{i=0}^m v_i \Delta p_{t-i} \quad (21)$$

unterstellt und die Phillipskurve als

$$\Delta p_t = \alpha \sum_{i=0}^m v_i \Delta p_{t-i} + \dots \quad (22)$$

spezifiziert wird, müßte die Restriktion $\sum_{i=0}^m v_i = 1$ gelten, um an Hand des Schätzwertes von α zu entscheiden, wie steil die Phillipskurve ist. Wie Sargent schon im Jahre 1971 gezeigt hat, ist die Gleichheit dieser Restriktion nicht selbstverständlich, eher ist seiner Ansicht nach ein Wert unter eins zu erwarten. Akerlof et al. (2000) geben eine andere Interpretation eines ähnlichen Schätzergebnisses, welches sie für die Phillipskurve in den Vereinigten Staaten erhalten. Ein Koeffizientenwert unter eins könne darauf zurückgeführt werden, dass in Zeiten geringer erwarteter Preissteigerungsraten diese bei der Entscheidung von Arbeitnehmern und Firmen kaum eine Rolle spielten. Eine solche Geldillusion verschwinde erst

²⁸So enthalten die beiden jährlichen Wachstumsraten $(P_t - P_{t-4})/P_{t-4}$ und $(P_{t-1} - P_{t-5})/P_{t-5}$ (die Zeitindizes kennzeichnen Quartalswerte) dieselbe Information über die Preisentwicklung zwischen P_{t-1} und P_{t-4} .

²⁹Zum folgenden vgl. Sargent (1971).

bei höheren erwarteten Inflationsraten mit der Folge, dass die langfristige Phillipskurve erst oberhalb einer bestimmten Inflationsrate vertikal werde.

Der Einfluß der verzögerten endogenen Variablen sinkt ferner, wenn zeitlich zurückliegende Effekte der relativen Rohstoffpreisteigerungsraten ins Blickfeld genommen werden. Der langfristige Einfluß der Rohstoffpreise steigt um rund die Hälfte (ebenso wie die Regressionskonstante), dafür sinkt der geschätzte Effekt verzögerter Inflationsraten des privaten Verbrauchs beträchtlich auf 0.37. Eine Verbesserung der Güte der Schätzung läßt sich indessen nicht ausmachen. Lag-Werte des Keils erwiesen sich im wesentlichen als insignifikant. Im übrigen erbrachte die Berücksichtigung der Fortschrittsrate der Arbeitsproduktivität - als Abweichung von ihrer trendmäßigen Entwicklung - keine signifikanten Resultate, ein Ergebnis, welches in Einklang mit den Schätzungen in Franz und Gordon (1993) für die Zeitperiode nach 1970 und für Westdeutschland steht (im Gegensatz zu dem partiell signifikanten Einfluß für die Vereinigten Staaten).

Im vorigen Abschnitt wurde ferner die empirische Relevanz des Hysterese-Phänomens angesprochen, die in der Literatur immer noch umstritten ist. So findet die wohl neueste Arbeit zu diesem Thema von Reutter (2000) nur schwache Evidenz für Hysterese bei der westdeutschen Arbeitslosigkeit, während Balz (1999) die Gültigkeit der Hysterese-Hypothese als "nicht erschüttert" ansieht. Ausgangspunkt der Tests ist Gleichung (12). Jedoch besaß die erste Differenz der Arbeitslosenquote ein aus theoretischer Sicht falsches und völlig insignifikantes Vorzeichen. Eine Ursache dafür mag die zu starke Vereinfachung der Bewegungsgleichung der zeitpfadabhängigen Arbeitslosenquote U_t^* in Gleichung (10) sein. Wählt man hingegen die flexiblere Form in Gleichung (13), so führt dies zu der Schätzggleichung (14), deren Resultate in Spalte (5) der Tabelle 2 aufgeführt werden. Direkt ökonomisch interpretierbar ist unter Bezugnahme auf die Gleichungen (14) und (15) nur der Regressionskoeffizient von ΔU_t , weil die Regressionskoeffizienten der übrigen Lag-Werte von ΔU_t Linearkombinationen der im Koeffizienten von ΔU_{t-i} enthaltenen Parameter ϕ_i darstellen. Davon abgesehen weisen sowohl die Arbeitslosenquote wie auch die Lag-Verteilung ihrer ersten Differenzen signifikante Einflüsse auf, mit anderen Worten, die Hypothese einer "vollen" Hysterese wird durch die Schätzung nicht gestützt, wohingegen die Hypothese einer "Persistenz", das heißt einer "partiellen" Hysterese, nicht verworfen werden kann. Dieses Ergebnis befindet sich im übrigen in Übereinstimmung mit den Schätzungen von Franz und Gordon (1993) für Westdeutschland, während für die Vereinigten Staaten kaum Hystereseeffekte identifiziert werden konnten. Die Lag-Länge von fast fünf Jahren für die ersten Differenzen der Arbeitslosenquoten minimiert zwar die Residualquadratsumme, mag aber auf den ersten Blick vielleicht unrealistisch lang wirken. Jedoch sollte der lange Zeitraum bedacht werden, in dem die Dequalifikation, Entmutigung und Stigmatisierung der Arbeitslosen und deren Effekte auf die Lohnbestimmung und danach auf die Inflationsrate zum Tragen kommen mögen. In Spalte (6) wird das Schätzergebnis einer im Vergleich zu Spalte (5) flexibleren

Form der Lag-Verteilung der Arbeitslosenquoten ausgewiesen, wie sie häufig in der Literatur anzutreffen ist.³⁰ Gemessen an den statistischen Gütekriterien ergeben sich indessen keine nennenswerten Veränderungen.

Der signifikant unter eins liegende Einfluß der verzögerten Preissteigerungsraten hat zwei alternative Konsequenzen. Entweder die NAIRU hängt von einem vorzugebendem Wert einer (tolerablen) Inflationsrate ab (es sei denn, dieser tolerable Wert wird mit Null angesetzt) oder das strenge NAIRU-Konzept wird den Daten aufgezwungen, das heißt, die Summe der Lag-Koeffizienten der endogenen Variablen wird auf den Wert eins restringiert. Spalte (7) enthält die Schätzergebnisse der zweiten Option für die Gleichung in Spalte (2). Eine solche "Folterung" der Daten - unter anderem wird eine stationäre Variable ($\Delta^2 p_t$) durch die Arbeitslosenquote als I(1)-Variable "erklärt" - resultiert erwartungsgemäß in deutlich verschlechterten Signifikanzniveaus der erklärenden Variablen und Prüfmaße. Im übrigen zeigten Schätzungen unter Beibehaltung der auferlegten Koeffizientenrestriktionen für andere Varianten der Phillipskurve in den Spalten (4) bis (6) ähnliche Resultate.

Wie in den vorangegangenen Abschnitten mehrfach angesprochen, soll die Eignung der Arbeitslosenquote als Indikator für die Überschußnachfrage X_t mit Hilfe der alternativen Berücksichtigung des Kapazitätsauslastungsgrades G_t in Form einer geschätzten Outputlücke überprüft werden. Beispielhaft seien die Ergebnisse einer Schätzung der Gleichungen in den Spalten (2) und (6) der Tabelle 2 kurz vorgestellt und diskutiert. Die Schätzung einer Gleichung analog zu Spalte (2) erbrachte einen Koeffizienten (t-Wert) für G_t in Höhe von 0.042 (1.7), eine geschätzte Summe der Lagkoeffizienten der verzögerten Inflationsraten in Höhe von 0.727 (8.2) und eine Residualquadratsumme (multipliziert mit 100) von 0.096. Dieses Ergebnis überrascht nicht sonderlich, da $G_t \sim I(0)$ und $\Delta p_t \sim I(1)$ sind. Modifikationen dieser Version mit unterschiedlichen Lag-Strukturen führten zu keinen nennenswerten Veränderungen dieser Schätzwerte. Gemessen an der Residualquadratsumme und dem t-Wert des Koeffizienten von G_t führt diese Variable im Vergleich zu den Resultaten der Version in Spalte (2) mithin nicht zu einer Verbesserung der Erklärungsgüte. Ebenfalls wenig überraschend (wegen der Erfassung der Einheitswurzel) ist der wesentlich höhere Wert der Summe der Lag-Koeffizienten der verzögerten Inflationsrate, der sich bei nahezu allen Schätzungen unter Verwendung von G_t ergab, bis hin zu einer Verdoppelung des Koeffizientenwertes von 0.338 in Spalte (6) zu Werten zwischen 0.6 und 0.7 je nach unterstellter Laglänge von G_t (mit verbesserten Werten der Residualquadratsummen). Wenn höhere Koeffizienten der verzögerten endogenen Variablen den diesbezüglichen a priori-Vorstellungen auch näher kommen als bei den anderen Versionen in Tabelle 2 mit U_t , so besteht vor dem Hintergrund eines größtenteils unveränderten Erklärungswertes der Schätzgleichungen auch unter Verwendung von G_t und der erwähnten größeren Schwierigkeit bei der Vermittlung dieser Resultate kein unbe-

³⁰Vgl. beispielsweise Gordon (1998).

dingt zwingender Grund, die Arbeitslosenquote (und ihre zeitliche Verzögerungen) durch eine entsprechende Kapazitätsauslastungsvariable zu ersetzen. Anders formuliert: Die Arbeitslosenquote ist zumindest kein wesentlich schlechterer Indikator für die Überschußnachfrage X_t , wenn es um die Erklärung von Inflationsraten geht.

4.2 Konstante versus zeitvariable NAIRUs

Die in Tabelle 2 ausgewiesenen Resultate liefern zwar erste Anhaltspunkte für die Schätzwerte einer NAIRU, jedoch unter der höchst problematischen Annahme einer zeitlichen Konstanz der NAIRU, welche später aufgehoben wird. Sie sind in Tabelle 2 bewußt nicht ausgewiesen, um voreilige Schlußfolgerungen möglichst zu vermeiden. Gleichwohl soll mit ihrer Hilfe die prinzipielle Vorgehensweise der Berechnung der NAIRU einschließlich der zu treffenden Annahmen illustriert werden, um die späteren Ausführungen über eine zeitvariable NAIRU nicht zu überfrachten.

Mit Ausnahme der Spalte (7) unterschreiten alle Summenwerte der Lag-Koeffizienten der verzögerten endogenen Variablen beträchtlich den Wert eins. Wie in Abschnitt 2 bereits angesprochen, kann entweder eine Inflationsrate in Höhe von null unterstellt werden und die NAIRU dann unmittelbar berechnet werden, oder der NAIRU-Wert basiert auf einer vorgegebenen "tolerablen" Inflationsrate. Beide Wege sind nicht frei von Beliebigkeit (aber die Koeffizientenrestriktion in Spalte (7) ist besonders willkürlich). Gegen die erste Vorgehensweise spricht der wohl zu ehrgeizige Anspruch angesichts der Realität einer durchschnittlichen Preissteigerungsrate von 0.8 v.H. je Quartal während der gesamten Beobachtungsperiode. Selbst Zentralbanken mit hoher Reputation, die sich prioritär der Geldwertstabilität verpflichtet fühlen, betrachten eine Preissteigerungsrate von jährlich 2 v.H. als (noch) tolerabel.³¹ Dafür sprechen ökonomische Überlegungen, weil die Änderung relativer Preise in Verbindung mit kurzfristigen Preisrigiditäten mit einer positiven aggregierten Preissteigerungsrate im Sinne eines "Schmiermittels" einhergeht.³² Diese Überlegung bedeutet kein Plädoyer für Gelassenheit bei der Einschätzung des wirtschaftspolitischen Erfordernisses und des Nutzens einer annähernden Preisniveaustabilität, sondern nur dafür, nicht "päpstlicher als der Papst" zu sein. Gleichwohl lassen sich alle folgenden Berechnungen für eine immerwährende Konstanz des aggregierten Preisniveaus durchführen (vgl. unten).

Unter der Annahme, die "tolerable" Preissteigerungsrate Δp_t belaufe sich - wie oben erwähnt - für jedes Quartal auf 0.5 v.H., liefern die Ergebnisse in Spalte (2) eine konstante "no shock-NAIRU" U^{NS} in Höhe von 7.5 v.H. als Jahresdurchschnittswert.³³ Wenn gefordert wird, dass selbst temporäre Rohstoffpreis-

³¹Möller (1996) unterstellt in seinen NAIRU-Berechnungen eine Inflationsrate in Höhe von 3 v.H., ebenso wie Franz (1987).

³²Vgl. dazu Franz (1984).

³³Dieser Wert ergibt sich aus (Koeffizienten hier gerundet): $[0.005 * (1 - 0.485) -$

schocks oder/und temporäre Preissteigerungen auf Grund einer Erhöhung des Steuerkeils für sich selbst genommen bereits unter Inkaufnahme höherer Arbeitslosigkeit bekämpft werden müssen, erhöht sich die NAIRU U^N auf 8.4 v.H. für beide Schocks zusammen. Schließlich nähme die “no shock-NAIRU” unter Forderung eines allzeit konstanten Preisniveaus den Wert 10.5 v.H. an, vielleicht ein Hinweis auf die Realitätsferne dieses Begehrens. Des weiteren ergibt sich aus Spalte (3) für eine nur auf die kurzfristig Arbeitslosen bezogene “no shock-NAIRU” eine Schätzung in Höhe von 5.2 v.H. Unter Berücksichtigung zeitlich verzögerter Wirkungen von Rohstoffpreisschocks resultiert aus Spalte (4) eine 8.3 v.H. “no shock-NAIRU”. Akzeptiert man entgegen der hier geäußerten Meinung doch eine Restriktion der Koeffizienten der verzögerten endogenen Variable auf den Summenwert eins, so erbringt Spalte (7) eine “no shock-NAIRU” in Höhe von 7.3 v.H., also in derselben Größenordnung wie die aus Spalte (2) ermittelte NAIRU.

Die Spalten (5) und (6) ließen signifikante Persistenzeigenschaften der westdeutschen Arbeitslosigkeit erkennen. Aus Spalte (5) läßt sich zunächst die konventionelle “no shock-NAIRU” berechnen, wenn sämtliche erste Differenzen der Arbeitslosenquote gleich null gesetzt werden; dies ergibt den Wert von 8.4 v.H. für eine persistenz-freie “no shock-NAIRU” im Gegensatz zu einer quasi-gleichgewichtigen “no shock-NAIRU” in Höhe von 7.8 v.H. Solange überhaupt die Rede von einer konstanten NAIRU gleich welchen Typs sein kann, ist die quasi-gleichgewichtige Variante aussagekräftiger, weil sie der Möglichkeit Rechnung trägt, dass sich bei einem Rückgang der Arbeitslosigkeit die Verfestigungserscheinungen, also die Persistenz, etwas auflösen. Mit anderen Worten, die persistenzfreie Variante, obschon häufig verwendet, überschätzt die tatsächliche NAIRU einerseits etwas. Andererseits ist der Unterschied beider NAIRUs so markant nun auch wieder nicht.

Nochmals sei mit Nachdruck hervorgehoben, dass diese Ausführungen allein der Verdeutlichung der Berechnungsweisen unterschiedlicher NAIRU-Varianten dienen und nicht etwa als empirische Relevanz einer konstanten NAIRU interpretiert werden dürfen.

Die Schätzungen in Tabelle 2 implizieren, dass sich die NAIRU nur auf Grund der Entwicklung der relativen Rohstoffpreise und des Keils sowie mit Rückgriff auf das Persistenzphänomen verändern kann, ansonsten jedoch zeitlich konstant ist.³⁴ Dies ist eine zu testende und testbare Hypothese. Zunächst zeigt ein CUSUM²-Test, dass sich die kumulierten rekursiven Residuen bei einzelnen Regressionen (welche jeweils ohne die vorher erwähnte Dummy für 1991/3 durchgerechnet wurden) gerade zu diesem Zeitpunkt außerhalb der Signifikanzbänder befanden. Jedoch ist bekanntlich die Macht des CUSUM²-Tests im Vergleich zu anderen Tests auf Strukturbrüche schwächer, wenn er auch den Vorteil besitzt, a priori keine

0.00842]/(-0.079).

³⁴Tests mit unterschiedlich spezifizierten Zeittrends ergaben für diese stets insignifikante Werte.

Vorgaben für die Zeitpunkte etwaiger Strukturbrüche zu benötigen.³⁵ Zur Verbesserung der Urteilsbildung über die Stabilitätseigenschaften wurde deshalb ein Test auf Gleichheit der Residualquadratsummen zweier Schätzungen vorgenommen, welche die Möglichkeit von Strukturbrüchen in den Jahren 1982 und 1990 zulassen, Jahre mithin, die einen gewissen Paradigmenwechsel in der Wirtschaftspolitik nahelegen beziehungsweise durch die Wiedervereinigung gekennzeichnet sind. Ein solcher Chow-Test konnte die Nullhypothese einer Gleichheit der Residualquadratsummen eindeutig verwerfen: Der F-Wert lag mit 3.8 (Version Spalte (2)) und 3.5 (Version Spalte (5)) beachtlich über den kritischen F-Werten von 2.1 und 2.7 für das 5 v.H. beziehungsweise 1 v.H. Signifikanzniveau. Um einen Eindruck bezüglich der Sensitivität der Parameterschätzwerte für die genannten Schätzzeiträume zu vermitteln, zeigt *Tabelle 3* die entsprechenden Schätzergebnisse, wobei einschränkend auf die im Vergleich zur gesamten Beobachtungsperiode drastisch gesunkenen Freiheitsgrade aufmerksam gemacht werden muß. Die Versionen in *Tabelle 3* beziehen sich auf die Schätzversion in Spalte (2) der *Tabelle 2*.

Tabelle 3: Phillippskurve für unterschiedliche Zeitperioden^{a)}
 Abhängige Variable: Wachstumsrate für den Preisindex für die Lebenshaltung

Erklärende Variablen	Schätzzeiträume		
	1970/1-1981/4	1982/1-1989/4	1990/1-1998/4 ^{b)}
verzögerte endogene Variable(Lags 1-5)	0.565 (3.8)	0.464 (4.2)	0.454 (1.8)
Arbeitslosenquote	-0.065 (1.8)	-0.126 (1.6)	-0.092 (2.2)
relative Rohstoffpreissteigerungsraten	0.006 (1.5)	0.013 (3.5)	0.016 (3.1)
Keil/100	0.056 (1.8)	0.005 (1.0)	0.045 (1.9)
Konstante*100	0.724 (3.4)	1.217 (1.9)	0.991 (2.1)
Anzahl der Beobachtungen	48	32	36
\bar{R}^2	0.714	0.794	0.785
SEE*100	0.351	0.223	0.227
SSR*100	0.048	0.011	0.013

a) t-Werte in Klammern; \bar{R}^2 ist das um die Anzahl der Freiheitsgrade bereinigte Bestimmtheitsmaß, SEE der Standardfehler der Regression und SSR die Residualquadratsumme.

b) enthält zusätzlich eine Dummy-Variable für 1991/3, vgl. Text.

³⁵Vgl. Greene (1993), S. 211ff.

Wenn die Unterschiede auch in der Regel statistisch nicht signifikant sind, nicht zuletzt auf Grund geringer Freiheitsgrade, so differieren die Koeffizientenschätzwerte teilweise beträchtlich. Der Koeffizient der Variablen “Arbeitslosenquote” verdoppelt sich in Tabelle 3 im Vergleich der ersten mit der zweiten Dekade, ebenso die Konstante. Auffällig ist ferner die Asymmetrie des Einflusses der relativen Rohstoffpreissteigerungsraten in den siebziger Jahren einerseits, also in der Dekade, die durch exorbitante Erhöhungen hauptsächlich, aber nicht ausschließlich, der Erdölpreise gekennzeichnet war (OPEC I: 1973/4 und OPEC II: 1979/2), und andererseits in den achtziger und neunziger Jahren, welche durch sinkende Rohstoffpreise gekennzeichnet waren. Qualitativ ähnliche Resultate erbrachte eine entsprechende Schätzung der Spalte (5) in Tabelle 2 für dieselben Schätzzeiträume. Diese Gleichung erwies sich als ziemlich instabil: Ein beträchtlicher Teil des Erklärungswertes der Variablen “Arbeitslosenquote” wurde nun von der Lagverteilung ihrer ersten Differenzen übernommen, deren Koeffizientensumme sich beispielsweise in der Teilperiode 1990/1 bis 1998/4 auf -2.29 (t-Wert: 2.0) belief - im Gegensatz zu dem entsprechenden Wert in Höhe von 0.66 für die gesamte Beobachtungsperiode (vgl. Tabelle 2, Spalte 5), so dass in Anbetracht des insignifikanten Koeffizienten der Arbeitslosenquote für die Dekade eine volle Hysterese zu vermuten wäre, mit der im vorigen Abschnitt dargestellten Konsequenz, dass die NAIRU nicht berechnet werden kann.

Zusammengefaßt lassen die Untersuchungen zur Stabilität der Phillipskurve bei allen Vorbehalten auf eine zeitliche Variation einiger Parameterschätzwerte schließen. Die Vorbehalte beziehen sich insbesondere auf die Auswahl der Teilperioden, welche trotz ökonomischer Intuition nicht frei von einer gewissen Willkür ist. Obwohl einzelne Versuche mit einer anderen Abgrenzung der Teilperioden keine zusätzlichen Erkenntnisse lieferten, soll im folgenden mit Hilfe einer Kalman-Schätzung zeitvariabler Regressionskoeffizienten versucht werden, den zeitlichen Verlauf der Regressionskoeffizienten besser zu erfassen.

4.3 Kalman-Schätzung und Bootstrap

Ausgangspunkt diesbezüglicher Überlegungen ist in der Literatur die bereits diskutierte Gleichung (7) mit den dort dargestellten Eigenschaften insbesondere im Hinblick auf die Residualvarianz Q_t . Gleichung (7) bildet dann zusammen mit Gleichung (2) das “state space” Modell:³⁶

$$U_t^* = U_{t-1}^* + \eta_t \quad \text{mit} \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_{\eta_t}^2 = Q_t) \quad (23)$$

³⁶Gleichung (23) wird häufig als “transition equation” und Gleichung (24) als “measurement equation” bezeichnet. Vgl. Harvey (1993), S. 82ff. Zur Vorgehensweise im Rahmen der Schätzung einer Phillipskurve vgl. Apel und Jansson (1999), Fabiani und Mestre (2000), Gordon (1998), Gruen et al. (1999), Laubach (1999) und Laxton et al. (1999).

$$\Delta p_t = a(L)\Delta p_{t-1} - b(L)(U_t - U_t^*) + c(L)\Delta z_t + \varepsilon_t \text{ mit } \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_{\varepsilon_t}^2) \quad (24)$$

Diese Vorgehensweise in der Literatur ist nicht unproblematisch, weil mit Gleichung (7) genau genommen Hysterese unterstellt wird, für die es bei den vorhergehenden Schätzungen nur partielle Evidenz gab. Da eine Implementierung der Bewegungsgleichung in Anlehnung an Persistenz (anstatt Hysterese) in die Kalman-Schätzprozedur andere Probleme aufwirft, wird die angesprochene (leichte) Inkonsistenz in Kauf genommen.

Die beiden Gleichungen definieren einen rekursiven Kalman-Filter, aus dem ein ML-Schätzer für U_t^* hergeleitet werden kann. Dazu wird der in der Regression als das Absolutglied erscheinende Ausdruck $b(L)U_t^*$ mit Hilfe der Kalman-Methode zeitvariabel geschätzt und anschließend durch den konstanten Regressionskoeffizienten von U_t dividiert. Probleme mit etwaigen Saisoneinflüssen ergeben sich wegen der Spezifikation der Saisondummies als $S_i - S_4, i = 1, 2, 3$ nicht.

Die Anwendung des Kalman-Filters macht im vorliegenden Zusammenhang mindestens zwei teilweise arbiträre Entscheidungen erforderlich, welche den Startwert und den Glättungsparameter betreffen (abgesehen von der Berechnung der Konfidenzbänder für die NAIRU).

Was den Startwert anbelangt, so verwenden wir die Zeitperiode 1970/1 bis 1974/4, um damit eine OLS-Schätzung der Phillipskurve durchzuführen und Startwerte für die anschließende Kalmanschätzung zu erhalten.

Das zweite Problem bezüglich der "smoothness" der Schätzergebnisse bezüglich der NAIRU ist schwieriger zu lösen. Der zentrale Parameter ist in diesem Zusammenhang die Varianz Q_t der "transition"-Gleichung (23). Ein Wert $Q_t = 0$ bedeutet - wie bereits erwähnt - eine konstante NAIRU, während ein hoher Wert von Q_t zur Folge hat, dass "the time-varying NAIRU would jump up and down and soak up all the residual variation in the inflation equation" (Gordon (1997), S. 20).³⁷ Entweder man schätzt Q_t im Rahmen der Kalman-Schätzung oder der Wert von Q_t wird - wie beispielsweise in der Studie von Gordon (1997) - auf der Grundlage ökonomischer Überlegungen vorgegeben oder eingegrenzt.³⁸ Da temporäre Schocks durch $c(L)\Delta z_t$ bereits zu einem guten Teil, nämlich insoweit sie sich als signifikant erweisen, Rechnung getragen wurde, sind zeitliche Sprünge oder gar Zick-Zack-Bewegungen der NAIRU schwerlich zu begründen und das umso weniger, je mehr die NAIRU dem Friedmanschen Konzept einer "natural rate" ähnelt. In diesem Beitrag wird die Matrix Q_t exogen gesetzt, indem die Werte auf der Diagonalen der Matrix Q_t über eine systematische und schrittweise Variation der Quotienten aller Koeffizienten ermittelt wurden, wobei - abgesehen von den stochastischen Einflüssen - gemäss den oben dargestellten ökonomischen

³⁷Zu beachten ist ferner, dass die Varianz eines "random walk without drift" linear mit der Zeit wächst, das heißt die bedingte Varianz (gegeben U_0^*) für U_{t+j}^* ist $(t+j) * Q_t$.

³⁸Das Problem ähnelt der Auswahl des Glättungsparameters beim Hodrick-Prescott-Filter.

Überlegungen sich nur das Absolutglied im Zeitablauf verändern kann. Technisch gesprochen werden von den “Hyperparametern” (Harvey(1993), S. 91) des “state space”-Modells das Absolutglied jeweils neu geschätzt, während Q_t exogen gesetzt und nicht im Rahmen der Maximum-Likelihood-Schätzung für jeden Schritt wiederum optimiert wird. Eine solche systematische Variation ist im Hinblick auf das Auswahlkriterium nicht unproblematisch, jedoch lagen die Ergebnisse ziemlich eng beieinander, sieht man von extremen, ökonomisch völlig unplausiblen NAIRU-Schätzwerten ab, und Variationen der NAIRU schlugen sich - wie oben gefordert - nicht in Zick-Zack Bewegungen während zeitlich benachbarter Quartale nieder. Gleichwohl kann die Gefahr einer gewissen Beliebigkeit im Rahmen dieser Vorgehensweise nicht ganz von der Hand gewiesen werden, welche sich allerdings auch bei anderen, noch aufwendigeren Verfahren ergäbe, etwa indem die Matrix Q_t in jedem Durchlauf des Kalmanfilters neu geschätzt wird.

Des weiteren werden die Koeffizientenwerte insoweit konsistent und effizient geschätzt als sie das Ergebnis sowohl eines Vorwärtslaufs (“prediction equation”) wie auch eines Rückwärtslaufs(“backward recursion”) sind, wobei der zweite Schritt als “fixed interval smoothing” erfolgt, welches den “most widely used algorithm for economic and social data” (Harvey (1993), S. 87) darstellt.³⁹

Die Berechnung von Konfidenzbändern (genauer: punktweise Intervalle) um die zeitvariable NAIRU erfolgt - unseres Wissens nach zum ersten Mal in der Literatur - mit Hilfe der Methode eines “residualbasierten Bootstrap”.⁴⁰ Da die NAIRU sich als nichtlineare Funktion von Parameterschätzwerten berechnet, könnten nur approximative Konfidenzintervalle etwa auf der Basis der Delta-Methode geschätzt werden. Der residualbasierte Bootstrap erlaubt nun auf vergleichsweise einfache Art, verlässliche Konfidenzbänder zu schätzen: Dazu werden aus der Kalmananschätzung die geschätzten Residuen übernommen. Aus diesen geschätzten Residuen werden zufällig und mit Zurücklegen gleichverteilte Stichproben gezogen - im vorliegenden Fall: 100 - und jeweils in die Kalman-Schätzung eingesetzt.⁴¹ Mit Hilfe dieser neuen künstlichen Beobachtungsmenge (“Resamples”) erhält man jeweils neue Werte der endogenen Variablen (“bootstrap replications”). Die Konfidenzbänder ergeben sich aus der Varianz der geschätzten NAIRU über die “Resamples”, wobei in diesem Fall 95 v.H. Konfidenzbänder für die NAIRU berechnet werden. Etwas sehr plastisch ausgedrückt, zieht man sich mit dieser Methodik hinsichtlich der Konstruktion von Konfidenzbändern wie weiland Münchhausen am eigenen Schopf aus dem Sumpf.⁴² Im vorliegenden Fall ergibt

³⁹Zur Vorgehensweise vgl. Harvey (1993, S. 82ff.). Es wurde das Softwarepaket TSP 4.5 benutzt.

⁴⁰Zur Methodik vgl. Efron (1982) und als Einführung Wernecke (1993).

⁴¹Die Anzahl der Stichproben (100) mag auf den ersten Blick niedrig erscheinen. Jedoch ist zu bedenken, dass nur für einen Parameter Konfidenzintervalle zu schätzen waren. Wiederholungen mit derselben Anzahl von Stichproben erbrachten im übrigen nur geringfügig veränderte Resultate.

⁴²Daher wohl auch der Name “bootstrap”, da man sich im angelsächsischen Sprachgebrauch

sich jedoch ein spezielles Problem auf Grund der Lagverteilung $a(L)\Delta p_{t-1}$; die Startwerte zur Bildung des Bootstrap-Datensatzes wurden dynamisiert, das heißt bei jeder der Stichproben werden (allerdings mit OLS) neue Werte der zeitlich verzögerten Werte von Δp_t berechnet und in das Kalman-Modell eingesetzt.⁴³

Nach diesen methodischen Vorbemerkungen kann nun die Interpretation der Resultate erfolgen. *Abbildung 3* enthält die Zeitreihe der NAIRU einschließlich der Konfidenzbänder sowie die des Verlaufs der tatsächlichen saisonbereinigten Arbeitslosenquote. Über die gesamte Beobachtungsperiode hinweg betrachtet, ist die geschätzte NAIRU nicht unbeträchtlich angestiegen, Ende des Jahres 1998 beläuft sie sich auf 8.2 v.H. in einem geschätzten Intervall zwischen 7.9 und 8.5 v.H. und liegt damit um 1.2 Prozentpunkte unterhalb der tatsächlichen Arbeitslosenquote von 9.4 v.H. Mit anderen Worten, rund 13 v.H. der westdeutschen Arbeitslosigkeit hätte nach diesen Berechnungen durch eine Stärkung der gesamtwirtschaftlichen Nachfrage ohne eine Erhöhung der hier als tolerabel angesehenen Inflationsrate (2 v.H. jährlich) beseitigt werden können. Für die Bekämpfung des Hauptteils der westdeutschen Arbeitslosigkeit, nämlich 87 v.H., waren zu diesem Zeitpunkt allein angebotsorientierte Maßnahmen zuständig. Die Konfidenzbänder um die zeitvariable NAIRU sind im Vergleich zu entsprechenden Studien für die Vereinigten Staaten ziemlich eng. Dies mag überraschen, insbesondere auch vor dem Hintergrund einer im Beobachtungszeitraum relativ konstanten NAIRU für die Vereinigten Staaten. Mögliche Erklärungen für die hier geschätzten engen Konfidenzbänder liegen vielleicht in dem Einfluß der zeitlich verzögerten Inflationsraten, dessen Koeffizientensumme in dieser Studie nicht auf den Wert eins restringiert wurde, und in der methodischen Vorgehensweise, weil - wie oben dargestellt - nicht alle "Hyperparameter" des "state space"-Modells jeweils neu geschätzt wurden. Somit ist hier sicherlich noch Forschungsbedarf anzumelden. Wie dem auch sein mag: Welche Schlußfolgerungen aus dieser kometrischen Analyse immer gezogen werden mögen, stets sollten die mehrfach erwähnten Einschränkungen der NAIRU-Berechnungen beachtet werden, die Nennung solcher konkreten Zahlen sollte nicht über den Grad der Unsicherheit solcher quantitativen Angaben hinweg täuschen.

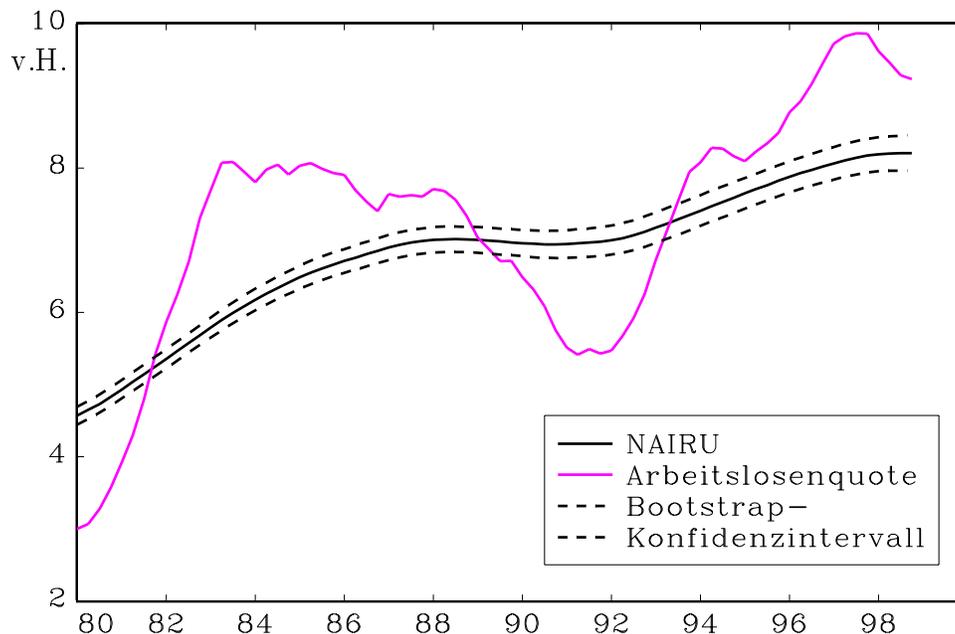
5 Schlußbemerkungen

Neues von der NAIRU? Erwartungsgemäß vielleicht fällt die Antwort gemischt aus. Einerseits enthält dieser Beitrag neue Schätzungen einer zeitvariablen NAIRU für Westdeutschland einschließlich - unseres Wissens erstmalig - der Berechnung

mit der eigenen Stiefelschlaufe aus dem Sumpf zieht.

⁴³Die OLS-Schätzung ergibt sich aus der Tatsache, dass die Information der Lagverteilung von Δp_t in nur zwei Reihen zusammengefaßt wird ("scrambled values", vgl. Cooper (1972) und Greene (1993), S. 519ff.). Im übrigen unterscheiden sich Schätzungen mit den tatsächlichen verzögerten endogenen Variablen Δp_t nur unwesentlich von denen mit neu gebildeten Variablen.

Abbildung 3: Zeitvariable NAIRU mit 95 v.H. Konfidenzbändern auf der Basis eines Bootstrap-Verfahrens^{a)}



a) Vgl. Text für Erläuterungen

von Konfidenzintervallen mit Hilfe eines residualbasierten Bootstrap-Verfahrens. Demnach belief sich die westdeutsche NAIRU Ende des Jahres 1998 auf 8.2 v.H. in einem Intervall zwischen 7.9 und 8.5 v. H. Dieser Wert der NAIRU bewegt sich damit in der Größenordnung anderer Schätzungen, wie beispielsweise von der Deutschen Bundesbank und der OECD. Des weiteren ist diese NAIRU im Zeitablauf beträchtlich angestiegen, ausgehend von Werten um 5 v.H. anfangs der achtziger Jahre, und zwar auch dann, wenn sie um exogene(?) Schocks bereinigt wird, wie beispielsweise im Vergleich zur allgemeinen Inflationsrate über- oder unterdurchschnittliche Rohstoffpreiserhöhungen. Schließlich wechselten sich Zeitperioden, in denen die NAIRU teilweise erheblich unterhalb der tatsächlichen Arbeitslosigkeit lag (1982 bis 1988 und 1993 bis 1998), mit entsprechend spiegelbildlichen Situationen (1978 bis 1981 und 1989 bis 1993) ab. In den zuerst genannten beiden Zeiträumen hätte sich mithin eine gesamtwirtschaftliche Nachfrageexpansion nicht in einer Steigerung der (tolerablen) Inflationsrate (in Höhe von 2 v.H. p.a.) niedergeschlagen, während in den beiden zuletzt angeführten Beobachtungsperioden vom Arbeitsmarkt ein nicht tolerierbarer inflationärer Druck ausging.

Wenig neu ist andererseits die nach wie vor bestehende und gravierende Skep-

sis gegenüber NAIRU-Schätzwerten. Das eigentliche Konzept einer NAIRU liefert für die Wirtschaftspolitik nicht unwichtige Informationen, etwa wo die Grenzlinie zwischen einer Arbeitslosigkeit, welche allein auf Funktionsstörungen etwa auf Arbeits- und Gütermärkten beruht, und einer darüber hinausgehenden konjunkturellen Arbeitslosigkeit ungefähr anzusetzen ist. Diese Kenntnis müßte eigentlich zur Versachlichung einiger Kontroversen führen, die mitunter an Glaubenskriege erinnern, wenn das theoretische Modell bei näherem Hinsehen nicht so zahlreiche Differenzierungen erforderlich machte und sich die empirische Umsetzung nicht als so schwierig gestaltete. Die NAIRU ist kein objektives Konzept mit "richtigen" oder "falschen" Schätzungen, sondern sie ist manipulierbar, in bestimmten Grenzen jedenfalls. Mehr als einen unter mehreren, wenn nicht sogar vielen Indikatoren für die zur Rede stehende wirtschaftspolitische Information darzustellen, kann sie daher nicht für sich beanspruchen. Letztlich also doch: Nicht allzu viel Neues von der NAIRU.

Literatur

- [1] **Akerlof, G. A., W. T. Dickens und G. L. Perry**, 2000, Near-Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1–60.
- [2] **Apel, M. und P. Jansson**, 1999, System Estimates of Potential Output and the NAIRU. *Empirical Economics*, 24(3):373–388.
- [3] **Ball, L.**, 1997, Disinflation and the Nairu. In: **Romer, C. D. und D. H. Romer**, (Hg.) *Reducing Inflation. Motivation and Strategy* (Chicago (University Press)), 167–185.
- [4] **Ball, L.**, 1999, Aggregate Demand and the Long-Run Unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:189–251.
- [5] **Balz, C.**, 1999, Hysteresis auf europäischen Arbeitsmärkten. Neue empirische Ergebnisse auf der Basis multivariater Einheitswurzeltests. *Konjunkturpolitik*, 45(3):221–239.
- [6] **Blanchard, O. J. und L. F. Katz**, 1997, What we Know and Do Not Know about the Natural Rate of Unemployment. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1):51–72.
- [7] **Buscher, H. S., M. Falk, K. Göggelmann, J. Ludsteck, V. Steiner und T. Zwick**, 2000, Wachstum, Beschäftigung und Arbeitslosigkeit. *ZEW Wirtschaftsanalysen Band 48* (Baden-Baden (Nomos)).
- [8] **Cooper, J. P.**, 1972, Two Approaches to Polynomial Distributed Lags Estimation: An Expository Note and Comment. *The American Statistician*, 26:32–35.
- [9] **DiNardo, J. und M. P. Moore**, 1999, The Phillips Curve is Back? Using Panel Data to Analyze the Relationship between Unemployment and Inflation in an Open Economy. Working Paper No. 7328, National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge (Mass.).
- [10] **Efron, B.**, 1982, *The Jackknife, the Bootstrap and other Resampling Plans* (Philadelphia (SIAM)).
- [11] **Eisner, R.**, 1997, A New View of the NAIRU. In: **Davidson, P. und J. A. Kregel**, (Hg.) *Improving the Global Economy* (Cheltenham (Edward Elgar)), 196–230.
- [12] **Estrella, A. und F. S. Mishkin**, 1998, Rethinking the Role of the NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty.

Working Paper No. 6518, National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge (Mass.).

- [13] **Fabiani, S. und R. Mestre**, 2000, Alternative Measures of the NAIRU in the EURO Area: Estimates and Assessment. Working Paper No. 17, Europäische Zentralbank, Frankfurt/M.
- [14] **Fair, R. C.**, 1999, Does the NAIRU have the Right Dynamics? *American Economic Review*, 89(2):58–62.
- [15] **Fisher, I.**, 1926, A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes. *International Labour Review* (wieder abgedruckt im *Journal of Political Economy* 81(1), (1973), 496-502), 13(6):785–792.
- [16] **Flaig, G. und C. Ploetscher**, Estimating the Output Gap Using Business Survey Data. A Bivariate Structural Time Series Model for the German Economy. *Technischer Bericht*.
- [17] **Franz, W.**, 1984, Inflation und interindustrielle Lohnstruktur. *Ifo-Studien*, 30(2):81–106.
- [18] **Franz, W.**, 1987, Hysteresis, Persistence and the NAIRU: An Empirical Analysis for the Federal Republic of Germany. In: **Layard, R. und L. Calmfors**, (Hg.) *The Fight Against Unemployment* (Cambridge (MIT Press)), 91–122.
- [19] **Franz, W.**, (Hg.), 1990, *Hysteresis Effects in Economic Models* (Heidelberg (Physica)).
- [20] **Franz, W., K. Göggelmann und P. Winker**, 1998, Ein makroökonomisches Ungleichgewichtsmodell für die westdeutsche Volkswirtschaft 1960 bis 1994: Konzeption, Ergebnisse und Erfahrungen. In: **Heilemann, U. und J. Wolters**, (Hg.) *Gesamtwirtschaftliche Modelle in der Bundesrepublik Deutschland: Erfahrungen und Perspektiven* (Berlin (Duncker und Humblot)), 115–165.
- [21] **Franz, W. und R. J. Gordon**, 1993, German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes. *European Economic Review*, 37(4):719–762.
- [22] **Franz, W. und T. Hofmann**, 1990, Eine Schätzung der inflationsstabilen Arbeitslosenquote mit Hilfe von Preiserwartungen des Ifo-Konjunkturtestes. *Ifo-Studien*, 36(4):211–227.
- [23] **Galbraith, J. K.**, 1997, Time to Ditch the NAIRU. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1):93–108.

- [24] **Giorno, C., A. Deserres und P. Sturm**, 1997, Macroeconomic Policy and the NAIRU in European Economies. EUI Working Paper RSC No. 97/50, Florenz.
- [25] **Gordon, R. J.**, 1997, The Time-Varying NAIRU and it's Implications for Economic Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1):11–32.
- [26] **Gordon, R. J.**, 1998, Foundations of the Goldilocks Economy: Supply and the Time-Varying NAIRU. *Brookings Papers on Economic Activity*, 2:297–333.
- [27] **Greene, W. H.**, 1993, *Econometric Analysis*, 2. Aufl. (Englewood Cliffs (Prentice-Hall)).
- [28] **Gruen, D., A. Pagan und C. Thompson**, 1999, The Phillips Curve in Australia. *Journal of Monetary Economics*, 44(2):223–258.
- [29] **Harvey, A. C.**, 1993, *Time Series Models*, 2. Aufl. (New York et al. (Harvester/Wheatsheaf)).
- [30] **Katz, L. F. und A. B. Krueger**, 1999, The High Pressure U.S. Labor Market of the 1990s. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1–87.
- [31] **Laubach, T.**, 1999, Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies (Federal Reserve Bank of Kansas City, Manuskript).
- [32] **Laxton, D., D. Rose und D. Tambakis**, 1999, The U.S. Phillips Curve: The Case for Asymmetry. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 23(8):1459–1485.
- [33] **Lucas, R. E. und T. J. Sargent**, 1978, After Keynesian Macroeconomics. In: **Federal Reserve Bank of Boston**, (Hg.) *After the Phillips Curve: Persistence of High Inflation and High Unemployment* (Boston (Conference Series No.19)), 49–72.
- [34] **Möller, J.**, 1996, Lohnhöhe und beschäftigungsvolumen - eine makroökonomische betrachtung. In: **Holzmann, R.**, (Hg.) *Löhne und Beschäftigung: Konzeptionelle und empirische Untersuchungen für die BRD* (Baden-Baden (Nomos)), 17–42.
- [35] **Remsperger, H.**, 2000, Is there a New Economy in Germany?, Lecture an dem American Institute for Contemporary German Studies. In: *Auszüge aus Presseartikeln*, 14 (vom 20.3.2000) (Frankfurt/M. (Deutsche Bundesbank)), 14–18.
- [36] **Reutter, M.**, Hysteresis in West German Unemployment Reconsidered. Ce-sifo working paper.

- [37] **Rich, R. W. und D. Rissmiller**, 2000, Understanding the Recent Behaviour of U.S. Inflation. Federal Reserve Bank of New York, Current Issues, 6(8):1–6.
- [38] **Sargent, T. J.**, 1971, A Note on the ‘Accelerationist’ Controversy. Journal of Money, Credit and Banking, 3(3):721–725.
- [39] **Schalk, H. J., J. Lüschoff und G. Untied**, 1997, Wachstum und Arbeitslosigkeit - Gibt es noch einen Zusammenhang? ifo Schnelldienst No. 17/18, 3-4 (München).
- [40] **Sims, C.**, 1987, Kommentar zu einem Beitrag von O. Blanchard. Brookings Papers on Economic Activity, (1):117–120.
- [41] **Staiger, D., J. H. Stock und M. W. Watson**, 1997a, How Precise are the Estimates of the Natural Rate of Unemployment? In: **Romer, C. D. und D. H. Romer**, (Hg.) Reducing Inflation. Motivation and Strategy (Chicago (University Press)), 195–242.
- [42] **Staiger, D., J. H. Stock und M. W. Watson**, 1997b, The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy. Journal of Economic Perspectives, 11(1):33–49.
- [43] **Stiglitz, J.**, 1997, Reflections on the Natural Rate Hypothesis. Journal of Economic Perspectives, 11(1):3–10.
- [44] **Wernecke, K.-D.**, 1993, Jackknife, Bootstrap und Crossvalidation. Eine Einführung in Methoden der wiederholten Stichprobenziehung. Allgemeines Statistisches Archiv, 77:32–59.