



Munich Personal RePEc Archive

The Contribution of Alternative NAIRU-curves to the Explanation of Inflation

Quaas, Georg and Klein, Mathias

Universität Leipzig

25 October 2010

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/26176/>

MPRA Paper No. 26176, posted 25 Oct 2010 20:12 UTC

Der Beitrag alternativer NAIRU-Kurven zur Erklärung der Inflation

Georg Quaas / Mathias Klein (Universität Leipzig)

Dass die NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) für einen längeren Zeitraum eine von der jeweiligen Volkswirtschaft zwar abhängige, aber systembedingte Konstante ist, scheint angesichts der Wandelbarkeit aller volkswirtschaftlichen Parameter wenig plausibel. Inzwischen hat sich bei den meisten empirischen Forschern das Konzept einer langfristig variablen NAIRU durchgesetzt (*Gordon, 1997, 20; Franz, 2000, 7; Sachverständigenrat, 2005, 153*). Die Frage, wie stark die NAIRU über einen Zeitraum von – sagen wir – 37 Jahren variiert, ist u. W. n. bislang nicht erörtert worden. Theoretisch nahe liegend wäre die Annahme, dass sie sich von konjunkturellen Schwankungen unbeeinflusst ähnlich wie die Kurve für das Produktionspotenzial oder wie die eines gleitenden Mittelwertes der Erwerbs- bzw. Arbeitslosenquote verhält. Dafür sprechen jedenfalls die einschlägigen Annahmen über die Determinanten der NAIRU (*Roberts, 1995; Galí, 2010*). Im Folgenden werden wir für die deutsche Volkswirtschaft auf der Grundlage eines Zustandsraummodells vier verschiedene NAIRUs für den Zeitraum von 1973Q1 bis 2010Q2 berechnen und die Frage stellen, in welchem Maße die damit berechnete Erwerbslosenlücke (Abweichung der aktuellen Erwerbslosenquote von ihrem NAIRU-Wert) geeignet ist, die Veränderung der Inflationsrate zu erklären. Etwas detaillierter formuliert sind es folgende Leitfragen, die beantwortet werden sollen:

- (i) Reicht die Erwerbslosenlücke aus, um die Inflationsratenänderung zu erklären?
- (ii) Können andere Determinanten die Erwerbslosenlücke als Regressor ersetzen?
- (iii) Kann man Aussagen darüber machen, wie gut die verschiedenen NAIRU-Kurven die Veränderung der Inflationsrate erklären?

Das State-Space-Model (SSM)

Zur Bestimmung der zeitvarianten NAIRU (U^*) wird ein Zustandsraummodell (vgl. *Flitzberger, Franz, Bode, 2007, 15; Borchert, Fröhling, 2001*) folgender Form verwendet:

$$\text{Beobachtungsgl.: } (\pi_t - \pi_{t-4}) = \theta(U_t - U_t^*) + \varphi\pi(im)_t + \varepsilon_t \quad \text{mit } \varepsilon_t = N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

$$\text{Zustandsgl.: } U_t^* = U_{t-1}^* + \mu_t \quad \text{mit } \mu_t = N(0, \sigma_\mu^2),$$

wobei π für die Inflation, $\pi(im)$ für die jährliche Veränderung der Importpreise und U für die Erwerbslosenquote steht. ε sowie μ sind unabhängige und stationäre Fehlerterme und t ist ein Zeitindex.

Tabelle 1 zeigt die Resultate für den Augmented Dickey-Fuller Test (ADF) auf Stationarität für die Inflationsrate (jährliche Veränderungsrate des Konsumentenpreisindex), die Veränderung der Importpreise, die Differenz der Lohnänderung (jährliche Veränderung der durchschnittlichen monatlichen Lohnkosten je Arbeitnehmer) zum Vorquartal, den gleitenden Durchschnitt der letzten vier Quartale der Erwerbslosenquote, die Veränderung derselben sowie die Veränderung der Arbeitsproduktivität (je Erwerbstätigen) und die um acht Quartale verzögerte Veränderung der Arbeitsproduktivität. Alle diese Variablen werden im Folgenden eine Rolle spielen. Die zu testende Nullhypothese besagt, dass die Variablen nicht-stationär sind. Es ergibt sich u.a., dass sowohl die Veränderung der Inflationsrate als auch der Importpreise einem stationären Prozess folgen, wohingegen die Entwicklung der Erwerbslosenquote einem nicht-stationären (Unit-Root) Prozess folgt. Daher wird in der Zustandsgleichung angenommen, dass die zeitvariante NAIRU ebenfalls einem Unit-Root Prozess folgt. Dies impliziert, dass die aktuelle Höhe der inflationsneutralen Erwerbslosenquote von ihren Vergangenheitswerten mitbestimmt wird (*Gordon, 1997, 20*).

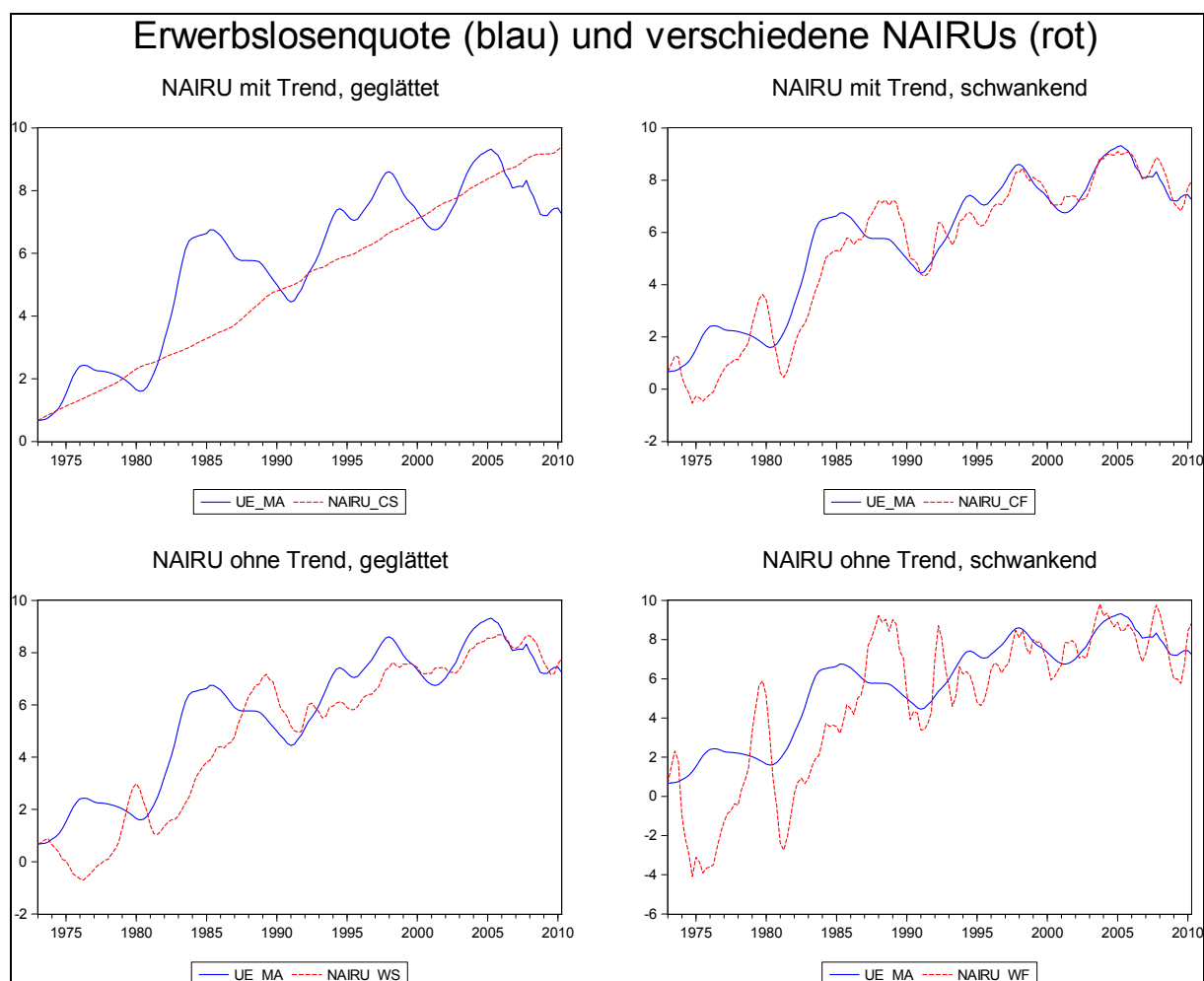
Die Berechnung der NAIRU mit Hilfe eines SSM hängt in hohem Maße von den Vorgaben über den Startwert und die Varianz der Fehler in der Beobachtungs- und der Zustandsgleichung ab. Bei konstant gehaltenem Startwert haben wir durch Variation der Fehlervarianzen und der Zustandsgleichung - zu einem als Unit-Root ohne Drift und zum anderen als Unit-Root mit Drift - vier verschiedene Realisationen der NAIRU berechnet. Daraus ergeben sich die in Abbildung 1 dargestellten

Zeitreihen einer NAIRU mit Konstante in der Zustandsgleichung und geringer Varianz (CS), mit Konstante und hoher Varianz (CF) sowie ohne Konstante in der Zustandsgleichung und geringer Varianz (WS) und schließlich ohne Konstante und mit hoher Varianz (WF). Der Startwert der NAIRU entspricht dem ersten Beobachtungswert der über vier Quartale gleitenden Erwerbslosenquote und die Varianz der Beobachtungsgleichung wird auf den Wert eins festgesetzt.

Variable	ADF Test Statistik	Kritische Werte
Veränderung der Inflation	-4,76	<u>Keine Konstante, kein linearer Trend</u> 1% = -2,58 5% = -1,94 10% = -1,62
Veränderung der Importpreise	-2,57	<u>Keine Konstante, kein linearer Trend</u> 1% = -2,58 5% = -1,94 10% = -1,62
Differenz der Lohnänderung zum Vorquartal	-10,97	<u>Keine Konstante, kein linearer Trend</u> 1% = -2,58 5% = -1,94 10% = -1,62
Erwerbslosenquote (gleitender Durchschnitt der letzten vier Quartale)	-3,29	<u>Konstante und linearer Trend</u> 1% = -4,02 5% = -3,44 10% = -3,14
Veränderung der Erwerbslosenquote	-4,07	<u>Keine Konstante, kein linearer Trend</u> 1% = -2,58 5% = -1,94 10% = -1,62
Veränderung der Arbeitsproduktivität	-3,25	<u>Keine Konstante, kein linearer Trend</u> 1% = -2,58 5% = -1,94 10% = -1,62
Veränderung der Arbeitsproduktivität um acht Quartale verzögert	-3,01	<u>Keine Konstante, kein linearer Trend</u> 1% = -2,58 5% = -1,94 10% = -1,62

Tabelle 1: Resultate des Augmented Dickey-Fuller Tests für relevante Variablen.

Abbildung 1 enthält neben den ermittelten unterschiedlichen zeitvarianten NAIRU-Werten die dazugehörige Erwerbslosenquote (UE_MA) für den Zeitraum 1973Q1 bis 2010Q2.



Spezifikation und Schätzung des Testmodells

Die Erwerbslosenlücke und die Änderung der Importpreise (als Indikator für externe Schocks) werden neben anderen erklärenden Variablen (siehe Tabelle 2 im Anhang) in einer Regression benutzt, um die Veränderung der Inflationsrate zu erklären. Die Parameter der entsprechenden Regression werden in E-Views mit Hilfe der Methode OLS und im Rahmen des LISREL-Konzeptes mit Hilfe der Maximum Likelihood-Methode geschätzt. Die Ergebnisse der ML-Schätzung sind standardisierte Parameterwerte, die nur bedingt mit denen der OLS-Schätzung verglichen werden können. Vergleichbar sind allerdings die entsprechenden t-Werte (in Klammern), das Vorzeichen und die erklärte Varianz der Zielvariablen, wobei allerdings Unterschiede in der Modellspezifikation beachtet werden müssen (siehe unten).

Allgemein ist anerkannt, dass unter gewissen Voraussetzungen ML verzerrungsfreie Schätzer liefert. Im Hinblick auf die Leistungsfähigkeit der Programme bei einer Systemschätzung wurde nicht auf E-Views, sondern auf LISREL zurückgegriffen. Die

einfache Transformation einer in E-Views mit OLS problemlos schätzbaren Gleichung führt in LISREL in aller Regel zu einem Modell, dessen Güte entweder nicht messbar (bei $df=0$) ist oder dessen Fit signalisiert, dass es keineswegs zu den Daten passt. Das hängt damit zusammen, dass LISREL äußerst empfindlich gegen Verletzungen der Voraussetzungen und Fehlspezifikationen reagiert. Primär ist deshalb die Suche nach einem theoretisch plausiblen und zu den Daten passenden Gesamtmodell, für die es allerdings keinen Algorithmus gibt (*Saris, Stronkhorst, 1984*). Dabei müssen verschiedene Probleme gelöst werden. Im vorliegende Fall ist es vor allem die zu kleine Zahl der Freiheitsgrade, die künstlich erhöht werden muss, um ein testbares Modell ($df > 0$) zu erhalten. Um möglichst sparsam mit den vorhandenen Möglichkeiten umzugehen, wurde die Zielvariable als eine – allerdings durch die entsprechende beobachtbare Variable direkt bestimmte ($\Lambda=1$) – latente Variable behandelt. Da dies das Problem nur bei größeren Modellen löste, wurde im hier berichteten Modell außerdem die Hypothese eingeführt, dass die um 4 Quartale verzögerte Arbeitsproduktivität keinen Einfluss auf die Zielvariable hat. Die hohen Passungen, von denen die Tabelle 2 berichtet, sind somit kein selbstverständliches Resultat einer Null-Acht-Fünfehn-Schätzung, sondern das Ergebnisse eines längeren Suchprozesses nach einem gut passenden, und trotzdem noch plausiblen Modell mit den entsprechenden Parameterschätzungen auf Grund der Maximum-Likelihood-Methode. Das ist auch der Grund für das Beibehalten der um 8 Quartale verzögerten Arbeitsproduktivität, obwohl deren Parameter in den OLS-Schätzungen nicht signifikant ist. Zu den Voraussetzungen der ML-Methode gehört die Normalität der Residuen (*Johnston, 1960, S.20f.*), die mit Blick auf den stem-leaf-plot der standardisierten Residuen – wie so oft in der empirischen Wirtschaftsforschung – nicht gegeben ist, so dass auf die Robustheit der ML-Schätzer bei Verletzungen der Normalität vertraut werden musste – was zumindest für die Signifikanzbewertung gilt (*Jöreskog, Sörbom, 1989, S.24*).

Theoretischer Hintergrund der Testregression

Erwerbslosenlücke und Veränderung der Importpreise werden so, wie im SSM bereits implementiert, auch in die Testregression übernommen und sollten – weil schon für die Regression optimiert – eine hohe Erklärungsleistung liefern. Auf dem Hintergrund der Diskussion um die Phillipskurve war zu erwarten, dass alternativ u.a. die Veränderung der Lohnrate (*Gordon, 1990, 9*), die Arbeitslosenquote und

eventuell ihre Veränderungen (*Stiglitz*, 1997, 10) sowie die Arbeitsproduktivität (*Gordon*, 1977, 130) eine Rolle spielen könnten. Der Nicht-Stationarität einiger Größen ist durch eine Linearkombination mit ihren verzögerten Werten begegnet worden. Diese Taktik war nur im Falle der Arbeitsproduktivität erfolgreich. Es erwies sich als schwierig bis unmöglich, ein LISREL-Modell mit allen oben genannten Variablen und ihren Verzögerungen für alle vier NAIRU-Serien zur Passung zu bringen. Die letztlich ins Modell aufgenommenen Variablen (siehe Tabelle 2) sind davon abgeleitete und lag-mäßig präzisierte Größen, die für das Gesamtmodell wichtige Spezifikation der Regression darstellen. Diesem Kriterium fiel beispielsweise die Veränderung der Lohnrate zum Opfer.

Auswertung der Tabelle

Zunächst und ganz allgemein kann man feststellen, dass die Erklärungsleistung um so höher ist, je stärker die NAIRU „fluktuiert“: Mit der stärker variierenden NAIRU kann mehr erklärt werden als mit den glatteren Kurven. Paradoxerweise ist die Erklärungsleistung des Modells auf Basis einer NAIRU ohne Trend am höchsten. Paradox ist aber auch, dass die theoretisch plausible NAIRU (Modell 1) die Veränderung der Inflation am schlechtesten erklärt.

Wiederum sehr allgemein gesprochen darf man festhalten, dass alle vier Versionen der NAIRU zu einer Erwerbslosenlücke führen, die zusammen mit der Veränderung der Importpreise signifikante Beiträge zur Erklärung der Veränderung der Inflationsrate liefern. Dies kann als ein Beleg für die empirische Evidenz des „Triangle Models“ nach *Gordon* (1997) angesehen werden, wobei hier eine spezielle Form dieses Modells verwendet wird, da der Koeffizient der vergangenen Inflationsrate per definitionem dem Wert eins entspricht. Aber auch andere Determinanten sind – je nach Modell – signifikant. Ihr Beitrag wird jedoch um so geringer, je stärker die Fluktuationen der NAIRU sind. Deshalb darf man vermuten, dass die stark variierenden NAIRUs ein Stück weit die Effekte der anderen Variablen in sich aufnehmen und diese in der Testregression überflüssig machen. Im Fall der Erwerbslosenquote bedeutet dies sogar eine Vorzeichenumkehr.

Ergebnisse

Um nun zumindest vorläufig gültige Antworten auf die oben fixierten Fragen zu geben:

(i) Reicht die Erwerbslosenlücke aus, um die Inflationsratenänderung zu erklären? Nein. Neben ihr sind andere, theoretisch plausible Determinanten heranzuziehen.

(ii) Können diese andere Determinanten die Erwerbslosenlücke als Regressor ersetzen? Nein, bislang nicht. Die Erwerbslosenlücke wird trotzdem für die Erklärung gebraucht.

(iii) Kann man Aussagen darüber machen, wie gut die verschiedenen NAIRUs die Zielvariable erklären? Ja, das ist möglich. Ein nicht ganz unerwartetes Ergebnis besteht darin, dass die Erklärungsleistung der Regressionen im allgemeinen mit der Varianz der Kurve steigt, wenn diese jedenfalls in einem gewissen Rahmen bleibt. Das bedeutet, dass die theoretisch plausibelste Kurve (CS) am schlechtesten abschneidet.

Literatur

Borchert, M., A. Fröhling (2001), NAIRU, fiskalische Abgabenlast und Arbeitsproduktivität in Deutschland, in: *WiSt – Wirtschaftswissenschaftliches Studium*, 30. Jg., 454-462.

Flitzberger, B., W. Franz, O. Bode (2007), The Phillips Curve and NAIRU revisited: New Estimates for Germany, Kiel Institute for World Economics, Working Paper No. 1344.

Franz, W. (2000), Neues von der NAIRU, ZEW Discussion Paper, No. 00-41.

Galí, J. (2010), The Return of the Wage Phillips Curve, unveröffentlichtes Papier, Februar.

Gordon, R. J. (1977), Analysis of Domestic Inflation – The Theory of Domestic Inflation, in: *American Economic Review*, Vol. 67, 128-34.

Gordon, R. J. (1990), The Phillips Curve Now And Then, NBER Working Paper, No. 3393.

Gordon, R. J. (1997), The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy, in: *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, 11-32.

Jöreskog, K. G., D. Sörbom, (1989), LISREL 7. User's Reference Guide.

Johnston, J. (1960), *Econometric Methods*, New York.

Roberts, J. M. (1995), New Keynesian economics and the Phillips curve, in: *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 27, 975-984.

Sachverständigenrat (2005), Die Chance Nutzen – Reformen Mutig Voranbringen, Jahresgutachten 2005/06, Wiesbaden.

Saris, W., H. Stronkhorst (1984), *Causal Modelling in Nonexperimental Research. An Introduction to the LISREL Approach*. Amsterdam.

Stiglitz, J. (1997), Reflections on the Natural Rate Hypothesis, in: *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, 3-10.

Anhang: Tabelle 2

NAIRU	Version 1		Version 2		Version 3		Version 4	
SSM	cs	cs	cf	cf	ws	ws	wf	wf
Trend	yes	yes	yes	yes	no	no	no	no
Shape	smoothed	smoothed	fluctuating	fluctuating	smoothed	smoothed	fluctuating	fluctuating
Var(e2)	0.001	0.001	0.1	0.1	0.033	0.033	1	1
Fig.	1	1	2	2	3	3	4	4
StDev(NAIRU)	2.63	2.63	2.88	2.88	2.94	2.94	3.76	3.76
	Regression Test Model							
	OLS	ML	OLS	ML	OLS	ML	OLS	ML
N_dif	-0.26** (-3.01)	-0.30 (-2.92)	-1.29*** (-15.69)	-0.92 (-15.66)	-0.62*** (-8.04)	-0.65 (-7.95)	-0.61*** (-22.25)	-0.92 (-22.08)
Impe_ch	0.12*** (6.36)	0.71 (6.49)	0.09*** (7.59)	0.40 (7.88)	0.10*** (5.83)	0.49 (6.02)	0.12*** (13.03)	0.50 (13.52)
Ue_ch	-0.02*** (-5.35)	-0.58 (-5.70)	0.01* (2.34)	0.13 (2.15)	-0.01** (2.56)	-0.24 (-2.85)	0.01* (2.15)	0.08 (1.97)
Apew_ch	0.11 (1.78)	0.14 (1.34)	0.18*** (4.92)	0.22 (4.60)	0.17** (3.35)	0.23 (2.95)	0.12*** (4.21)	0.14 (3.98)
Apew_ch(-8)	-0.10 (-1.77)	-0.37 (-3.87)	-0.04 (-1.03)	-0.15 (-3.27)	-0.07*** (-1.24)	-0.25 (-3.52)	-0.01 (-0.27)	-0.09 (-2.70)
R2 adj. / SMC	0.36	0.43	0.75	0.77	0.53	0.58	0.85	0.86
DW	0.57	--	0.95	--	0.71	--	1.08	--
AGFI	--	0.87	--	0.95	--	0.93	--	0.98

Tabelle 2: Ergebnisse der OLS und ML-Schätzung zur Erklärung der Inflationsratendifferenz.

Legende:

c= with a constant = mit einer Konstanten; w = without a constant = ohne Konstante; s = smoothed = geglättet; f = fluctuating = stark schwankend; OLS = Ordinary least squares; ML = Maximum likelihood; ML-Schätzung mit standardisierten Parameterwerten; N_dif = Erwerbslosenlücke; Impe_ch = Veränderung der Importpreise zum Vorjahr; Ue_ch = Veränderung der Erwerbslosenquote im Vergleich zum Vorjahr; Apew_ch: Veränderung der Produktivität der Erwerbstätigen im Vergleich zum Vorjahr; R2 adj. = adjusted R2 (OLS-Schätzung), SMC = Squared Multiple Correlations for Y-Variables (ML-Schätzung); DW=Durbin-Watson; AGFI = Adjusted Goodness of Fit-Index; * = signifikant mit $p < 5\%$, ** = significant mit $p < 1\%$, *** = signifikant mit $p < 0.1\%$.