

# Strukturelle Arbeitslosigkeit und Inflation in der Schweiz

von Attilio Zanetti, Ressort Volkswirtschaftliche Studien,  
Schweizerische Nationalbank

In den letzten Jahren ist die Arbeitslosigkeit in der Schweiz stark gestiegen. Seit einigen Monaten nimmt sie im Zuge der konjunkturellen Erholung wieder ab. Aus verschiedenen Gründen ist aber damit zu rechnen, dass die Arbeitslosenquote nicht mehr auf die tiefen Werte der achtziger Jahre sinken wird, sondern eine gewisse strukturelle Arbeitslosigkeit bestehen bleibt.

Die Identifizierung des Niveaus und der Entwicklung der strukturellen Arbeitslosigkeit hat mehrere Implikationen für die Wirtschaftspolitik. Etwas vereinfacht lässt sich sagen, dass die Geldpolitik zwar die konjunkturelle, aber nicht die strukturelle Arbeitslosigkeit zu beeinflussen vermag. Wird dies von der Notenbank missachtet, so läuft sie Gefahr, eine Beschleunigung der Inflation herbeizuführen. Die meisten Ökonomen stimmen heute darin überein, dass nur temporär eine Austauschbarkeit (trade-off) zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit besteht. Milton Friedman (1968) wies bereits vor dreissig Jahren darauf hin, dass diese Austauschbarkeit nicht von der Inflation per se, sondern von der nichtantizipierten Inflation und damit im allgemeinen von der *steigenden* Inflation herrühre. Nur eine steigende Inflation könne die Arbeitslosigkeit dauerhaft unter das Niveau der strukturellen Arbeitslosigkeit drücken, eine hohe Inflationsrate könne dies nicht.

Die Arbeitslosigkeit, die von der Geldpolitik nicht permanent beeinflusst werden kann, wird in der Literatur oft auch als «natürliche» Arbeitslosigkeit bezeichnet. Dieser Begriff drückt aus, dass es eine «natürliche» oder gleichgewichtige Arbeitslosigkeit gibt, die durch die Struktur des Arbeitsmarktes bestimmt wird. Die Geldpolitik kann die Arbeitslosigkeit zwar nicht beliebig unter dieses Niveau senken. Dies bedeutet aber keineswegs, dass dieser Teil der Arbeitslosigkeit von der Wirtschaftspolitik überhaupt nicht beeinflusst werden kann. Die probaten Mittel bilden aber die Arbeitsmarkt- oder die Bildungspolitik und nicht die Geldpolitik.

Die Grundhypothese des Konzepts der natürlichen Arbeitslosigkeit betrachtet die Veränderungen der Inflation als ein Phänomen, das im wesentlichen mit dem Spannungszustand zwischen Angebot und Nachfrage am Arbeitsmarkt verbunden ist. Aus dieser Sicht ist die Differenz zwischen der laufenden Arbeitslosenquote und der Rate der natürlichen Arbeitslosigkeit der hauptsächliche Indikator der Arbeitsmarktsituation (siehe Stiglitz, 1997).

Das Ziel des Aufsatzes ist es, Schätzungen der strukturellen Arbeitslosigkeit für die Schweiz vorzulegen.<sup>1</sup> Wir möchten vor allem wissen, wie hoch diese ist, wie sie sich entwickelt hat und ob sie sich für die Geldpolitik nutzen lässt. Falls die strukturelle Arbeitslosigkeit nämlich verlässlich geschätzt werden kann, verfügt die Notenbank über einen nützlichen Indikator zur Beurteilung der Konjunktur und der Inflationsaussichten.

Wir wenden zwei Schätzmethode an. Die erste Methode, die in der Schweiz schon mehrmals eingesetzt wurde (siehe Sheldon, 1993; Flückiger, 1994), basiert auf der Beveridge-Kurve. Sie versucht, das Niveau der strukturellen Arbeitslosigkeit zu identifizieren, indem die Zahl der offenen Stellen und die Zahl der Arbeitslosen einander direkt gegenübergestellt werden. Die Beveridge-Kurve beleuchtet damit die Friktionen auf dem Arbeitsmarkt, die dazu führen, dass nicht alle offenen Stellen besetzt sind, obwohl es Arbeitslose gibt. Das Hauptproblem dieser Methode liegt in der Verlässlichkeit der Angaben über die Nachfrage nach Arbeitskräften. Eine Unterschätzung dieser Nachfrage führt zwangsläufig zu einer Unterschätzung der strukturellen Arbeitslosigkeit.

Die zweite Methode ist jene der NAIRU (non-accelerating inflation rate of unemployment). Die NAIRU wurde von Modigliani und Papademos (1975) eingeführt und ist eng mit Friedmans Idee der natürlichen Arbeitslosigkeit verwandt. Sie ist als gleichgewichtige Arbeitslosenquote definiert, die mit einer konstanten Inflationsrate zu vereinbaren ist. Sie bezeichnet also die Schwelle der Arbeitslosigkeit, unter welcher eine expansive Geldpolitik unvermeidlich eine Beschleunigung der Inflation verursacht. Die Grundidee lautet, dass es in jeder Expansionsphase einen Zeitpunkt gibt, in welchem das Arbeitsangebot nicht mehr in der Lage ist, die Nachfrage zu befriedigen, was sich in einer Beschleunigung des Anstiegs der Löhne und in einem Aufflammen der Inflation niederschlägt.

Die NAIRU ist ein weit verbreitetes Instrument und wird regelmässig von nationalen Behörden wie auch von internationalen Organisationen (OECD und IWF) geschätzt. Ähnlich wie die Beveridge-Kurve ist sie jedoch nicht unumstritten. Eine wachsende Zahl von Publikationen unterstreicht insbesondere die geringe Präzision der NAIRU-Schätzungen. In der Schweiz tritt die Schwierigkeit hinzu, dass sich die institutionellen Rahmenbedingungen des Arbeitsmarktes im Laufe der Zeit recht

1 In der Literatur wird die natürliche Arbeitslosenquote oft in strukturelle und friktionelle Arbeitslosigkeit unterteilt. Wir subsumieren in diesem Aufsatz die friktionelle unter die strukturelle Arbeitslosigkeit und verwenden in der Regel den Begriff strukturelle Arbeitslosigkeit.

stark verändert haben. Davon betroffen waren vor allem die Arbeitslosenversicherung und die Fremd-arbeiterpolitik. Es gibt deshalb nur eine vergleichsweise geringe Anzahl von NAIRU-Schätzungen für die Schweiz (siehe De Masi und Henry, 1996, und OECD, 1996).

Im ersten Teil dieser Arbeit wird die Beziehung zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit in der Schweiz graphisch dargestellt und analysiert. Im zweiten Teil werden das Konzept und die Resultate der Beveridge-Kurve für die Schweiz vorgestellt. Der dritte Teil behandelt das Modell zur Schätzung der NAIRU und präsentiert Schätzergebnisse. Der vierte Teil enthält Schlussfolgerungen.

## 1. Die Beziehung zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation

Die Teuerungsentwicklung in der Schweiz weist seit Mitte der siebziger Jahre zwei ausgeprägte Zyklen auf. Grafik 1 zeigt, dass die Höhepunkte der Inflationsphasen im dritten Quartal 1981 und im zweiten Quartal 1991 erreicht wurden. Ein klarer langfristiger Inflationsrend ist jedoch nicht auszumachen. Die Arbeitslosenquote, die ebenfalls in Grafik 1 abgebildet ist, stieg im gleichen Beobachtungszeitraum stufenweise an, besonders ausge-

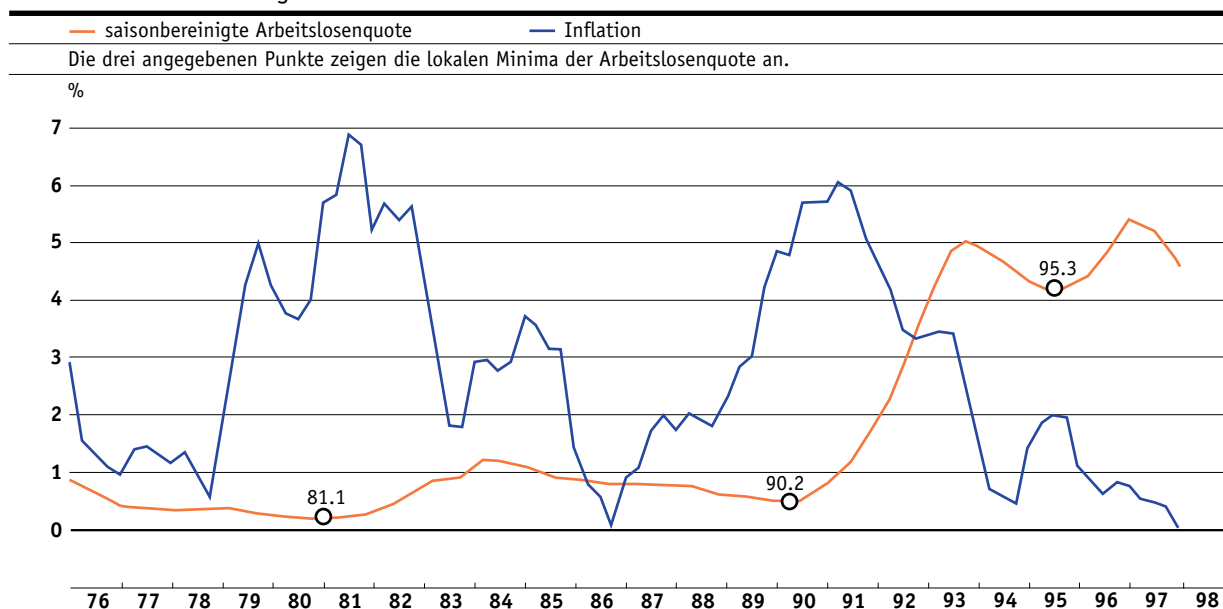
prägt in der ersten Hälfte der neunziger Jahre. Die in der Grafik bezeichneten drei lokalen Minima der Arbeitslosenquote lagen jeweils nahe bei den Inflationsspitzen, was auf eine negative Korrelation zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation hindeutet. Allerdings gilt die negative Beziehung nicht ausnahmslos. Es sind mehrere Episoden feststellbar, in denen die Arbeitslosigkeit und die Inflation entweder gleichzeitig zunehmen oder gleichzeitig fallen.

Daraus lassen sich zwei Schlussfolgerungen ziehen. Erstens wird die Inflation offenbar nicht nur durch die Arbeitsmarktsituation, sondern auch durch andere Faktoren beeinflusst. Im Vordergrund stehen Angebotschocks und die Wechselkursentwicklung. Zwischen 1985 und 1986 beispielsweise ging die Inflation deutlich zurück, obwohl die Schweizer Wirtschaft eine Expansionsphase durchlief und die Arbeitslosenquote sich verringerte. Der Grund für den damaligen Rückgang der Inflation lag vor allem im starken Rückgang der Erdölpreise.

Zweitens kann sich die Beziehung zwischen registrierter Arbeitslosigkeit und Inflation im Zeitablauf ändern. Dabei ist zunächst an statistische Probleme zu denken. In der Schweiz werden die Arbeitslosen nur dann erfasst, wenn sie bei den Arbeitsämtern gemeldet sind. Die Arbeitslosenversicherung wurde 1977 obligatorisch. Vor diesem Datum war nur eine Minderheit der Arbeitnehmer gegen die Risiken des Beschäftigungsverlusts versichert.

Inflation und Arbeitslosigkeit 1976–1997

Grafik 1



chert. Alle anderen Arbeitslosen hatten keinen grossen Anreiz, sich beim Arbeitsamt einzuschreiben, da sie keine Entschädigung beanspruchen konnten. Der Rückgang der Beschäftigung in der Rezession von 1975 schlug sich deshalb vor allem in einer niedrigeren Partizipationsrate der aktiven Bevölkerung nieder. Ausserdem verliess ein grosser Teil der ausländischen Arbeitskräfte, die ihre Stelle verloren, das Land.

Seit der Einführung der obligatorischen Arbeitslosenversicherung im Jahre 1977 sind die Leistungen der Arbeitslosenversicherung in mehreren Schritten ausgebaut worden. Insbesondere die Reformen von 1984, 1993 und 1997, die teilweise als Reaktion auf die steigende Arbeitslosigkeit erfolgten, führten zu einer substantiellen Verlängerung der maximalen Bezugsdauer. Für unsere Untersuchung ergeben sich zwei Folgen. Einerseits erhöhte die Ausdehnung der Arbeitslosenversicherung die Verlässlichkeit der Arbeitslosendaten. Andererseits können die zur Verfügung gestellten Leistungen auch das Verhalten der Arbeitslosen ändern, indem sie den Anreiz, eine neue Stelle zu suchen, vermindern.

Grafik 1 zeigt einen stufenweisen Anstieg der Arbeitslosigkeit, der mit den Rezessionen und dem Ausbau der Arbeitslosenversicherung zusammenzufallen scheint. So ging die Arbeitslosigkeit in der Phase starken Wirtschaftswachstums in der zweiten

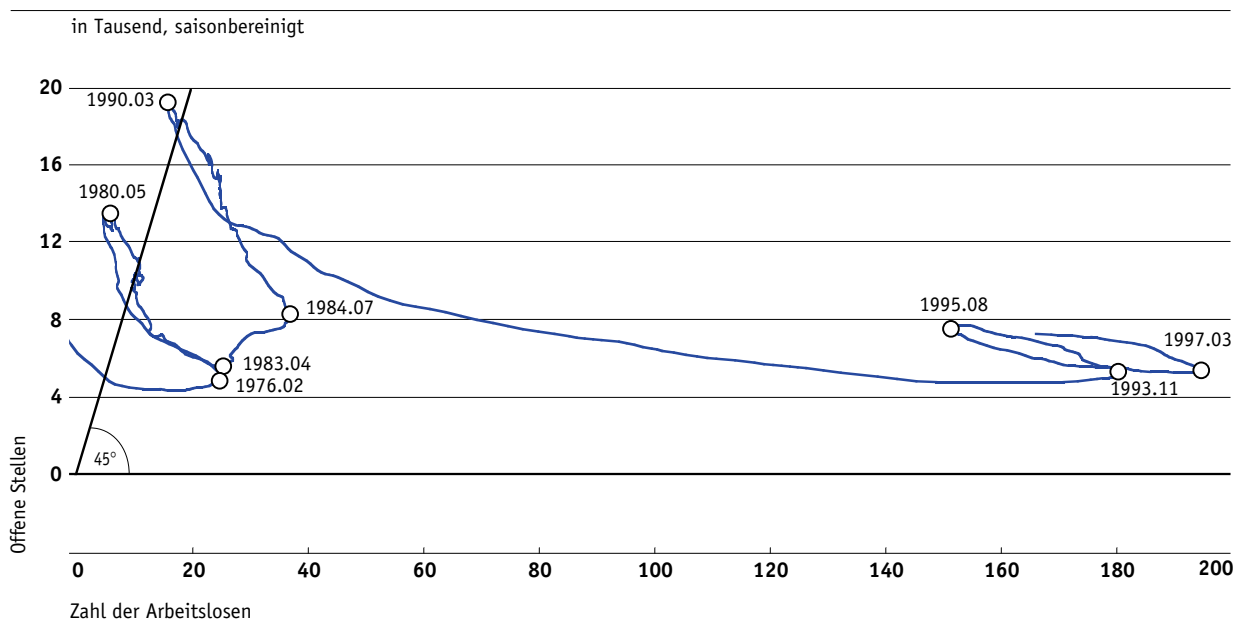
Hälfte der achtziger Jahre nicht wieder auf das sehr tiefe Niveau, das in der Expansionsphase des vorangegangenen Zyklus erreicht worden war, zurück. Eine erste Antwort darauf, in welchem Ausmass sich die strukturelle Arbeitslosigkeit in den letzten zwanzig Jahren verändert hat, gibt im folgenden Abschnitt die Beveridge-Kurve.

## 2. Die strukturelle Arbeitslosigkeit gemäss der Beveridge-Kurve

Die Beveridge-Kurve beschreibt die inverse Beziehung zwischen der Zahl der offenen Stellen ( $V$ ) und der Zahl der Arbeitslosen ( $U$ ). In einer Phase der Hochkonjunktur haben die offenen Stellen die Tendenz, sich zu vervielfachen, und die Zahl der Arbeitslosen, sich zu verringern. Umgekehrt werden die offenen Stellen in Rezessionsphasen knapper, und die Zahl der Arbeitslosen steigt. Die Gesamtheit der potentiellen Gleichgewichtsniveaus der Arbeitslosigkeit kann durch einen Strahl von 45 Grad abgebildet werden. Es handelt sich also um alle Punkte, für die  $U=V$  gilt. Je stärker nun die Kurve (und damit der Schnittpunkt zwischen dieser und der Gerade von 45 Grad) sich vom Ursprung entfernt, umso höher ist das Niveau der strukturellen Arbeitslosigkeit.

Beveridge-Kurve Januar 1975–Februar 1998

Grafik 2



Grafik 2 bildet eine Beveridge-Kurve für die Periode Januar 1975 bis Februar 1998 ab. Die saisonbereinigte Zahl der Arbeitslosen wird entlang der Abszisse dargestellt, während die offenen Stellen auf der Ordinate abgetragen werden. Für die Arbeitslosenzahlen wurden die Daten des Bundesamtes für Statistik (BFS) genommen, während für die offenen Stellen auf den «Manpower»-Index, der die Fläche der Stelleninserate misst, abgestellt wurde. Beide Reihen sind saisonbereinigt. Der «Manpower»-Index wurde den bei den Arbeitsämtern gemeldeten offenen Stellen, die vom Bundesamt für Arbeit und Wirtschaft (BAW) erhoben werden, vorgezogen. Diese blieben nämlich zwischen dem zweiten Halbjahr 1993 und Ende 1996, trotz der sich 1994/95 abzeichnenden konjunkturellen Erholung, unverändert, was unplausibel erscheint. Der «Manpower»-Index wurde so normalisiert, dass er im Juli 1990, d. h. im Zeitpunkt, als die saisonbereinigte Arbeitslosenzahl zuletzt der Zahl der offenen Stellen entsprach, gleich der Zahl der offenen Stellen ist.

Grafik 2 zeigt, dass sich die Beveridge-Kurve im Laufe der Zeit von ihrem Ursprung entfernte. Damit erhalten wir eine erste grafische Bestätigung, dass die Sockelarbeitslosigkeit in der Schweiz zunahm. Um ein präziseres Bild zu erhalten, haben wir die Beveridge-Kurve geschätzt und daraus für einzelne Subperioden die Werte für die strukturelle Arbeitslosigkeit abgeleitet.

Die Basisgleichung zur Schätzung der Beveridge-Kurve lautet

$$(1) \ln V_t = \alpha + \beta \cdot \ln U_t + \varepsilon_t$$

wobei  $V$  die am normalisierten «Manpower»-Index gemessene Zahl der offenen Stellen und  $U$  die Zahl der Arbeitslosen bezeichnet. Die natürliche Arbeitslosenquote  $U^*$  entspricht jenem Wert der Arbeitslosenquote, bei der  $U = V$  gilt. Sie lässt sich aus Gleichung (1) als

$$U^* = \exp [\alpha / (1 - \beta)]$$

berechnen. In die Schätzgleichung (1) werden vier Dummy-Variablen eingeführt, welche die Verschiebung der Kurve einfangen sollen, und vier weitere Dummy-Variablen, welche die Änderung der Steigung ausdrücken sollen.  $\delta_i$  und  $\lambda_i$  bezeichnen deren Koeffizienten. Die Dummy-Variablen dienen der Unterscheidung von vier Subperioden, die wir aus Grafik 2 entnehmen. Diese Subperioden lauten 1975:01–1976:02, 1976:03–1983:04, 1984:07–1993:11 und 1993:12–1998:02. Die Höhe der strukturellen Arbeitslosigkeit ist dann durch die folgende Beziehung gegeben:

$$U^* = \exp [(\alpha + \delta_i) / (1 - \beta - \lambda_i)]$$

Sheldon (1993) und Flückiger (1994) verwendeten in ihren Schätzungen mit Schweizer Daten einen ähnlichen Ansatz. Sheldon schätzte die strukturelle Arbeitslosigkeit auf 0,5% im Jahre 1992. Flückiger fand für 1993 einen Wert von 0,7%.

**Strukturelle Arbeitslosenquote gemäss Beveridge-Kurve**  
Monatsdaten

Tabelle 1

	1975:01–1976:02	1976:03–1983:04	1984:07–1993:11	1993:12–1998:02
Zahl der Arbeitslosen	5 673	9 631	16 919	50 321
Strukturelle Arbeitslosenquote	0,2%	0,3%	0,6%	1,4%
effektive Arbeitslosenquote				
Min/Max	0,1% – 0,8%	0,2% – 0,8%	0,4% – 5%	4,2% – 5,4%

Unsere Berechnungen unterscheiden sich von diesen beiden Studien vor allem in zwei Punkten: die Verwendung des «Manpower»-Indexes als Mass für die Nachfrage nach Arbeitskräften und der längere Beobachtungszeitraum, der bis Februar 1998 reicht.

Die Resultate unserer Schätzungen sind in Tabelle 1 zusammengefasst. In der letzten Zeile werden zum Vergleich die minimale und die maximale Arbeitslosenquote, die in der betreffenden Periode beobachtet wurden, angegeben. Die Schätzungen bestätigen den Eindruck, der sich aus der grafischen Analyse ergibt. Die strukturelle Arbeitslosigkeit ist von Mitte der siebziger Jahre bis heute schrittweise gestiegen. Wir können drei dauerhafte Verschiebungen der Kurve unterscheiden. Die geschätzte strukturelle Arbeitslosigkeit stieg von 0,2% in der Periode bis 1976:02 auf 0,3% in der Periode 1976:03–1983:04 und 0,6% in der Periode 1984:07–1993:11. In der jüngsten Periode, die 1993:12 beginnt, beträgt sie gemäss diesen Schätzungen 1,4%.

Unsere Resultate für die Periode bis 1993 sind ähnlich wie diejenigen, die Sheldon (1993) und Flückiger (1994) für diese Periode erhielten. Für die Zeit nach 1993, die in diesen beiden früheren Studien noch nicht berücksichtigt war, zeigen unsere Resultate einen neuen Anstieg der strukturellen Arbeitslosigkeit. Der in Grafik 2 ersichtliche uneinheitliche Verlauf der Beveridge-Kurve in den letzten Jahren war Anlass, die Periode seit 1993:11 in drei etwa gleich lange Subperioden aufzuteilen. Die strukturelle Arbeitslosenquote betrug zunächst 1,9%; sie sank dann auf 1,2% und stieg in der jüngsten Periode wieder auf 1,6%.

Ein weiterer Blick auf Grafik 2 zeigt, dass vor allem ab 1983 fast alle Punkte der Beveridge-Kurve rechts des Strahls von 45 Grad liegen. Dies bedeutet, dass selbst in Phasen guter Konjunktur die Zahl der offenen Stellen jeweils geringer war als diejenige der Arbeitslosen. Im Jahre 1990, als die schweizerische Wirtschaft klare Zeichen einer konjunkturellen Überhitzung aufwies, übertraf die Arbeitsnachfrage die Zahl der Arbeitslosen nur geringfügig. Dies deutet darauf hin, dass die Nachfrage nach Arbeitskräften in jüngerer Zeit unterschätzt und damit auch die strukturelle Arbeitslosigkeit eher zu tief ausgewiesen wird.

Im folgenden schätzen wir die strukturelle Arbeitslosigkeit mit einer Phillipskurve. Dieser Ansatz nutzt den Zusammenhang zwischen der Entwicklung der Inflation und der Arbeitslosigkeit aus.

### 3. Schätzungen der NAIRU

Die NAIRU stellt die natürliche oder gleichgewichtige Arbeitslosenquote dar, die mit einer konstanten Inflationsrate zu vereinbaren ist. Das Basismodell für die Schätzung der NAIRU ist eine um Inflationserwartungen erweiterte Phillipskurve, wie sie in der Literatur oft verwendet wird. In der einfachsten Form lässt sie sich als

$$(2) \quad Dp_t - D^e p_t = \beta (u_{t-1} - u^*_{t-1}) + v_t$$

schreiben, wobei  $u_{t-1}$  die Arbeitslosenquote der Vorperiode,  $u^*_{t-1}$  die NAIRU der Vorperiode,  $p_t$  der natürliche Logarithmus des Konsumentenpreisindex,  $Dp_t$  die Inflationsrate und  $D^e p_t$  die erwartete Inflation ist. Ein negativer Koeffizient  $\beta$  bedeutet, dass eine positive Abweichung der Arbeitslosigkeit von der NAIRU zu einer Reduktion der Inflation führt.

Der Ausdruck  $Dp_t$  ist als Veränderungsrate des Preisniveaus gegenüber dem entsprechenden Vorjahresquartal, d. h. als Jahresinflationsrate definiert:  $Dp_t \equiv p_t - p_{t-4}$ . Die antizipierte Inflation,  $D^e p_t$ , kann nicht beobachtet werden; wir haben angenommen, dass sie gleich der Inflation ein Jahr zuvor ist. Es werden mit anderen Worten statische Erwartungen unterstellt. Bei Quartalsdaten ergibt sich daraus:  $D^e p_t \equiv Dp_{t-4}$ . Damit ist die zu erklärende Variable der Phillipskurve gleich der Veränderung der Jahresinflationsrate:<sup>2</sup>

$$Dp_t - D^e p_t = Dp_t - Dp_{t-4} \equiv D^2 p_t$$

Gleichung (2) wird oft durch zusätzliche erklärende Variablen erweitert, um den Einfluss anderer Faktoren als der Arbeitslosigkeit auf die Preise einzufangen. In unserem Fall nimmt Gleichung (2) aufgrund dieser Modifikationen folgende Form an:

$$(3) \quad D^2 p_t = \beta (u_{t-1} - u^*_{t-1}) + \delta(L) D^2 p_{t-1} + \gamma ASY_t + \lambda D95_t + \varphi D97_t + v_t$$

Der Ausdruck  $D^2 p_{t-1}$  bezeichnet die um eine Periode verzögerte Veränderung der Inflation. Der Ausdruck  $\delta(L)$  ist ein Polynom, wobei  $L$  den Lag-Operator bezeichnet.  $ASY_t$  ist eine Variable, welche die Wirkungen von Angebotschocks oder sektoriellen Nachfrageschocks berücksichtigen soll.<sup>3</sup>  $D95$  ist eine Dummy-Variable, die die Wirkungen der Ein-

2 Die Resultate von Unit-Root-Tests nach den Methoden von Dickey-Fuller und Perron-Phillips deuten darauf hin, dass die Veränderung der Jahresteuerrate in unserer Beobachtungsperiode I(0) ist.

3 Die Variable ASY wurde folgendermassen berechnet. Für jede Periode analysierten wir die Verteilung der Preisveränderungen der Komponenten des Landesindex der Konsumentenpreise. Die Grundidee ist, dass die Angebotschocks sich in dieser Verteilung widerspiegeln, indem sie eine Asymmetrie schaffen. ASY ist das statistische Mass

dieser Asymmetrie. Ein hoher Wert von ASY weist damit auf wichtige Angebotschocks hin. Siehe Zanetti (1997). Über die Bedeutung, diese Art von Schocks bei der Schätzung der NAIRU zu berücksichtigen, siehe Gordon (1996).

führung der Mehrwertsteuer einfängt. Sie ist gleich 1 im Zeitraum 1995:1–1995:4 und gleich 0 in den übrigen Perioden. Die Dummy-Variable  $D97$  beschreibt die Wirkungen des Beschäftigungsprogramms von 1997. Sie ist gleich 1 im Zeitraum seit 1997:1 und gleich 0 in den davorliegenden Perioden. Die Veränderungen der Inflationsrate werden am Landesindex der Konsumentenpreise gemessen. Die Arbeitslosenquote entspricht der offiziellen, vom BfS publizierten Quote, bereinigt um Saisonschwankungen.

Damit die NAIRU geschätzt werden kann, muss die Schätzgleichung nochmals transformiert werden. Wir schreiben  $\alpha = -\beta u^*$ , wobei  $\alpha$  die Konstante der neuen Gleichung darstellt. Gleichung 4 kann nun mit der Methode der kleinsten Quadrate geschätzt werden:<sup>4</sup>

$$(4) \quad D^2 p_t = \alpha + \beta u_{t-1} + \delta(L) D^2 p_{t-1} + \gamma ASY_t + \lambda D95_t + \varphi D97_t + v_t$$

Die NAIRU lässt sich infolgedessen als  $u^* = -\alpha/\beta$  aus den geschätzten Koeffizienten der Schätzgleichung berechnen.

Bevor die Schätzungen vorgestellt werden, soll der Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation kurz anhand von Grafik 3 betrachtet werden. Im Unterschied zu den Schätzungen, die mit Quartalsdaten durchgeführt werden, zeigt die Grafik Jahresdurchschnitte, um die Abbildung übersichtlich zu halten. Die Grafik vermittelt den Eindruck, dass sich die Phillipskurve im Laufe der Zeit nach rechts verschoben hat. Die NAIRU, die durch die Schnittpunkte mit der Abszisse ausgedrückt wird, ist über die Jahre gestiegen. Damit ist die Botschaft von Grafik 3 die gleiche wie diejenige, die Grafik 2 gestützt auf die Beveridge-Kurve lieferte.

Grafik 3 macht deutlich, dass die NAIRU für kürzere Perioden als die Gesamtperiode geschätzt werden sollte. Wir haben drei Subperioden gebildet, die durch die Zyklen der Arbeitslosigkeit bestimmt werden. Die Trennungspunkte entsprechen den ersten beiden lokalen Minima der Arbeitslosenquote (siehe Grafik 1). Da die Variable  $ASY$  erst ab 1978 verfügbar ist, beginnen die Schätzungen 1978. Daraus ergeben sich die Subperioden 1978:4–1981:1, 1981:1–1990:2 und 1990:2–1997:4.

Tabelle 2 zeigt die Resultate der Schätzungen von Gleichung (4). Die Verzögerung der Veränderung der Inflation um ein bzw. vier Quartale wurde aufgrund der Autokorrelation der Residuen be-

stimmt. In den Regressionen, die auf weniger als 20 Beobachtungen abstellen, wird nur eine verzögerte Variable berücksichtigt, um Freiheitsgrade zu sparen.<sup>5</sup> In der letzten Zeile der Tabelle geben wir zum Vergleich wiederum die Werte der minimalen und maximalen Arbeitslosigkeit an, die in den betreffenden Perioden registriert wurden. Die grafische Intuition findet in den Schätzergebnissen ihre Bestätigung. Die geschätzte NAIRU steigt von 0,3% zwischen 1978:4 und 1981:1 auf 0,7% zwischen 1981:1 und 1990:2 und auf 1,7% zwischen 1990:2 und 1997:4.

Innerhalb jeder dieser Perioden ist die NAIRU als konstant angenommen worden. Dies ist insbesondere für die Periode 1990:2 bis 1997:4, in der sich die Arbeitslosigkeit stark veränderte, fragwürdig. Wir haben diese Periode deshalb in die beiden Teilperioden 1990:2–1993:4 und 1993:4–1997:4 unterteilt und Gleichung (4) auch für diese beiden Teilperioden geschätzt. Der Trennungspunkt fällt mit dem Höchststand der Arbeitslosigkeit zusammen; gleichzeitig wurde auch die Arbeitslosenversicherung reformiert. Er bezeichnet zudem ziemlich genau die Mitte der Periode 1990:2–1997:4.

Die Resultate der Regressionen für die beiden Teilperioden 1990:2–1993:4 und 1993:4–1997:4 sind in den Kolonnen 4 und 5 von Tabelle 2 zusammengefasst. Die geschätzte NAIRU beträgt für die erste Teilperiode 2% und für die zweite Teilperiode 4%. In der Schätzgleichung von Kolonne 5 sind die Variablen  $ASY$ ,  $D95$  und  $D^2 p_{t-4}$  nicht signifikant. Die Gleichung wurde deshalb nochmals ohne die Variable  $ASY$  und die verzögerte Variable geschätzt (Kolonne 6). Die geschätzte NAIRU fällt mit 3,9% nahezu gleich hoch aus wie in Gleichung (5). Die Dummy-Variable  $D95$  wird nun wieder als signifikant ausgewiesen; die Schätzgleichung weist aber eine Autokorrelation vierter Ordnung auf.

In der zweitletzten Zeile von Tabelle 2 sind für die Schätzungen die Vertrauensintervalle aufgeführt, die einen Hinweis über den Streubereich der geschätzten Werte für die NAIRU geben sollen. Die Vertrauensintervalle wurden mit der Methode von Staiger, Stock und Watson (1997) berechnet. Dabei wird zunächst eine neue Datenreihe gebildet, die gleich der Differenz ist zwischen der effektiven Arbeitslosenquote und jener Arbeitslosenquote, die als NAIRU angenommen wird:  $u_t - u^*$ . Falls die NAIRU tatsächlich dem Wert  $u^*$  entspricht, lassen sich aufgrund von Gleichung (3) für die verschiedenen Werte für  $u^*$  Regressionen berechnen, in denen

4 Diese Gleichung kann auch aus einem Zweigleichungssystem abgeleitet werden (Gleichungen zur Bestimmung der Preise und der Nominallöhne). Siehe Blanchard und Katz (1996) und Setterfield et al. (1992).

5 Trotz der Einführung der verzögerten Veränderung der Inflationsrate bleibt in der zweiten und dritten Regression eine gewisse Autokorrelation.

die Konstante wiederum gleich Null sein sollte. Falls also diese Konstanten auf einem Signifikanzniveau von 5% nicht signifikant sind, können wir die Hypothese, dass die NAIRU dem Wert von  $u^*$  entspricht, annehmen. Indem wir in die Datenreihe  $u_t - u^*$  schrittweise Werte von  $u^*$  einsetzen, die sich immer mehr von unserer geschätzten NAIRU entfernen, erhalten wir die gewünschten Vertrauensintervalle. Wir können dann bestätigen, dass sich die NAIRU mit einer Wahrscheinlichkeit von 95% innerhalb dieses Intervalls befindet.

Die Ergebnisse zeigen, dass die Unsicherheit mit steigender NAIRU zunimmt. Die Schätzungen sind in einer unvollständigen Konjunkturphase wie der heutigen, in der die Arbeitslosenquote immer noch hoch ist, besonders unzuverlässig. Die NAIRU, die in der jüngsten Periode auf 4% geschätzt wird, schwankt bei einem Signifikanzniveau von 95% zwischen 1,7% und 4,4%. Letztlich wird uns nur die weitere Konjunkturerholung näheren Aufschluss über die Höhe der NAIRU geben können. Möglicherweise führt der Rückgang der Arbeitslosigkeit zu einer Abnahme der NAIRU. Diese Entwicklung würde die Ergebnisse von Staiger, Stock und Watson (1996, 1997) stützen, die zeigen, dass die NAIRU mit der Höhe der effektiven Arbeitslosenquote schwankt.

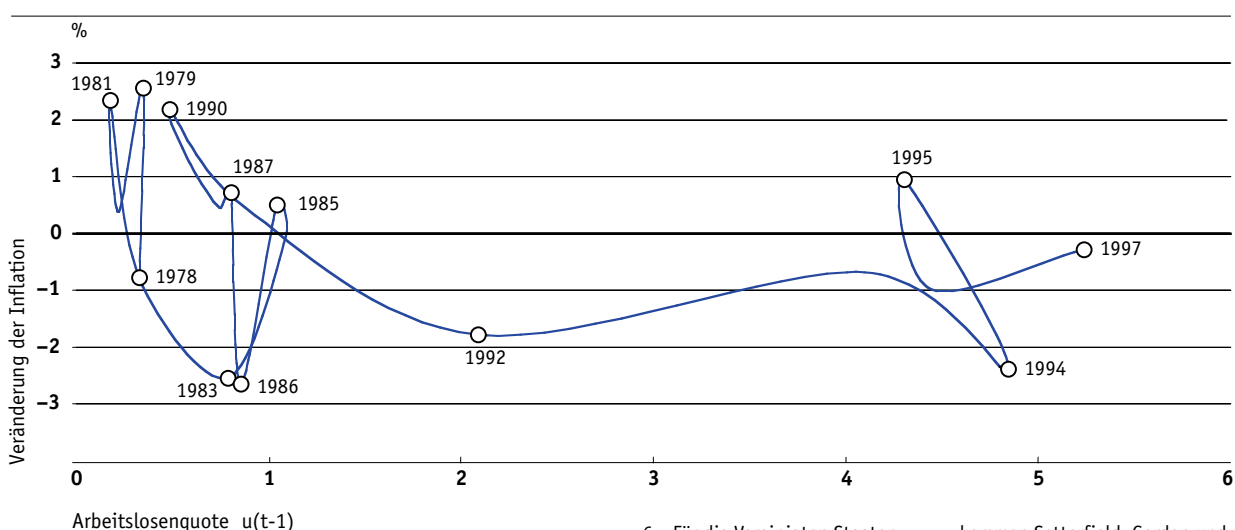
Die geringe Präzision der NAIRU-Schätzungen und die sich daraus ergebenden Konsequenzen für den Nutzen dieser Schätzungen sind in der neusten Literatur wiederholt aufgegriffen worden (siehe Chang, 1997; Espinosa-Vega und Russel, 1997; Staiger, Stock und Watson, 1996 und 1997; King, Stock und Watson, 1995; sowie Setterfield, Gordon und Osberg, 1992). Die Probleme treten dabei unabhängig von der Schätzmethode und vom Land auf, für das die Schätzungen durchgeführt wurden. Das Problem ist damit keineswegs auf die Schweiz beschränkt.<sup>6</sup>

Trotz der beträchtlichen Unsicherheit bezüglich des richtigen Niveaus der NAIRU zeigen unsere Berechnungen jedoch ein klares Ergebnis. Die NAIRU ist zwischen dem Ende der siebziger Jahre und heute gestiegen. Nach einer ersten Verschiebung in der zweiten Hälfte der achtziger Jahre hat sie sich seit Beginn der Rezession der neunziger Jahre nochmals erhöht. Diese Tendenz lässt sich auch aus den Berechnungen der OECD (1996) und von Stalder (1994) herauslesen.

Wir haben bis jetzt angenommen, dass die Beziehung zwischen dem Niveau der Arbeitslosigkeit und der Veränderung der Inflationsrate linear ist. Diese Hypothese wird nicht von allen Autoren geteilt. Akerlof et al. (1996) vertreten die Ansicht,

Veränderung der Inflation und Arbeitslosigkeit 1978–1997 (Jahresdurchschnitte)

Grafik 3



6 Für die Vereinigten Staaten, wo das Konzept der NAIRU auf breite Resonanz stösst, weisen Staiger, Stock und Watson (1997) bei einem Signifikanzniveau von 95% ein Vertrauensintervall von 4,3%–7,3% für die letzten Jahre aus. Für Kanada

kommen Setterfield, Gordon und Osberg (1992, S. 134) zu folgendem Schluss: «It is therefore our conclusion that even the best available technology fails to recommend any consensus value of the NAIRU in Canada.»



	1978:4– 1981:1	1981:1– 1990:2	1990:2– 1997:4	1990:2– 1993:4	1993:4– 1997:4	1993:4– 1997:4
	1	2	3	4	5	6
Konstante	<b>0.04579*</b> (0.0195)	<b>0.01097*</b> (0.0057)	<b>0.00809*</b> (0.0044)	<b>0.01483*</b> (0.0074)	<b>0.10535**</b> (0.0435)	<b>0.08405**</b> (0.0375)
$u_{t-1}$	<b>-0.14547**</b> (0.0564)	<b>-0.01564*</b> (0.0078)	<b>-0.00483***</b> (0.0013)	<b>-0.00728**</b> (0.0028)	<b>-0.02604**</b> (0.0093)	<b>-0.02139**</b> (0.0080)
$D^2p_{t-1}$ <sup>1</sup>		<b>0.66540***</b> (0.1104)	<b>0.54297***</b> (0.1761)			
$D^2p_{t-4}$	<b>-1.21722***</b> (0.2451)	<b>-0.35559***</b> (0.1227)	<b>-0.58395***</b> (0.1919)	<b>-0.48390*</b> (0.2421)	<b>-0.25932</b> (0.2076)	
ASY	<b>0.00674***</b> (0.0013)	<b>0.00079</b> (0.0006)	<b>0.00271***</b> (0.0009)	<b>0.00450***</b> (0.0010)	<b>0.00037</b> (0.0013)	
D95			<b>0.02113***</b> (0.0052)		<b>0.00971</b> (0.0080)	<b>0.01746***</b> (0.0049)
D97			<b>0.01635***</b> (0.0047)		<b>0.02530***</b> (0.0062)	<b>0.02513***</b> (0.0060)
Anzahl Beobachtungen	10	38	31	15	17	17
R <sup>2</sup>	0.929	0.704	0.771	0.869	0.824	0.795
Adjusted R <sup>2</sup>	0.894	0.668	0.713	0.834	0.744	0.747
LM test <sup>2</sup>						
erster Ordnung	0.6108	0.0179	0.0114	0.8289	0.1522	0.2270
zweiter Ordnung	0.1946	0.0345	0.0578	0.9768	0.3261	0.3197
dritter Ordnung	0.3036	0.0801	0.0663	0.6809	0.4985	0.3029
vierter Ordnung	0.0418	0.1150	0.0094	0.3317	0.1772	0.0224
<b>NAIRU</b>	<b>0,3%</b>	<b>0,7%</b>	<b>1,7%</b>	<b>2%</b>	<b>4%</b>	<b>3,9%</b>
<b>Vertrauensintervall von 95%</b>	<b>0–0,5%</b>	<b>0–2%</b>	<b>0–2,5%</b>	<b>0–2,6%</b>	<b>1,7–4,4%</b>	<b>0,8–4,3%</b>
<b>Effektive Arbeitslosenquote, Min/Max</b>	<b>0,2–0,4%</b>	<b>0,2–1,2%</b>	<b>0,5–5,4%</b>	<b>0,5–4,8%</b>	<b>4,8–5,4%</b>	<b>4,8–5,4%</b>

1 In Gleichung 3 beträgt die Verzögerung 3 Quartale.  
 2 Ein Wert von mehr als 0,05 bedeutet, dass die Nullhypothese «keine Autokorrelation» am Signifikanzniveau von 5% nicht verworfen werden kann.

\* signifikant am 10%-Niveau;  
 \*\* signifikant am 5%-Niveau;  
 \*\*\* signifikant am 1%-Niveau.  
 Die Werte in Klammern sind die Standardfehler der Schätzungen.

dass die Phillipskurve konvex ist. Dies bedeutet, dass der Anstieg der Inflation, der durch einen Rückgang der Arbeitslosenquote unter die NAIRU ausgelöst wird, stärker ist als der Rückgang der Inflation, der durch eine Arbeitslosigkeit, die über der NAIRU liegt, bewirkt wird. Eisner (1996) vertritt die entgegengesetzte These. Die Phillipskurve ist konkav, d. h. der Rückgang der Inflation, der durch die Arbeitslosenquote über der NAIRU ausgelöst wird, ist stärker als der Anstieg, der durch die Niveaus der Arbeitslosenquote unter der NAIRU verursacht wird.

Wir prüfen die Linearität mit Hilfe von Dummy-Variablen, die in die ersten drei Gleichungen von Tabelle 2 eingeführt werden. Die Dummy-Variablen  $DA$  sei gleich Null für Arbeitslosenquoten, die über der NAIRU liegen, und gleich Eins für Arbeitslosenquoten, die unter der NAIRU liegen. Für die NAIRU werden die in Tabelle 2 ausgewiesenen Werte eingesetzt. Das Produkt aus dieser Dummy-Variablen und der Arbeitslosenquote  $u_{t-1}$  wird als zusätzliche Variable in die Schätzgleichung (4) eingeführt und für die Subperioden 1978:4–1981:1, 1981:1–1990:2 und 1990:2–1997:4 geschätzt. Bei einem konvexen Verlauf der Kurve sollte der Koeffizient dieser zusätzlichen Variablen signifikant negativ, bei einem konkaven Verlauf dagegen positiv sein. Tabelle 3 zeigt, dass die Dummy-Variablen statistisch nicht signifikant sind. Die Hypothese einer linearen Beziehung kann damit nicht verworfen werden.<sup>7</sup>

7 Im Unterschied dazu hat Lüscher (1998) in schweizerischen Daten empirische Evidenz für eine nicht-lineare Phillips-Kurve gefunden. Ihre Schätzungen beziehen sich aber auf die Beziehung zwischen dem Output und der Inflation und erstrecken sich

über eine längere Periode. Zudem weisen sie generell eine viel höhere Stabilität auf als die in diesem Aufsatz geschätzte Beziehung zwischen Arbeitslosigkeit und Inflation.

	1978:4–1981:1 1	1981:1–1990:2 2	1990:2–1997:4 3
Konstante	<b>0.03031</b> (0.031)	<b>0.00678</b> (0.006)	<b>0.01279**</b> (0.006)
$u_{t-1}$	<b>-0.10250</b> (0.088)	<b>-0.01241</b> (0.008)	<b>-0.00582***</b> (0.001)
$D^2p_{t-1}$ <sup>1</sup>		<b>0.66069***</b> (0.109)	<b>0.55967***</b> (0.174)
$D^2p_{t-4}$	<b>-1.18100***</b> (0.263)	<b>-0.38346***</b> (0.123)	<b>-0.56657***</b> (0.190)
ASY	<b>0.00682***</b> (0.001)	<b>0.00058</b> (0.001)	<b>0.00281***</b> (0.001)
D95			<b>0.02153***</b> (0.005)
D97			<b>0.01728***</b> (0.005)
DA7881 · $u_{t-1}$	<b>0.0261</b> (0.039)		
DA8190 · $u_{t-1}$		<b>0.0120</b> (0.009)	
DA9097 · $u_{t-1}$			<b>-0.00691</b> (0.005)
$R^2$	0.935	0.719	0.786
Adjusted $R^2$	0.883	0.675	0.720

1 In Gleichung 3 beträgt die Verzögerung 3 Quartale.

\* signifikant am 10%-Niveau;  
 \*\* signifikant am 5%-Niveau;  
 \*\*\* signifikant am 1%-Niveau.  
 Die Werte in Klammern sind die Standardfehler der Schätzung.

## 4. Schlussfolgerungen

Viele Ökonomen vertreten die Auffassung, dass der Arbeitsmarkt über die Entwicklung der Nominallöhne einen wichtigen Einfluss auf die Inflation ausübt. Die Höhe der Arbeitslosigkeit widerspiegelt dabei die Angebots- und Nachfrageverhältnisse auf dem Arbeitsmarkt. Die NAIRU stellt diejenige Arbeitslosenquote dar, bei der vom Arbeitsmarkt her kein Druck in Richtung höherer oder tieferer Inflationsraten ausgeht. Kennt die Zentralbank die Höhe der NAIRU, so bildet die Differenz zur tatsächlichen Arbeitslosenquote einen Indikator dafür, ob sie die Geldpolitik straffen, lockern oder unverändert lassen soll.

In diesem Aufsatz ging es darum, die Höhe der strukturellen Arbeitslosigkeit in der Schweiz zu schätzen und zu prüfen, ob sich daraus nützliche Informationen für die Nationalbank ergeben. Die strukturelle Arbeitslosigkeit wurde zuerst anhand der Beveridge-Kurve und anschliessend aufgrund einer um die Inflationserwartungen erweiterten Phillipskurve geschätzt. Die Ergebnisse lassen sich in drei Punkten zusammenfassen.

Erstens bestätigen unsere Schätzungen, dass in der Schweiz zwischen der Höhe der Arbeitslosigkeit und der Inflationsrate bzw. der Veränderung der Inflation in der Regel eine negative Beziehung besteht. Die Beziehung ändert sich aber über die Zeit; in gewissen Jahren ist sie sogar positiv. Dies zeigt, dass andere Faktoren als die Entwicklung der Löhne für die Höhe der Inflation eine Rolle spielen können.

Zweitens zeigt der Aufsatz, dass bezüglich der Höhe der strukturellen Arbeitslosigkeit beträchtliche Unsicherheit besteht; dies gilt vor allem für die letzten Jahre. Die geschätzte NAIRU bewegt sich in einem Vertrauensintervall von 1,7%–4,4%. Wird die strukturelle Arbeitslosigkeit anhand der Beveridge-Kurve berechnet, so betrug sie in der Periode von 1993–1998 1,4%. Bei einer feineren Untertei-

lung der Periode schwankt sie zwischen 1,2% und 1,9%. Wenn die strukturelle Arbeitslosigkeit für die Geldpolitik von Nutzen sein soll, muss sie präzise geschätzt werden können. Die geringe Präzision der Schätzungen stellt mit anderen Worten für ihre geldpolitische Verwendbarkeit ein schweres Hindernis dar.

Drittens zeigen beide Schätzmethoden, dass die strukturelle Arbeitslosigkeit seit Mitte der achtziger Jahre gestiegen ist. Der stärkste Anstieg fand während der Rezession der neunziger Jahre statt. Den Ursachen für diese Entwicklung sollte nachgegangen werden. Es ergeben sich daraus Hinweise für die Gestaltung der Arbeitsmarkt- und die Bildungspolitik.

## Literaturverzeichnis

- Akerlof, George, William Dickens und George Perry. 1996. The Macroeconomics of Low Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 1–76.
- Ball, Laurence. 1996. Disinflation and the NAIRU. NBER Working Paper 5822. Cambridge (MA).
- Blanchard, Olivier und Lawrence F. Katz. 1996. What We Know and Do Not Know About The Natural Rate of Unemployment. NBER Working Paper 5520. Cambridge (MA).
- Chang, Roberto. 1997. Is Low Unemployment Inflationary? *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta 82/1: 4–13.
- Clark, Peter, Douglas Laxton und David Rose. 1996. Asymmetry in the US Output-Inflation Nexus. *IMF Staff Papers* 43/1: 216–251.
- De Masi, Paula und S. G. B. Henry. 1996. Aspects of The Swiss Labor Market. IMF Working Paper. Washington D.C.
- Eisner, Robert. 1996. A New View of the NAIRU. Northwestern University Working Paper.
- Espinosa-Vega, Marco A. und Steven Russel. 1997. History and Theory of the NAIRU: A Critical Review. *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Atlanta 82/2: 4–25.
- Flückiger, Yves. 1994. Analyse des causes de l'augmentation actuelle du chômage en Suisse et à Genève. Université de Genève.
- Friedman, Milton. 1968. The Role of Monetary Policy. *American Economic Review* 58: 1–17.
- Gordon, Robert J. 1996. Time Varying Nairu and Its Implications for Economic Policy. NBER Working Paper 5735. Cambridge (MA).
- King, Robert G., James H. Stock und Mark W. Watson. 1995. Temporal Instability of the Unemployment-Inflation Relationship. *Economic Perspectives*, Federal Reserve Bank of Chicago 19/3: 2–12.
- Lüscher, Barbara. 1998. Asymmetrie im Output-Inflations-Zusammenhang: Schätzergebnisse und Implikationen. Schweizerische Nationalbank: mimeo.
- Modigliani, Franco und Lucas Papademos. 1975. Targets for Monetary Policy in the Coming Year. *Brookings Papers on Economic Activity* 1: 141–163.
- OECD. 1993, 1996. OECD Economic Surveys: Switzerland. Paris.
- Scarpetta, Stefano. 1996. Le rôle des politiques du marché du travail et des dispositions institutionnelles concernant le chômage: une comparaison internationale. *Revue économique de l'OCDE* 26/1: 53–113.
- Setterfield, M. A., D. V. Gordon und L. Osberg. 1992. Searching for a Will o' Wisp – An Empirical Study of the NAIRU in Canada. *European Economic Review* 36: 199–136.
- Sheldon, George. 1993. Konjunkturelle und strukturelle Aspekte des schweizerischen Arbeitsmarkts. Bundesamt für Konjunkturfragen. Studie Nr. 16. Bern.
- Staiger, D., James H. Stock und Mark W. Watson. 1996. How Precise Are Estimates of the Natural Rate of Unemployment? NBER Working Paper 5477. Cambridge.
- Staiger, D., James H. Stock und Mark W. Watson. 1997. The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy. *Journal of Economic Perspectives* 11/1: 33–49.
- Stalder, Peter. 1994. Ungleichgewichte auf dem schweizerischen Arbeitsmarkt: eine ökonometrische Modellschätzung. *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 130/3: 445–463.
- Stiglitz, Joseph. 1997. Reflections on the Natural Rate Hypothesis. *Journal of Economic Perspectives* 11/1: 3–10.
- Zanetti, Attilio. 1997. Rigidité des prix nominaux, changements des prix relatifs et inflation. *Revue suisse d'économie politique et de statistique* 133/3: 477–496.