

# Kerninflationsraten in der Schweiz

von Sophie M. Faber, Ressort Risikomanagement,  
Schweizerische Nationalbank Zürich  
und Andreas M. Fischer, Ressort Volkswirtschaft,  
Schweizerische Nationalbank Zürich

Es besteht ein breiter Konsens darüber, dass die Inflation in der langen Frist ein monetäres Phänomen ist. Kurz- und mittelfristig kann die Inflationsrate jedoch durch verschiedene realwirtschaftliche Störungen beeinflusst werden, welche die Volatilität der Inflationsrate erhöhen. Die Zentralbank steht damit vor der Schwierigkeit, zwischen Veränderungen der Trendinflation, die monetär begründet sind, und Veränderungen des Preisniveaus, die durch reale Störungen verursacht werden, zu unterscheiden.

Die beste Lösung wäre im Prinzip, ein ökonomisch geschätztes Modell zur Bestimmung der Produktion und der Preise zu konstruieren und zu versuchen, die durch monetäre Faktoren verursachte Inflation im Rahmen dieses Modells zu identifizieren. Dieser Weg wurde beispielsweise von Eckstein (1981), der den Begriff der Kerninflation geprägt hat, und von Quah und Vahey (1995) besprochen. Problematisch bei diesem Ansatz ist allerdings, dass die Ergebnisse stark von der Wahl des Modells abhängen und keine Einigkeit darüber besteht, welches das richtige Modell ist. Ausserdem ist die modellgestützte Methode mit einem erheblichen Aufwand verbunden und einem breiten Publikum nicht leicht verständlich zu machen. Aus diesen Gründen haben sich in der Praxis einige Verfahren zur Berechnung der Kerninflation durchgesetzt, die einfacher, deren ökonomische Grundlagen allerdings auch weniger transparent sind.

Eine einfache Methode besteht darin, jene Güter aus dem Warenkorb des Konsumentenpreisindex (KPI) zu entfernen, deren Preise häufig durch temporäre und exogene Störungen beeinflusst werden. Typische Güter dieser Art sind Energieträger und Nahrungsmittel. Dieses Verfahren ist in den letzten Jahren sehr populär geworden, und viele Länder, die ein ausdrückliches Inflationsziel festgelegt haben, messen es an einem auf diese Weise bereinigten Konsumentenpreisindex.

Ein alternatives Verfahren, das von Bryan und Cecchetti (1994) vorgeschlagen wurde, besteht darin, in jeder Periode die Gütergruppen mit den extremsten Preisveränderungen nach oben und unten auszuklammern. Die Enden der Verteilung der in einer Periode beobachteten Preisveränderungen werden mit anderen Worten abgeschnitten. Die Methode wird deshalb oft als Methode des getrimmten Mittelwertes bezeichnet.

Beide Verfahren führen zu Kerninflationsraten, deren Volatilität geringer und deren Persistenz grösser ist als bei der Veränderungsrate des unbereinigten KPI. Beide beruhen nicht auf der Auswertung langer Zeitreihen, sondern auf Informationen, die der jüngsten Veränderung der KPI-Komponenten gegenüber der Vorperiode entnommen werden können. In dieser Studie wird die Frage behandelt, ob die resultierenden Kerninflationsraten einen nützlichen Indikator für die Entwicklung der Inflation in der Schweiz abgeben.

Im ersten Teil werden die beiden Ansätze zur Messung der Kerninflation diskutiert – mit einigen Erweiterungen in Richtung auf ein Verfahren, bei dem die (gewichtete) Zahl der ausgeklammerten Gütergruppen im Zeitablauf variiert. Der zweite Teil beschreibt die Verteilungseigenschaften der Preisveränderungen der KPI-Komponenten und den Verlauf der berechneten Kerninflationsraten. Im dritten Teil wird die Frage behandelt, ob die Kerninflation die Prognose der KPI-Inflation zu verbessern vermag. Ausserdem wird der Zusammenhang zwischen dem Geldmengenwachstum und sechs verschiedenen Inflationsmassen untersucht. Dabei handelt es sich um die unbereinigte KPI-Inflation, die KPI-Inflation exkl. Nahrung und Energie sowie vier Formen des getrimmten Mittelwerts der Preisveränderungen der KPI-Komponenten. Der vierte Teil enthält Schlussbemerkungen.

## 1 Methoden zur Messung der Kerninflation

### 1.1 Konsumentenpreisindex minus einzelne Komponenten

Tabelle 1 gibt eine Auswahl der von Zentralbanken wichtiger Industrieländer verwendeten Definitionen der Kerninflation. Dabei zeigt sich, dass die Zahl der ausgeschlossenen Gütergruppen relativ klein ist. Einige Zentralbanken, z.B. die Reichsbank in Schweden, weisen auch mehrere Kerninflationsraten aus.

Land:	Kerninflationsmass:
Eurogebiet/EZB	Harmonisierter Preisindex ohne Energie und unverarbeitete Nahrungsmittel
Japan	KPI ohne frische Nahrungsmittel
Kanada	KPI ohne indirekte Steuern, Nahrungsmittel und Energieträger
Schweden	KPI ohne Hypothekarzinsen, Auswirkungen von Steuern und Subventionen (=UND1); UND1 ohne Erdölprodukte (=UND2); UND1 ohne importierte Güter (=UNDINH)
Grossbritannien	Kleinhandelspreisindex (Retail Price Index) ohne Schuldzinsen
USA	KPI ohne Nahrungsmittel und Energieträger

Die am häufigsten ausgeklammerten Gütergruppen sind Energieträger und Nahrungsmittel. In einigen Ländern werden diese enger definiert und beispielsweise auf Erdölprodukte und frische Früchte und Gemüse beschränkt. Der Grund für den Ausschluss der beiden Warengruppen liegt darin, dass deren Preise überdurchschnittlich volatil sind und durch Schwankungen des Angebots dominiert werden, die ausserhalb des Einflussbereichs der Geldpolitik liegen.

Eine zweite Komponente, die oft ausgeklammert wird, sind die indirekten Steuern. Diese Komponente ist zwar in der Regel nicht sehr volatil, doch hat auch sie nichts mit der Geldpolitik oder den monetären Bedingungen zu tun. Eine Anhebung der indirekten Steuern verteuert das Güterangebot und wirkt sich damit gleich aus wie eine Verminderung des Angebots.

Eine dritte Komponente schliesslich, die ebenfalls häufig eliminiert wird, umfasst die Schuldzinsen. Der Grund liegt vor allem darin, dass ein Zinsanstieg vorübergehend zu einem Anstieg der gemessenen Teuerung führen kann. Die letztlich preisdämpfende Wirkung höherer Zinssätze wird damit verschleiert. Dieser Zusammenhang spielt vor allem in Grossbritannien eine Rolle und macht sich auch in der Schweiz (über die Wohnungsmieten) bemerkbar.

In der Schweiz publiziert das Bundesamt für Statistik (BFS) seit der Revision des Landesindex der Konsumentenpreise im Mai 2000 zwei Masse der Kerninflation. Sie beruhen auf der hier beschriebenen Strategie, den KPI-Warenkorb um einzelne Komponenten zu reduzieren. Die Kerninflation-1 des BfS

schliesst Nahrung, Getränke, Tabak, Saisonprodukte, Energie und Treibstoffe aus und umfasst 77% des ursprünglichen Warenkorbes. Die Kerninflation-2 ist als Kerninflation-1 abzüglich die Produkte mit administrierten Preisen definiert und schliesst noch 62% des KPI-Warenkorbes ein.

Der Vorteil des in diesem Abschnitt beschriebenen Ansatzes zur Berechnung der Kerninflation liegt in seiner Einfachheit. Problematisch ist, dass die KPI-Komponenten nicht aufgrund klarer Kriterien eliminiert werden. Zwar gehören Nahrungsmittel und Energieträger zu den Gruppen mit hoher Preisvolatilität, doch gibt es andere Güter mit stark schwankenden Preisen, die im Warenkorb verbleiben. Ausserdem umfassen die Gruppen Nahrungsmittel und Energieträger auch einzelne Produkte, deren Preise überhaupt nicht überdurchschnittlich volatil sind.

<sup>10</sup> Quelle: Bryan und Cecchetti (1999), Inflationsberichte und Geschäftsberichte von Zentralbanken.

## 1.2 Getrimmter Mittelwert

Ein anderes Abgrenzungskriterium haben Bryan und Cecchetti (1994) mit dem getrimmten Mittelwert vorgeschlagen. Diesem Kriterium liegen in erster Linie statistische Überlegungen zugrunde. Die Autoren gehen von der Verteilung der in einer bestimmten Periode gemessenen Preisveränderungen der verschiedenen KPI-Komponenten aus. Untersuchungen für verschiedene Länder zeigen, dass diese Veränderungen nicht normalverteilt sind. Vielmehr haben sie regelmässig zu viel Masse in den Enden (fat tails). Es ist bekannt, dass das arithmetische Mittel der Stichprobe unter diesen Umständen kein effizienter Schätzer des theoretischen Mittelwertes der Grundgesamtheit ist. Einen effizienteren Schätzer erhält man durch Eliminierung der Extremwerte auf beiden Seiten der Verteilung. Im Grenzfall, wenn auf beiden Seiten der Verteilung 50% der Beobachtungen ausgeklammert werden, erhalten wir den Median.

Ein zweites, häufig beobachtetes Merkmal der Preisveränderungen der verschiedenen KPI-Komponenten ist die Schiefe der Verteilung. Diese Schiefe kann auf verschiedene Weise erklärt werden. Eine Erklärung, die auf Ball und Mankiw (1995) zurückgeht, beruht darauf, dass Preisanpassungen Kosten verursachen. Sie werden deshalb nur dann vorgenommen, wenn die mit unveränderten Preisen verbundene Ertragsminderung die Kosten der Preisänderung übertrifft. Firmen, die den relativen Preis ihres Produktes senken wollen, werden in einer Zeit allgemein steigender Preise dazu tendieren, die Preise unverändert zu lassen, weil die relative Preissenkung im Laufe der Zeit auch ohne kostspielige Preisanpassung zustande kommt. Demgegenüber würden Firmen, die ihren relativen Preis anheben wollen, sich laufend weiter vom Optimum entfernen, wenn sie auf eine Anpassung ihrer Preise verzichteten. Sie werden deshalb die Anpassungskosten in Kauf nehmen und die Preise erhöhen. Daraus ergibt sich eine rechtsschiefe Verteilung der Preisveränderungen, deren Median tiefer liegt als der Mittelwert.<sup>1</sup> Der Mittelwert der Stichprobe würde unter diesen Bedingungen eine verzerrte Schätzung des Mittelwertes der Grundgesamtheit liefern. Durch Eliminierung der Enden der Querschnittsverteilung der Preise erhalten wir eine getrimmte Verteilung, deren Mittelwert näher beim Median liegt als der Mittelwert der unbereinigten Verteilung.<sup>2,3</sup>

Die Schweizerische Nationalbank (SNB) hat seit einigen Jahren Kerninflationsraten, die auf dem Ansatz des getrimmten Mittelwertes basieren, be-

1 Siehe Ball und Mankiw (1995), Balke und Wynne (1996) und Bryan und Cecchetti (1999) für eine weiterführende Diskussion.

2 Wenn man die Differenz zwischen Mittelwert und Median als Mass der Schiefe nimmt, ist klar, dass diese Differenz sinkt, wenn die Enden der Verteilung beschnitten werden. Im Grenzfall, in dem auf beiden Seiten je 50% gekürzt werden, ist der Mittelwert identisch mit dem Median.

rechnet und intern in der Konjunkturanalyse verwendet. Seit einiger Zeit kommentiert sie diese Kerninflationsraten auch in ihrem vierteljährlich veröffentlichten Bericht zur Wirtschafts- und Währungslage in der Schweiz.

## 1.3 Einige Definitionen

In diesem Abschnitt soll der getrimmte Mittelwert der Preisveränderungen der verschiedenen KPI-Komponenten formal dargestellt werden. Die Teuerung einer Komponente des KPI-Warenkorbes über eine Periode kann als

$$(1) \pi_{it} = \ln(p_{it}/p_{it-1}) \cdot 100$$

geschrieben werden, wobei  $p_{it}$  das Indexniveau des Gutes  $i$  im Zeitpunkt  $t$  bezeichnet. Die aggregierte Teuerung im Zeitpunkt  $t$  ist

$$(2) \pi_t = \sum_{i=1}^n \omega_i \pi_{it}$$

mit  $\omega_i > 0$  und  $\sum_{i=1}^n \omega_i = 1$ , wobei  $\omega_i$  die Gewichte der Komponenten des Preisindex bezeichnen.

Um den getrimmten gewichteten Mittelwert zu berechnen, werden die Preisveränderungen der  $n$  Komponenten so umindexiert, dass  $\pi_{1t} < \pi_{jt} \dots < \pi_{nt}$ . Weiter wird ein Parameter  $\alpha$  gewählt, der angibt, wie stark die beiden Enden der Verteilung der Preisveränderungen gekürzt werden. Der  $\alpha$ -getrimmte Mittelwert kann damit als

$$(3) \pi_{t,\alpha} = \frac{1}{1-2\alpha} \sum_{i=1}^n \omega_i \pi_{it} I_\alpha(\omega_i)$$

berechnet werden mit der Indikatorfunktion  $I_\alpha$ :

$$(4) I_\alpha(\omega_i) = \begin{cases} 1, & \text{falls } \alpha < \sum_{j=1}^i \omega_j < 1-\alpha \\ 0, & \text{andernfalls.} \end{cases}$$

Die Gleichungen (3) und (4) entsprechen dem von Bryan und Cecchetti (1994) vorgeschlagenen Schätzer der Kerninflation. Es ist einfach zu sehen, dass der Mittelwert  $\pi_{t,0}$  und der Median  $\pi_{t,0,5}$  der Verteilung der Preisveränderungen zwei Spezialfälle bilden.

3 Der getrimmte Mittelwert versucht nicht, das Problem der Verzerrung des KPI, das durch Qualitätsänderungen der Produkte und andere Faktoren verursacht wird, zu lösen. Diese Verzerrung ist der Hauptgrund dafür, dass die Zentralbanken ihr Ziel der Preisstabilität mit einer tiefen gemessenen Inflation von 1% oder 2% gleichsetzen.

Ein Problem ergibt sich dann, wenn die Verteilung permanent rechtsschief oder linksschief ist. In diesem Fall ist der getrimmte Mittelwert ein verzerrter Schätzer der Trendinflation. Liegt der Median als Spezialfall des getrimmten Mittelwerts beispielsweise permanent tiefer als der Mittelwert, so wird die Trendinflation durch den Median unterschätzt. Eine Lösung, die von Roger (1997) vorgeschlagen wurde, besteht darin, die Enden asymmetrisch zu trimmen, indem ein Zentrierungsparameter,  $c$ , in die Definition aufgenommen wird, um den Median an den Mittelwert heranzuführen. In diesem Fall muss die Indikatorfunktion in (4) als

$$(5) \quad I_{\alpha}(\omega_i) = \begin{cases} 1, & \text{falls } \alpha+c < \sum_{j=1}^i \omega_j < 1-\alpha+c \\ 0, & \text{andernfalls} \end{cases}$$

geschrieben werden, wobei  $-\alpha < c < \alpha$ . Roger (1997) gibt verschiedene Prozeduren an, um  $c$  zu identifizieren.

## 1.4 Strategien zur Bestimmung des Trimm-Parameters

Die einfachste Strategie zur Bestimmung des Trimm-Parameters besteht darin, willkürlich einen Wert für  $\alpha$  festzulegen. Dabei bietet sich der Median an, der ein gut bekanntes statistisches Konzept ist und deshalb leicht zu kommunizieren ist. Allerdings würde man damit das Risiko eingehen, dass der Median nicht der optimal getrimmte Mittelwert ist.

Bryan und Cecchetti (1994, 1997) haben vorgeschlagen,  $\alpha$  so zu wählen, dass die Summe der quadrierten Abweichungen des getrimmten Mittelwertes von einem gleitenden Mittel der KPI-Inflation minimiert wird. Dabei wird das gleitende Mittel über 12 Quartale gebildet.

Wir haben in der Vergangenheit oft eine dritte Möglichkeit gewählt, die darin besteht,  $\alpha$  so zu bestimmen, dass die Varianz des getrimmten Mittelwertes über den Beobachtungszeitraum minimiert wird. Dies kann als

$$(6) \quad \min_{\alpha} \left( \sum_{t=1}^T \frac{(\pi_{t,\alpha} - \bar{\pi}_{\alpha})^2}{T} \right)$$

geschrieben werden,  $\bar{\pi}_{\alpha} = \sum_{t=1}^T \frac{\pi_{t,\alpha}}{T}$  der Stichprobendurchschnitt von  $\pi_{t,\alpha}$  ist.

Ein Nachteil dieser Selektionsstrategie ist, dass sie Varianzen unterstellt, die über die Zeit stabil sind. Empirische Studien haben dagegen für mehrere Länder gezeigt, dass diese Annahme in der Regel nicht erfüllt ist.<sup>4</sup> Als möglichen Grund gibt Johnson (1999) Veränderungen des geldpolitischen Regimes und des daraus resultierenden Inflationsprozesses an.

Eine allgemeinere Form der Strategie besteht deshalb darin,  $\alpha$  über die Zeit variieren zu lassen. In diesem Fall kann  $\alpha(t)$  mit Hilfe einer rollenden Prozedur bestimmt werden, in der die Varianz über  $m$  Perioden minimiert wird. Damit ergibt sich

$$(7) \quad \min_{\alpha(t)} \left( \sum_{s=t-m+1}^t \frac{(\pi_{s,\alpha(t)} - \bar{\pi}_{\alpha(t)})^2}{m} \right).$$

wobei  $\bar{\pi}_{\alpha(t)} = \sum_{s=t-m+1}^t \frac{\pi_{s,\alpha(t)}}{m}$ . In einer Stichprobe von  $T$  Perioden können also  $T-m$  Werte von  $\alpha$  bestimmt werden.<sup>5</sup>

4 Siehe Johnson (1999) für Kanada und Coimbra und Neves (1997) für Portugal.

5 Bryan, Cecchetti und Wiggins (1997) entwickeln einen im Zeitablauf variierenden getrimmten Mittelwert und zeigen für den KPI der USA mit 36 Komponenten, dass  $\alpha$  für  $m=40$  im Zeitablauf ziemlich stabil ist.

## 2 Berechnungen der Kerninflation in der Schweiz

In diesem Abschnitt werden zunächst die Verteilungseigenschaften der Preisveränderungen der schweizerischen KPI-Komponenten grafisch dargestellt. Die Gewichtung der 201 Komponenten entspricht jener des 1993 revidierten Landesindex der Konsumentenpreise. Die Daten decken den Zeitraum vom zweiten Quartal 1983 bis zum ersten Quartal 2000 ab.<sup>6</sup> Die Untersuchung bezieht sich auf Quartalszahlen, da ein Teil der Güterpreise nur einmal pro Quartal erhoben wird.<sup>7</sup> Alle Quartalszahlen sind als Durchschnitte aus Monatswerten berechnet.

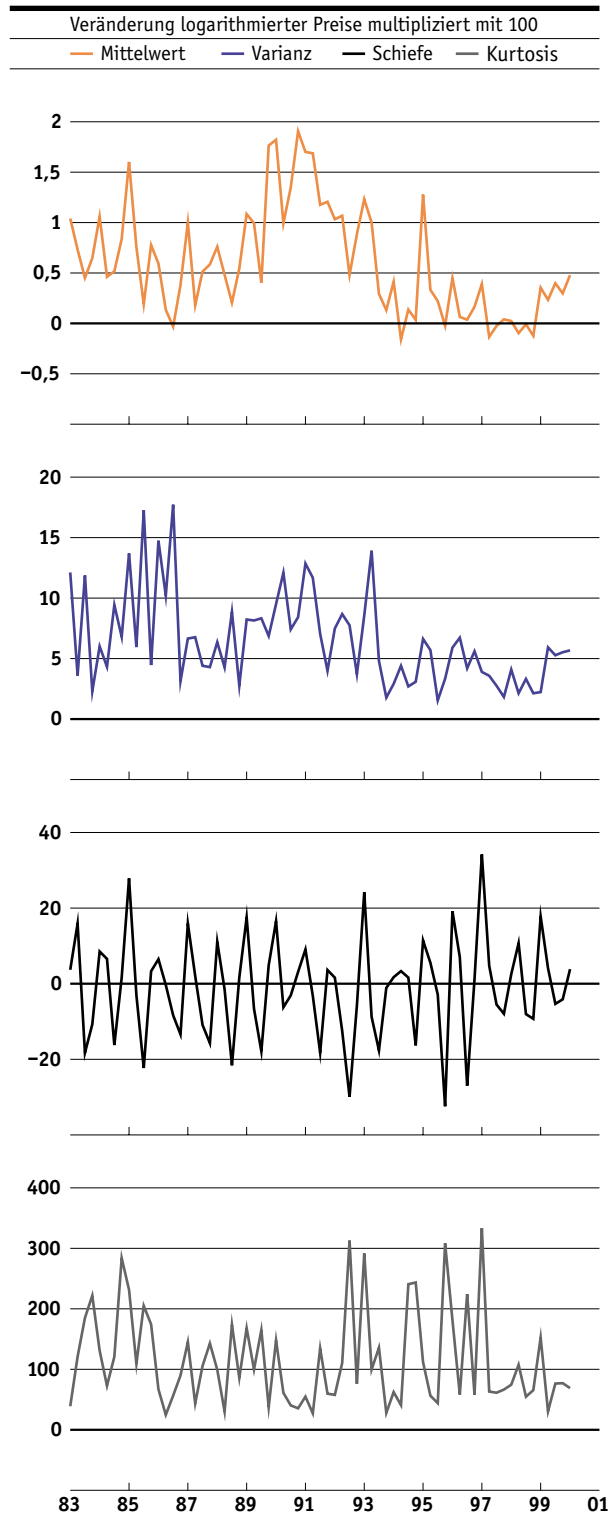
Grafik 1 zeigt den Verlauf der ersten vier Momente der Querschnittsverteilung der Preisveränderungen der KPI-Komponenten gegenüber dem Vorquartal. Auffallend sind die Inflationszyklen der frühen achtziger und neunziger Jahre, die das Profil des Mittelwerts dominieren. Es gibt keine Hinweise auf eine langfristige Schiefe, weshalb darauf verzichtet werden kann, die Verteilung wie in Gleichung (5) zu zentrieren. Die Kurtosis weicht deutlich von Null ab, d. h. die Verteilung hat zu viel Masse in den Enden (*fat tails*). Sie ist ausserdem in der kurzen Frist ziemlich volatil, was für eine Korrektur mit einem im Zeitablauf variierenden Trimmparameter,  $\alpha(t)$ , spricht.

Wir haben zur Bestimmung des Trimmparameters  $\alpha$  das Verfahren von Cecchetti und Bryan (1994, 1999) und unser Varianz-Kriterium verwendet. Nach dem ersten Verfahren erhalten wir die geringste Abweichung des getrimmten Mittelwertes von seinem gleitenden Mittel (12 Quartale) bei  $\alpha = 0,32$ . Das Varianzkriterium ergibt nur einen geringfügig höheren optimalen Wert ( $\alpha = 0,40$ ). Beide Resultate liegen recht nahe beim Median. Wenn wir die Entwicklung der Varianz der resultierenden Zeitreihe des getrimmten Mittelwertes in Funktion von  $\alpha$  betrachten, so fällt ausserdem auf, dass die Varianz von 0,29 bei  $\alpha = 0$  rasch auf 0,19 bei  $\alpha = 0,15$  fällt. Anschliessend verläuft sie bis  $\alpha = 0,5$  (Median) ziemlich flach. Die minimale Varianz bei  $\alpha = 0,40$  beträgt 0,17.

<sup>6</sup> Wir verzichten auf eine Saisonbereinigung der Daten, da sehr wenige KPI-Komponenten ein deterministisches saisonales Muster aufweisen, das über die Zeit konstant ist.

<sup>7</sup> Eine Ausnahme sind die Wohnungsmieten, die bis 1993 nur zwei Mal pro Jahr erhoben wurden.

Querschnittsverteilung der Preisveränderungen der KPI-Komponenten Grafik 1

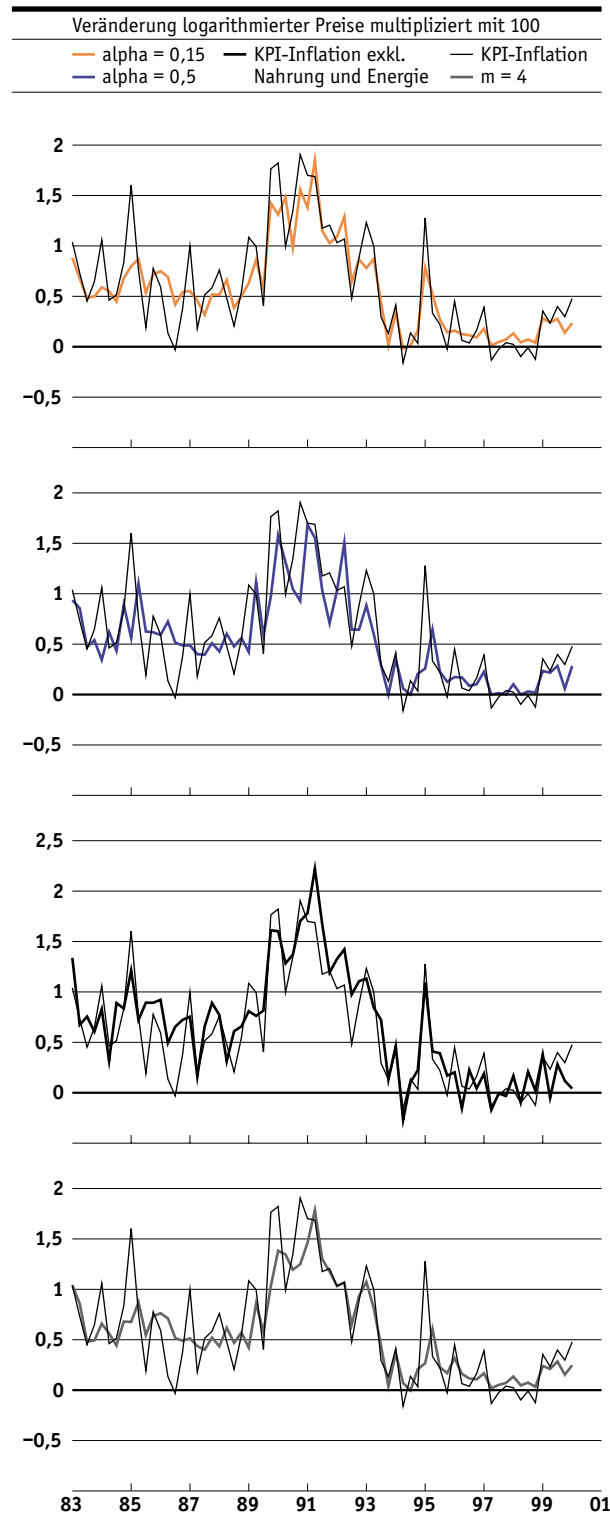


In unserer vergleichenden Betrachtung der verschiedenen Kerninflationsmasse verwenden wir die getrimmten Mittelwerte mit  $\alpha = 0,15$ ,  $\alpha = 0,40$  und  $\alpha = 0,50$  (Median) sowie den  $\alpha(t)$ -getrimmten Mittelwert mit  $m = 4$  als Definitionen der Kerninflation. Als weiteres Mass der Kerninflation wird der Mittelwert der Preisveränderungen der KPI-Komponenten ohne Nahrung, Getränke, Tabak, Saisonprodukte, Energie und Treibstoffe berechnet. Diese Definition orientiert sich an der Kerninflation-1 des BfS. Im folgenden wird sie vereinfachend als KPI-Inflation exkl. Nahrung und Energie bezeichnet.<sup>8</sup>

Tabelle 2 zeigt den Mittelwert und die Varianz der KPI-Inflation und der fünf Kerninflationsmasse im Zeitraum 1983:2 bis 2000:1. Damit die KPI-Inflation mit den Kerninflationsmassen verglichen werden kann, wird sie basierend auf dem Warenkorb 1993 als Mittelwert der Preisveränderungen der KPI-Komponenten mit  $\alpha = 0$  berechnet.<sup>9</sup> Alle Inflationsraten werden als Quartalsveränderungsraten ausgewiesen. Die grössten Differenzen sind bei den Varianzen sichtbar. Die Varianzen der getrimmten Mittelwerte liegen um rund 40% unter jenen der KPI-Inflation oder der KPI-Inflation exkl. Nahrung und Energie. Dasselbe Bild ergibt sich in Grafik 2, die vier verschiedene Kerninflationsmasse jeweils paarweise mit der KPI-Inflation zeigt: Die getrimmten Mittelwerte weisen ein glatteres Profil auf als die KPI-Inflation mit oder ohne Nahrung und Energie.

Kerninflation versus KPI-Inflation

Grafik 2



8 Damit die Vergleichbarkeit mit den  $\alpha$ -getrimmten Mittelwerten gewahrt bleibt, wird die KPI-Inflation exkl. Nahrung und Energie als gewichtete Veränderung der logarithmierten Güterpreise berechnet (siehe Gleichung 2). Der Ausschluss der Saisonprodukte folgt der Liste der Produkte, die das BfS basierend auf dem Warenkorb 2000 für die Berech-

nung der Kerninflation-1 zusammengestellt hat. Falls das Saisonmuster von Produkten, die gemäss Definition der Kerninflation-1 nicht als Saisonprodukte zählen, im Index 1982 oder im Index 1993 ausgeprägter war, ist es möglich, dass wir die Zahl der Saisonprodukte zu tief angesetzt haben.

9 Zwischen der hier verwendeten Definition der KPI-Inflation und der offiziellen, am Landesindex der Konsumentenpreise gemessenen Inflationsrate ergeben sich aus drei Gründen geringfügige Differenzen. Erstens wurde der Landesindex in den Jahren 1982 und 1993 (und 2000) revidiert, während wir im ganzen Beobachtungszeitraum die Gewichte

des Warenkorbes 1993 verwenden. Zweitens kalkulieren wir die KPI-Teuerung als gewichtete Veränderung der Güterpreise (Gleichung 2) und nicht als Veränderung der gewichteten Güterpreise (aggregierte Preisniveaus). Drittens approximieren wir die Teuerungsrate mit der Veränderung logarithmierter Preise (multipliziert mit 100).

	KPI-Inflation (Mittelwert mit $\alpha = 0$ )	$\alpha$ -getrimmter Mittelwert mit $\alpha = 0,15$	$\alpha$ -getrimmter Mittelwert mit $\alpha = 0,4$	$\alpha$ -getrimmter Mittelwert mit $\alpha = 0,4$ (Median)	$\alpha(t)$ -getrimmter Mittelwert mit $m = 4$	KPI-Inflation exkl. Nahrung und Energie
Mittelwert	0,59	0,56	0,53	0,52	0,55	0,66
Varianz	0,29	0,19	0,17	0,18	0,17	0,30

 $\bar{R}^2$ -Werte von KPI-Regressionsgleichungen 1983:2-2000:1

Tabelle 3

$$\pi_{t,g}^{CPI} = \alpha + \sum_{b=0}^3 \beta_b \cdot \pi_{t-b}$$

	$\pi_t$					
	KPI-Inflation (Mittelwert mit $\alpha = 0$ )	$\alpha$ -getrimmter Mittelwert mit $\alpha = 0,15$	$\alpha$ -getrimmter Mittelwert mit $\alpha = 0,4$	$\alpha$ -getrimmter Mittelwert mit $\alpha = 0,5$ (Median)	$\alpha(t)$ -getrimmter Mittelwert mit $m = 4$	KPI-Inflation ohne Nahrung und Energie
$g = 1$	0,50	0,45	0,45	0,47	0,43	0,54
$g = 4$	0,53	0,55	0,55	0,57	0,53	0,50
$g = 8$	0,15	0,19	0,18	0,17	0,19	0,16
$g = 12$	-0,04	-0,03	-0,03	-0,03	-0,04	-0,05

### 3 Regressionsresultate

#### 3.1 Prognostizieren der KPI-Inflation

Die Messung der Kerninflation soll den Zentralbanken helfen, eine Veränderung der monetär induzierten Trendinflation rechtzeitig zu erkennen. Um zu sehen, wie hoch die verschiedenen Inflationsmasse mit der künftigen KPI-Inflation korreliert sind, betrachten wir die Regressionsresultate der folgenden Inflationsgleichungen:

$$(8) \quad \pi_{t,g}^{CPI} = \alpha + \sum_{b=0}^3 \beta_b \cdot \pi_{t-b}$$

wobei  $\pi_t^{CPI}$  die KPI-Inflation und  $\pi_t$ , eines der zur Auswahl stehenden Inflationsmasse bezeichnen. Der Prognosehorizont,  $g$ , reicht von einem Quartal bis zu drei Jahren mit

$$\pi_{t,g}^{CPI} = \pi_{t+1}^{CPI} \text{ für } g=1 \text{ und } \pi_{t,g}^{CPI} = \frac{1}{4} \cdot \sum_{n=g-3}^g \pi_{t+n}^{CPI} \text{ für } g > 1.$$

Tabelle 3 fasst die  $\bar{R}^2$ -Statistik für sechs verschiedene Inflationsmasse und vier verschiedene Prognosehorizonte zusammen (24 Regressionen). Die Resultate zeigen, dass der Erklärungsgehalt der Gleichungen mit wachsendem Prognosehorizont sinkt.

Sie deuten ausserdem darauf hin, dass die getrimmten Mittelwerte den künftigen Verlauf der KPI-Inflation im Allgemeinen besser zu erklären vermögen als die KPI-Inflation selber oder die KPI-Inflation exkl. Nahrung und Energie. Nur in der kurzen Frist ( $g = 1$ ) schneiden die getrimmten Mittelwerte schlechter ab.

#### 3.2 Prognostizieren der Kerninflation

In diesem Abschnitt wenden wir uns der Prognostizierbarkeit der Kerninflation zu. Verschiedene Zentralbanken haben ihr Inflationsziel anhand der Kerninflation definiert. Aber auch Zentralbanken, die kein Inflationsziel festgelegt haben oder dieses nicht an der Kerninflation messen, haben ein Interesse daran, die Prognostizierbarkeit einer Variablen, welche die monetär induzierte Trendinflation approximieren soll, zu kennen. In der Schweiz hat sich die Geldmenge  $M_3$  über viele Jahre als nützlicher Indikator für die mittel- und langfristige Inflationsentwicklung erwiesen. Aus diesem Grund konzentrieren wir uns hier auf die Frage, ob das Wachstum der Geldmenge  $M_3$  enger mit den berechneten fünf Kerninflationsmassen korreliert ist als mit der KPI-Inflation.



Die Regressionsgleichungen lauten

$$(9) \quad \pi_{t,g} = \alpha + \sum_{h=0}^3 \gamma_h \pi_{t-h} + \sum_{h=0}^3 \beta_h \Delta M3_{t-h},$$

wobei  $\Delta M3_t = \ln(M3_t/M3_{t-1}) \cdot 100$ . Tabelle 4 gibt die Resultate für vier verschiedene Prognosehorizonte und sechs verschiedene Inflationsdefinitionen an. Für jede der 24 Kombinationen werden drei Statistiken ausgewiesen. Die erste gibt die  $p$ -Werte eines  $F$ -Tests der Hypothese an, dass die Koeffizienten der vier  $M_3$ -Wachstumsraten in Gleichung (9) alle gleich Null sind. Die Resultate zeigen, dass das  $M_3$ -Wachstum bei einem Prognosehorizont von zwei und drei Jahren den Erklärungsgehalt aller Inflationsgleichungen verbessert.

Um zu sehen, mit welchem Mass der Inflation das Geldmengenwachstum am engsten (partiell) korreliert ist, vergleichen wir die  $\bar{R}^2$ -Werte der Schätzgleichung (9) mit und ohne Geldmenge  $M_3$ . Die in runde Klammern gesetzten Zahlen sind die  $\bar{R}^2$ -Werte der Regressionen mit  $M_3$ , während die in eckige Klammern gesetzten Zahlen die  $\bar{R}^2$ -Werte der Regressionen ohne  $M_3$  angeben.

Die Ergebnisse zeigen, dass das  $M_3$ -Wachstum bei langen Prognosehorizonten ( $g = 12$ ) enger mit den  $\alpha$ -getrimmten Mittelwerten korreliert als mit der KPI-Inflation oder der KPI-Inflation exkl. Nahrung und Energie. Die Differenz zwischen den  $\bar{R}^2$ -Werten der Schätzgleichungen mit und ohne  $M_3$  ist in den Regressionen zur Erklärung der getrimmten Mittelwerte immer grösser. Ausserdem weisen die Regressionen zur Erklärung der getrimmten Mittelwerte generell ein höheres  $\bar{R}^2$  aus als jene zur Erklärung der KPI-Inflation. Das glattere Profil des getrimmten Mittelwertes erleichtert mit anderen Worten die Prognose.

Inflationsgleichungen mit und ohne  $M_3$  1983:2-2000:1

Tabelle 4

$$\pi_{t,g} = \alpha + \sum_{h=0}^3 \beta_h \cdot \pi_{t-h} + \sum_{h=0}^3 \delta_h \cdot \Delta M3_{t-h}$$

	$\pi_t$					KPI-Inflation ohne Nahrung und Energie
	KPI-Inflation (Mittelwert mit $\alpha = 0$ )	$\alpha$ -getrimmter Mittelwert mit $\alpha = 0,15$	$\alpha$ -getrimmter Mittelwert mit $\alpha = 0,4$	$\alpha$ -getrimmter Mittelwert mit $\alpha = 0,5$ (Median)	$\alpha(t)$ -getrimmter Mittelwert mit $m = 4$	
$g = 1$	0,46 (0,51) [0,51]	0,57 (0,71) [0,72]	0,30 (0,69) [0,69]	0,34 (0,64) [0,64]	0,25 (0,78) [0,78]	0,68 (0,69) [0,70]
$g = 4$	0,27 (0,54) [0,53]	0,27 (0,67) [0,66]	0,39 (0,68) [0,68]	0,29 (0,66) [0,66]	0,60 (0,73) [0,74]	0,16 (0,66) [0,64]
$g = 8$	0,00 (0,47) [0,15]	0,00 (0,48) [0,22]	0,00 (0,45) [0,22]	0,00 (0,44) [0,20]	0,00 (0,47) [0,25]	0,00 (0,47) [0,24]
$g = 12$	0,00 (0,50) [-0,04]	0,00 (0,55) [-0,02]	0,00 (0,58) [-0,02]	0,00 (0,60) [-0,03]	0,00 (0,54) [-0,02]	0,00 (0,48) [-0,03]

11 Der erste Wert ist jeweils der  $p$ -Wert eines  $F$ -Tests für die  $\Delta M3$  (mit Newey-West Korrektur). Der zweite Wert (in runden Klammern) ist der  $\bar{R}^2$ -Wert einer Regression mit  $\pi$  und  $\Delta M3$ . Der dritte Wert (in eckigen Klammern) ist der  $\bar{R}^2$ -Wert einer Regression nur mit den vier  $\pi$  als erklärenden Variablen.

## 4 Schlussbemerkungen

In dieser Studie wurde die Beziehung verschiedener mit Schweizer Daten berechneter Kerninflationsmasse zur KPI-Inflation und zum Wachstum der Geldmenge  $M_3$  untersucht. Die Resultate zeigen, dass das Wachstum von  $M_3$  über lange Prognosehorizonte mit den meisten Definitionen der Kerninflationsraten enger korreliert ist als mit der KPI-Inflation. Die Resultate deuten ausserdem darauf hin, dass einige Definitionen der Kerninflation den schweizerischen KPI etwas besser zu prognostizieren vermögen als der KPI selber.

Unter den verschiedenen Kerninflationsmassen erhalten wir die ermutigendsten Ergebnisse für die  $\alpha$ -getrimmten Mittelwerte. Dies gilt sowohl für die Korrelationen zwischen Kerninflation und Geldmenge  $M_3$  als auch für jene zwischen KPI-Inflation und Kerninflation. Ausserdem fällt auf, dass es jenseits einer Schwelle keine grosse Rolle zu spielen scheint, wie gross  $\alpha$  gewählt wird.

Die Unterschiede zwischen den Resultaten der Regressionen mit der KPI-Inflation und der Kerninflation sind allerdings verhältnismässig klein. Dies bedeutet keineswegs, dass die Kerninflation nicht ein nützliches Konzept für die Geldpolitik sein kann. Die Zentralbanken stehen immer vor der Frage, welche Faktoren eine aktuelle Veränderung des Preisniveaus verursacht haben und wie darauf zu reagieren ist. Sie werden deshalb nicht nur die Entwicklung der Preisindizes insgesamt, sondern auch die Entwicklung der Komponenten dieser Indizes verfolgen, um daraus Informationen über die Kräfte, die auf das Preisniveau wirken, zu ziehen. In diesem Rahmen können Kerninflationsraten, die nur einen Teil der Komponenten des KPI berücksichtigen, eine nützliche Rolle spielen. Auch Kerninflationsraten sind jedoch nicht mehr als Indikatoren, die interpretiert werden müssen. Beim heutigen Wissensstand ist es deshalb keineswegs zwingend, sich auf eine einzelne Definition der Kerninflation festzulegen.

## 5 Literaturverzeichnis

Balke, Nathan S., und Mark W. Wynne. 1996. Supply Shocks and Distribution of Price Changes. Federal Reserve Bank of Dallas, Economic Review, (First Quarter): 10–18.

Ball, Laurence, und N. Gregory Mankiw. 1995. Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks. Quarterly Journal of Economics 110(1): 161–193.

Bryan, Michael F., und Stephen G. Cecchetti. 1994. Measuring Core Inflation. In: N.G. Mankiw (Hrsg.), Monetary Policy, 195–215. Chicago: University of Chicago Press.

Bryan, Michael F., und Stephen G. Cecchetti. 1999. The Monthly Measurement of Core Inflation in Japan. Monetary and Economic Studies 17(1): 77–101.

Bryan, Michael F., Stephen G. Cecchetti und Rodney L. Wiggins. 1997. Efficient Inflation Estimation. NBER Working Paper Nr. 6183.

Cecchetti, Stephen G. 1997. Measuring Short-Run Inflation for Central Bankers. Federal Reserve Bank of St. Louis, Review 79(3): 143–156.

Coimbra, Carlos, und Pedro Duarte Neves. 1997. Trend Inflation Indicators. Banco de Portugal, Economic Bulletin 3(1): 33–45.

Johnson, Marianne. 1999. Core Inflation: A Measure of Inflation for Policy Purposes. Bank of Canada, Manuskript.

Quah, Danny, und Shaun P. Vahey. 1995. Measuring Core Inflation. Economic Journal 105(432): 1130–1144.

Roger, Scott. 1997. A Robust Measure of Core Inflation in New Zealand. Reserve Bank of New Zealand. Discussion Paper G97/7.