

フィリップス曲線の傾きはなだらかになったか：展望*

千 田 隆

1. 序

1. 1 問題の背景

1980年代のバブル経済期、わが国の実体経済は明らかに過熱気味であったと考えられる。しかし、経済の過熱状態が何年も持続したにもかかわらず、インフレ率はようやくバブル期後期にわずかに上昇したにとどまった。また、最近の日本経済においても、政府および日銀が産出ギャップについてゼロ近傍からプラスに転じたと判断しているにもかかわらず、インフレ率の上昇はごく限られたものとなっている。

このように経済が過熱しているにもかかわらずインフレ率が上昇しない現象は、産出ギャップに対するインフレの感応度の低下、もしくは、フィリップス曲線の傾きの低下として捉えることができる。

産出ギャップに対するインフレの感応度の低下は、日本においてのみ観察されるものではない。実際、米国をはじめとする多くの国で、近年フィリップス曲線の傾きがなだらかになったとの報告がなされている。例えば、Kohn (2005) は、未だ議論の余地があると断った上で、近年インフレが産出ギャップにあまり反応しなくなっている可能性があることを示唆している。連銀スタッフの推計結果より、1980年代半ばに2～3であった犠牲率 (sacrifice ratio) が現在4あたりまで上昇しているとしている。そして、このことは、需要が供給を上回ってもインフレ率は上昇しにくい、いったんインフレ率が上昇してしまうと元の水準に引き下げることは難しくなることを意味していると指摘する。

Mishkin (2007) は、最近のインフレ・ダイナミックスの変化について、①インフレに対するインフレ・ショックの効果の持続性が低下している

こと、②フィリップス曲線の傾きがなだらかになっていること、そして③他の経済ショック (例えば、石油ショック) に対するインフレの感応度が低下していることを指摘している。そして、このようなインフレ・ダイナミックスの変化は、インフレ期待の安定化によるものであるとしている。

また、Bermanke (2007) は、インフレ・ダイナミックスの変化とインフレ期待の安定化との間の研究をさらに進展させるために、3つの問題提起をおこなっている。すなわち、(1) 中央銀行が公衆のインフレ期待をモニターする最善の方法は何か、(2) インフレ期待の変化が実際の価格付け行動にどのように反映されているか、そして(3) インフレ期待の水準やインフレ期待の安定化の程度は、どのような要因の影響を受けるか、である¹。

1. 2 産出ギャップに対するインフレの感応度に関する実証研究

産出ギャップに対するインフレの感応度の低下について、筆者は、「フィリップス曲線の傾き」と「犠牲率」を用いて実証分析を行っている。

まず、拙稿 (2005) において、20のOECD諸国についてフィリップス曲線の傾きを推定した。推定したフィリップス曲線は、

$$\pi_t = \pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} + \delta Oildummy_t + e_t$$

である。ここで、 π はCPIより計算したインフレ率、 y は産出ギャップ、そして $Oildummy$ は1974年、1979年、および1980年に1、1986年に-1、そしてそれ以外で0をとるダミー変数である。全標本期間1960-2000年を2つのサブ・サンプル(前半期と後半期)に分け、それぞれについてフィリップス曲線を推定した。サブ・サンプルの分け方は、金融政策反応関数の変化に基づき、各国ごとに設定した。例えば、日本の前半期は1960-

* 本稿は平成17-18年度科学研究費補助金 (課題番号17530243) による研究成果の一部である。

¹ インフレ期待の安定化の程度に関する実証研究として、Stock and Watson (2007) およびNason (2006) がある。

1985年、後半期は1986-2000年である。結果は表1に示されている。例えば、日本の係数は前半期の0.44から後半期の0.14へと減少している。また、一部推定値が得られなかった国もあるが、フィリップス曲線の傾きの平均値は前半期の0.40から後半期の0.29へと低下している。

また、拙稿(2006)では、前向きの期待形成を含めた3本の連立方程式(動的IS曲線、フィリップス曲線、およびテイラールール)を推定することにより、フィリップス曲線の傾きを求めた。ただし、利子率のデータが一部利用可能でなかった国があるため推定できなかった期間がある。結果は表2の通りであり、例えば、日本の係数は前半期の0.32から後半期の0.12へと減少している。また、フィリップス曲線の傾きの平均値は前半期の0.62から後半期の0.10へと低下している。

産出ギャップに対するインフレの感応度を測る別の尺度として「犠牲率(sacrifice ratio)」がある。

表1 フィリップス曲線の傾きの推定値、1960-2000年

国名	前半	後半
オーストラリア	0.300	0.210
オーストリア	0.090	0.228
ベルギー	0.022	0.417
カナダ	-0.175	0.218
デンマーク	0.753	0.195
フィンランド	0.287	-0.069
フランス	0.191	0.285
ドイツ	0.657	--
アイルランド	1.274	0.370
イタリア	-0.025	0.428
日本	0.439	0.135
オランダ	0.212	0.462
ニュージーランド	0.104	0.320
ノルウェー	-0.016	0.435
ポルトガル	0.471	1.189
スペイン	0.126	0.239
スウェーデン	0.477	0.012
スイス	0.051	-0.035
英国	2.397	0.328
米国	0.319	0.226
平均	0.398	0.294

出所：拙稿(2005)のTable 3。

表2 フィリップス曲線の傾きの推定値、1960-2000年

国名	前半	後半
オーストラリア	--	0.085
オーストリア	--	0.136
ベルギー	0.579	0.045
カナダ	0.471	0.094
フィンランド	--	0.043
フランス	0.317	0.075
ドイツ	0.406	--
イタリア	0.438	0.146
日本	0.320	0.118
オランダ	0.533	0.111
ニュージーランド	--	0.110
ポルトガル	--	0.258
スペイン	--	0.037
スウェーデン	0.824	0.051
スイス	0.147	0.219
英国	2.290	0.169
米国	0.495	0.062
平均	0.620	0.103

出所：拙稿(2006)のTable 3。

犠牲率は、インフレ率を1%引き下げるために必要とされる産出の損失と定義される。つまり、犠牲率が大きい国ほど、産出ギャップに対するインフレの感応度が低いといえる。

近年になって、犠牲率は上昇しているのだろうか。Zhang(2005, p. 246)は、G-7諸国の犠牲率が1990年代に上昇したという結果を報告している。G-7諸国の犠牲率の平均値は、1960年代が2.03、1970年代が1.84、1980年代が1.26、そして1990年代が5.88となっている。また、米国の犠牲率の平均値については、1960年代が3.46、1970年代が0.50、1980年代が2.79、そして1990年代が7.72となっている。

筆者も未発表の論文において、OECD諸国の犠牲率を計算している。OECD諸国の犠牲率の平均値は、1960年代が0.90、1970年代が1.24、1980年代が0.90、そして1990年代が1.82である。米国の犠牲率は、1960年代が2.70、1970年代が1.84、1980年代が1.98、1990年代が4.11である。この研究においても、1990年代のOECD諸国および米国において犠牲率が上昇したという結果が得られて

いる。

この研究ノートの目的は、産出ギャップに対するインフレの感応度やフィリップス曲線の傾きに関する最近の実証研究を展望するものである。本稿の構成は以下の通りである。まず、第2節で米国を対象とした実証研究を検討する。つぎに、第3節で先進諸国を対象とした実証研究を概観する。第4節は、まとめである。

2. 米国を対象とした実証研究

米国を対象とした実証研究として、ここではRoberts (2006)、Williams (2006)、およびGordon (2007) を取り上げる²。

2. 1 インフレ・ラグ変数の係数の和が1になるという制約を課す場合

Roberts (2006) は、米国について2つのタイプの誘導形フィリップス曲線を推定している。標本期間を前半(1960~1983年、1960~1979年)と後半(1984~2002年)に分け、フィリップス曲線の傾きがどのように変化したかを調べている。回帰式の1つは、

$$(1) (p_t - p_{t-4}) - (p_{t-4} - p_{t-8}) = c + \alpha \left(\frac{1}{4} \sum_{i=0}^3 U_{t-i} \right)$$

である。ここで $(p_t - p_{t-4})$ はコアPCE (core personal consumption expenditures) 価格指数の4四半期間の変化率(%), U は失業率(軍人を除く)を示す。フィリップス曲線の傾きの絶対値は、

表3のパネル(a)2列目にみられるように、ほぼ半分に低下している。

失業率の代わりに産出ギャップを用いた結果が、表3パネル(a)の3、4列目に示されている。産出ギャップにはFRB/USモデルを用いて求められたものとCBO (Congressional Budget Office) によるものの2種類が使用されている。産出ギャップを用いた場合のフィリップス曲線の傾きも同様に低下しているが、失業率の場合と比べて低下の程度がやや小さくなっている。

もう1つの回帰式は、

$$(2) \pi_t = c + \gamma_1 \pi_{t-1} + \gamma_2 \pi_{t-2} + \gamma_3 \pi_{t-3}$$

$$+ (1 - \gamma_1 - \gamma_2 - \gamma_3) \pi_{t-4} + aU_t$$

と、より複雑である。ここで、 $\pi_t (= p_t - p_{t-1})$ はコアPCE価格指数の1四半期の変化率(%、年率換算)である。(1)式と同様に、インフレのラグの係数の和が1になるという制約を課している。結果は表3のパネル(b)に示されている。失業率を用いた場合、結果はパネル(a)とさほど変わりはない。

これに対して、産出ギャップを用いた場合、フィリップス曲線の傾きは標本期間の前半と後半でほとんど変化していないという結果が得られている。Robertsは、この場合でも、インフレに対する産出ギャップの効果は大幅に低下したと主張する。彼は、インフレに対する産出ギャップ効果の低下が、より複雑な回帰式においては、フィリップス曲線の傾きの低下としてではなく、インフ

表3 誘導形フィリップス曲線の傾きの変化

	失業率	産出ギャップ (FRB/US)	産出ギャップ (CBO)
(a) 単純なモデル (1)式			
1984 : Q1-2002 : Q4	-.201 (.056)	.092 (.032)	.159 (.038)
1960 : Q1-1983 : Q4	-.389 (.085)	.154 (.050)	.207 (.043)
1960 : Q1-1979 : Q4	-.378 (.155)	.130 (.095)	.180 (.080)
(b) より複雑なモデル (2)式			
1984 : Q1-2002 : Q4	-.098 (.069)	.051 (.036)	.091 (.048)
1960 : Q1-1983 : Q4	-.154 (.052)	.066 (.026)	.084 (.028)
1960 : Q1-1979 : Q4	-.157 (.075)	.056 (.038)	.076 (.038)

注) 括弧内の値は標準誤差で、Newey-West法により自己相関が調整済みである。

出所: Roberts (2006) のTable 2およびTable 3。

² 米国を対象とした実証研究には、これ以外に、Atkeson and Ohanian (2001) およびStaiger, Stock, and Watson (2001) がある。

レ・ラグの係数の変化として表れているとしている。Robertsは、より複雑な回帰式におけるインフレに対する産出ギャップ効果を計測するために、犠牲率を用いている。彼は、インフレに対する産出ギャップ効果が、標本期間の前半と比べて後半は50～67パーセントほど低下したと報告している³。

2. 2 インフレ・ラグ変数の係数の和が1になるという制約を課さない場合

Robertsの研究において、インフレに対する産出ギャップ効果の低下(すなわち、犠牲率の上昇)は、①フィリップス曲線の傾きの低下、および、②インフレのラグの係数の変化によってもたらされることが示唆された。Williams (2006) は、この点について、さらに詳細な分析を行っている。

Williams (2006) は、1980年以降の米国のデータを用い、犠牲率が1990年代初頭に上昇している(すなわち、インフレに対する産出ギャップの効果が低下している)ことを示した。そして、その原因は、フィリップス曲線の傾きの低下ではなく、インフレのラグの係数の変化によるものであるとしている。

Williamsの研究をより詳しくみてみよう。彼が推定したフィリップス曲線は

$$(3) \pi_t = \sum_{i=1}^4 \gamma_i \pi_{t-i} + \alpha U_{t-1} + \delta x_{t-1}, \quad \sum_{i=1}^4 \gamma_i = 1$$

である。ここで、 π はインフレ率、 U は失業率ギャップ(失業率からNAIRUを差し引いたもの)、そして、 x は実質輸入やエネルギー価格といったコントロール変数である。失業率ギャップは、CBOが推定したNAIRUを用いて計算されている。また、インフレ率には、コアPCE価格指数から計算されたインフレ率とコアCPIから計算されたインフレ率の2種類が用いられている⁴。インフレ・ラグについては4期前までを、失業率ギャップについては1期前のラグを含めている。インフレ・ラグ変数の係数の和が1であるという帰無仮

説は、1960年代から現在までの標本期間で棄却されていない。

Williamsはフィリップス曲線をさまざまな標本期間について推定した。具体的には、標本の終点を2006年第2四半期に固定しておいて、標本期間の開始を1980年第1四半期から1999年第4四半期の間で動かした。(3)式のようにインフレのラグ変数の係数の和が1であるという制約($\sum_{i=1}^4 \gamma_i = 1$)が課された回帰式を推定した場合、フィリップス曲線の傾きは1990年代初めに絶対値で小さくなっているという結果が得られた(Williams, 2006, Chart 2, Chart 3)。それに伴い、犠牲率も1990年代初めに上昇している。この結果はRoberts (2006)の結果と整合的である。

さらに、ここでWilliamsは、1990年代初頭以降の米国においてインフレ・ラグ変数の係数の和が1であるという制約が満たされていないという可能性について検討した。係数の和が1に近い場合、インフレに対するショックの効果は持続する。すなわち、インフレはランダムウォークのような動きをするので、いったんインフレが上昇するとインフレは高いままになる。係数の和が1を大きく下回る場合、インフレに対するショックの効果は一時的なものとなり、インフレはやがて元のトレンド水準に戻ることになる⁵。

Williamsは、(3)式に定数項を加え、さらにインフレ・ラグ変数の係数の和が1であるという制約を課さない形でフィリップス曲線を推定した。その結果、制約を課さないインフレ・ラグ変数の係数の和が、1990年代以降、コアPCEについてもコアCPIについても、大きく1を下回っていることが明らかになった。ただし、統計的には、この係数の和の低下は有意にはなっていない。

インフレ・ラグ変数の係数の和に制約を課さないで、インフレ率の計算にコアCPIを用いた場合、失業率ギャップの係数は1990年代以降は絶対値で大きくなっており、これまでの結果と逆になって

³ Robertsは、回帰式に、食料品・エネルギー価格、生産性、自然失業率の変化といったコントロール変数を加えた推定も行っている。

⁴ CPIは広く一般に用いられているが、固定ウェイト指数であるため、チェーン型指数であるPCEよりも代替バイアスが大きいという問題がある。

⁵ インフレのラグ変数の係数の和が1である場合、失業率がNAIRUを下回る(上回る)ときインフレは上昇(下落)する傾向にある。つまり、係数の和が1であるとき、インフレ率を変化させないNAIRUが存在する。よって、意味のあるNAIRUの値を推定により求める場合には、インフレのラグ変数の係数の和が1であるという制約を課す必要がある。

いる。インフレ率にコアPCEを用いた場合は、係数の和に制約を課した時と同様、失業率ギャップの係数は絶対値で小さくなっている。

2. 3 NAIRUが一定でなく、可変的 (time-varying) である場合

RobertsとWilliamsの研究は、程度の差こそあれ、1990年代以降の米国でフィリップス曲線の傾きがなだらかになったという仮説を支持するものとなっている。これに対して、前述の仮説の妥当性に疑問をなげかけた研究としてGordon (2007) がある。

まず、Gordon (2007) は、Robertsのニューケインジアン型フィリップス曲線と自身が開発したインフレの三角モデルとを比較している。Gordonの三角モデルは、

$$\pi_t = \gamma(L)\pi_{t-1} + \alpha(L)D_t + \delta(L)x_t + e_t$$

と表される。ここで、 L はラグ・オペレーターの多項式、 D_t は超過需要指数、 x_t は供給ショック変数のベクトル、そして、 e_t は自己相関のない誤差項である。三角モデルの「三角」の由来は、このフィリップス曲線がインフレの慣性、超過需要、および供給ショックの3つの要素に依存していることからきている。超過需要指数に失業率ギャップを用い、さらに、NAIRUが時間とともに変化すると仮定すると、三角モデルは、

$$\pi_t = \gamma(L)\pi_{t-1} + \alpha(L)(U_t - U_t^*) + \delta(L)x_t + e_t$$

$$U_t^* = U_t^* + \eta_t, E\eta_t = 0, \text{var}(\eta_t) = \tau^2$$

となる。インフレ・ラグについては24期前までを、失業率ギャップについては今期から4期前までのラグを含めている。供給ショックとしては、輸入の相対価格、食料品=エネルギー価格効果、生産性トレンドの変化、ニクソン・コントロールなどを含めている。インフレ率はPCEデフレータから計算されている。Gordonは、ニューケインジアン型フィリップス曲線と三角モデルとをデータとの適合度や動的シミュレーションを用いて比較し、三角モデルの方が明確に勝っているとの結果を得ている。

フィリップス曲線の傾きについて、Gordonは、90四半期のウィンドウを持つrolling regressionsを用いて、傾きの変化を調べている。全標本期間は

1962年第1四半期から2006年第4四半期までの180四半期であり、rolling regressionsのウィンドウをその半分の90四半期と設定している。その結果、rolling regressionsの開始時は1962年第1四半期から1984年第3四半期までとなる。

Gordon (2007, Figure 9) の結果によれば、まずRobertsのニューケインジアン型フィリップス曲線を用いた場合、フィリップス曲線の傾きは近年なだらかになっているようである。よって、この点ではRoberts (2006) の結果を支持するものとなっている。これに対して、三角モデルを用いた場合、失業率ギャップの係数の絶対値が最近になるにつれてむしろ大きくなっており、フィリップス曲線の傾きがなだらかになっているという結果は得られていない。Robertsと三角モデルの結果の違いを、Gordonは、RobertsのNAIRUは一定であると仮定されているのに対して、三角モデルのNAIRUは可変的であると想定されていることに求めている。

3. 先進諸国を対象とした実証研究

先進諸国を対象とした実証研究として、ここではBorio and Filardo (2007)、およびIhrig, Kamin, Lindner, and Marquez (2007) を取り上げる⁶。

Borio and Filardo (2007) は、16の先進国とユーロ圏についてフィリップス曲線を推定した。その結果によれば、多くの先進国で産出に対するインフレの感応度が低下している。推定した回帰式は、

$$\pi_t = c + \gamma\pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} + e_t$$

で、インフレについて自己回帰の項を含んでいる。ここで、 π はCPIより計算されたインフレ率、そして y は「(実質GDP-潜在実質GDP) / 潜在実質GDP」で定義される産出ギャップである。産出に対するインフレの感応度は、表4の後ろ4列にある、インフレに対する産出の1年間の効果とインフレに対する産出の2年間の効果に示されている。ここで、1年間の効果は $\alpha(1 + \gamma + \gamma^2 + \gamma^3) = \alpha \sum_{i=1}^4 \gamma^{i-1}$ より、2年間の効果は $\alpha \sum_{i=1}^2 \gamma^{i-1}$ より計算されている。標本期間の前半 (1980-1992年) と後半 (1993-2005年) を比較して分かる通り、

⁶ 先進諸国を対象とした実証研究には、この他に、Melick and Galati (2006)、IMF (2006)、およびPain, Koske, and Sollie (2006) がある。

表4 フィリップス曲線のパラメータの変化、1980-2005

$\pi_t = c + \gamma\pi_{t-1} + \alpha y_{t-1} + \varepsilon_t$								
	γ		α		インフレに対する産出の効果			
					1年間		2年間	
	80-92	93-05	80-92	93-05	80-92	93-05	80-92	93-05
米国	0.92	0.82	0.13	0.09	0.46	0.27	0.79	0.40
ユーロ圏	0.98	0.89	0.11	0.04	0.43	0.14	0.82	0.22
日本	0.90	0.65	0.07	0.15	0.24	0.35	0.40	0.41
ドイツ	0.92	0.89	0.07	0.06	0.25	0.20	0.43	0.33
フランス	0.99	0.83	0.10	0.06	0.39	0.18	0.77	0.27
英国	0.94	0.77	0.13	0.07	0.48	0.20	0.85	0.27
イタリア	0.97	0.97	0.20	0.03	0.76	0.11	1.44	0.22
カナダ	0.99	0.58	0.12	0.16	0.47	0.34	0.93	0.38
オランダ	0.99	0.86	0.10	0.05	0.39	0.19	0.77	0.30
ベルギー	0.98	0.78	0.12	0.00	0.47	-0.03	0.90	-0.04
スウェーデン	1.00	0.81	0.18	-0.04	0.72	-0.09	1.44	-0.13
スイス	0.85	0.84	0.13	0.04	0.41	0.16	0.63	0.24
スペイン	0.98	0.86	0.12	0.01	0.47	0.03	0.90	0.05
オーストラリア	0.90	0.83	0.22	0.04	0.76	0.12	1.25	0.18
オーストリア	0.91	0.87	0.23	0.21	0.80	0.69	1.35	1.09
ノルウェー	0.80	0.58	0.25	0.06	0.74	0.11	1.04	0.12
ニュージーランド	1.00	0.83	0.15	0.05	0.60	0.15	1.20	0.22

出所：Borio and Filardo (2007) のTable 1。

インフレに対する産出の1年間の効果の減少は顕著なものとなっている。

さらに、Borio and Filardoは、インフレに対する産出効果の減少が、主としてインフレの自己回帰係数 (γ) の低下によってもたらされたのか、それとも産出ギャップの係数 (α) の低下によってもたらされたのかを分析している。表4の2～5列目にあるように、産出ギャップの係数の低下と同時に、インフレの自己回帰係数もほぼすべての国で低下している。ここから、インフレに対する産出効果の減少は、 γ と α の両方の低下によってもたらされたと結論付けている。

Ihrig, Kamin, Lindner, and Marquez (2007) は、11の先進国についてフィリップス曲線を推定した。推定された式は、

$$(4) \pi_t = c + \sum_{i=1}^6 \gamma_i \pi_{t-i} + \alpha y_t + \sum_{i=0}^5 \delta_i x_{t-i}$$

である。ここで、 π は年率換算された四半期のコア・インフレ率 (パーセント表示) であり、 x は輸入価格、食料品価格、エネルギー価格、および税ダミーである。また、自由度を節約するために、係数 γ と δ に制約を課している。インフレの1期

ラグの係数 γ_1 と今期の x の係数 δ_0 には制約は課さないが、残りのインフレ・ラグと x のラグの係数にはそれぞれが等しくなるという制約を課している。(すなわち、 $\gamma_2 = \gamma_3 = \dots = \gamma_6$ 、および、 $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_5$ という制約が課される。)

表5に、サブ・サンプルである1977-1990年と1991-2005年についての各国の推定結果が示されている。他の研究と同様に、産出ギャップに対するインフレの感应度は低下したようである。1977-90年に産出ギャップの係数の推定値が正であった8ヶ国のうち、6ヶ国で1991-2005年において係数の値が低下している。

また、Ihrig et al. (2007) は、産出ギャップの係数の変化を、10年間のウインドウによるrolling regressionsによって図示している (Figure 1)。すなわち、10年分のデータを用いて、(4) 式の産出ギャップの係数 α を推定している。これらの図によっても、標本期間の前半で産出ギャップの係数が正であった国において、後半に係数の値が低下していることが確認できる。

表5 産出ギャップの係数 (α) の変化

	1977-1990	1991-2005
オーストラリア	-- --	-0.010 (0.135)
ベルギー	-0.719 (0.201)	-0.053 (0.187)
カナダ	0.301 (0.100)	0.106 (0.095)
フランス	0.317 (0.092)	0.081 (0.081)
イタリア	0.292 (0.155)	-0.115 (0.140)
日本	-0.021 (0.085)	0.131 (0.073)
オランダ	0.069 (0.101)	0.110 (0.072)
スウェーデン	0.046 (0.271)	0.041 (0.139)
スイス	0.361 (0.108)	-0.108 (0.154)
英国	0.372 (0.142)	-0.146 (0.154)
米国	0.139 (0.106)	0.187 (0.061)

注) 括弧内の値は標準誤差である。

出所: Ihrig et al. (2007) のTable 6。

4. おわりに

最近のわが国のインフレの動きを「産出ギャップに対するインフレ感応度の低下」で特徴付ける試みは十分に検討に値すると考えられる。しかし、1980年代バブル期のインフレの動きについては、インフレ感応度の低下以外の説明も考えられる。

他の有力な説明としては、1980年代半ばの急激な円高が考えられる。この急激な円高により、わが国では輸入価格が大幅に下落した (IMF, 2006, Figure 3.7)。Ball (2006) も、輸入価格の大規模かつ短期の変化は、主として為替レートの変化によってもたらされるとしている。その一方で、わが国の輸入シェア (GDPに占める輸入の割合) は他の先進諸国と比べて低く、そのため、インフレに対する輸入価格下落の効果は大きくないことに留意する必要がある (IMF, 2006, Table 3.2)。1980年代後半のわが国のインフレの動きを説明するさいには、「インフレ感応度の低下」と「円高効果」の両方を検討する必要があると考える。

References

- Atkeson, Andrew, and Lee E. Ohanian. 2001. "Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation?" Federal Reserve Bank of Minneapolis *Quarterly Review* 25, no. 1: 2-11.
- Ball, Laurence M. 2006. "Has Globalization Changed Inflation?" NBER Working Paper No. 12687, November.
- Bernanke, Ben S. 2007. "Inflation Expectations and Inflation Forecasting," speech given at the Monetary Economics Workshop of the National Bureau of Economic Research Summer Institute, Cambridge, Massachusetts, July 10.
- Borio, Claudio, and Andrew Filardo. 2007. "Globalisation and Inflation: New Cross-Country Evidence on the Global Determinants of Domestic Inflation," Bank for International Settlements Working Papers No. 227, May.
- Gordon, Robert J. 2007. "Phillips Curve Specification and the Decline in U.S. Output and Inflation Volatility," presented at the Symposium on The Phillips Curve and the Natural Rate of Unemployment, Institut für Weltwirtschaft, Kiel, Germany, June 3-4.
- Ihrig, Jane, Steven B. Kamin, Deborah Lindner, and Jaime Marquez. 2007. "Some Simple Tests of the Globalization and Inflation Hypothesis," International Finance Discussion Papers No. 891, Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, April.
- International Monetary Fund. 2006. "How Has Globalization Affected Inflation?" *World Economic Outlook*, 97-134, April.
- Kohn, Donald L. 2005. "Inflation Modeling: A Policymaker's Perspective," speech given at Quantitative Evidence on Price Determination Conference, Washington, D.C., September 29.
- Melick, William, and Gabriele Galati. 2006. "The Evolving Inflation Process: An Overview," Bank for International Settlements Working Papers No. 196, February.
- Mishkin, Frederic S. 2007. "Inflation Dynamics," NBER Working Paper No. 13147, June.
- Nason, James. 2006. "Instability in U.S. Inflation:

- 1967-2005," Federal Reserve Bank of Atlanta
Economic Review 91 (Second Quarter): 39-59.
- Pain, Nigel, Isabell Koske, and Marte Sollie. 2006.
"Globalisation and Inflation in the OECD
Economies," OECD Economic Department
Working Paper No. 524, November.
- Roberts, John M. 2006. "Monetary Policy and
Inflation Dynamics," *International Journal of
Central Banking* 2, no. 3: 193-230.
- Senda, Takashi. 2005. "Determining Output and
Inflation Variability: Are the Phillips Curve and the
Monetary Policy Reaction Function Responsible?"
Economic Inquiry 43, no. 2: 439-453.
- Senda, Takashi. 2006. "Determining Output and
Inflation Variability with Forward-Looking and
Open-Economy Models," 広島大学経済論叢 29,
no. 3: 83-100.
- Staiger, Douglas, James H. Stock, and Mark W.
Watson. 2001. "Price, Wages, and the U.S. NAIRU
in the 1990s." In *The Roaring Nineties: Can Full
Employment Be Sustained?* ed. A. B. Krueger and
R. M. Solow, 3-60. New York: Russell Sage
Foundation.
- Stock, James, and Mark Watson. 2007. "Why Has
U.S. Inflation Become Harder to Forecast?"
Journal of Money, Credit, and Banking 39, no. S1:
3-34.
- Williams, John C. 2006. "The Phillips Curve in an
Era of Well-Anchored Inflation Expectations,"
unpublished working paper, Federal Reserve Bank
of San Francisco, September.
- Zhang, Lawrence Huiyan. 2005. "Sacrifice Ratios
with Long-Lived Effects," *International Finance* 8,
no. 2: 231-262.