

論 文

日本における期待インフレ率の変遷*

沖本 竜義**

〈要旨〉

過去30年間に於いて、日本経済はバブル経済の発生と崩壊、その後の長期経済停滞、リーマンショックやユーロ危機などの国際金融危機、ゼロ金利政策の導入、量的金融緩和の開始、インフレ目標の導入など様々な事象を経験してきた。この過程の中で、日本における期待インフレ率がどのように変化してきたかを実証的に調べることは非常に重要な問題である。このような問題意識の下、本稿では、過去30年に渡る日本の期待インフレ率の変遷を平滑推移フィリップス曲線モデルにより分析した。分析の結果、期待インフレ率レジームと金融政策レジームには、強い関係が見られ、金融政策が期待インフレ率の形成に重要な役割を果たしていることが明らかとなった。また、2013年初頭の日本銀行のインフレ目標の明確化とそれに付随する量的・質的緩和政策の導入は、デフレからの脱却という課題には一定の成果を上げた可能性があるが、2%のインフレ目標の達成には十分ではない可能性などが示された。ただし、2016年早々から、日銀はマイナス金利付き量的・質的金融緩和を導入しており、その影響については、時間が経ちデータがそろえるのを待って、新たな分析が行われることを期待したい。

JEL分類コード：C22, E31, E52

キーワード：ハイブリッド型フィリップス曲線、インフレ目標、平滑推移モデル

* 本稿の作成に当たり、福田慎一教授には数多くの有益なコメントをいただきました。また、R. Anton Braun氏、開発壮平氏、桑原進氏、櫻川昌哉教授、坪内浩氏、前田佐恵子氏、松前龍宜氏、丸山正章氏、渡部和孝教授、RIETIならびに早稲田大学におけるセミナー参加者からたくさんの有益なコメントを頂きました。ここに記して感謝申し上げます。もちろん、本稿中にありうべき誤りはすべて筆者に帰するものです。

** オーストラリア国立大学クロフォード公共政策大学院准教授、132 Lennox Crossing, ANU, Acton, ACT 2601, Australia. Tel: +61-2-6125-4763.

Dynamics of Expected Inflation in Japan

Tatsuyoshi OKIMOTO

Abstract

Over the last three decades Japanese economy has experienced many significant events, such as a burst of bubble economy, lost two decades, Lehman and Euro financial crises, and introduction of zero interest rate and inflation targeting monetary policies. It is quite important to examine how expected inflation rates in Japan have evolved through these events. In this paper, we analyze the dynamics of expected inflation rates based on the smooth transition Phillips curve model. We find that there is a strong connection between the expected inflation and monetary policy regimes. In addition, the results indicate that the introduction of inflation targeting policy and quantitative and qualitative monetary easing in the beginning of 2013 have successfully escaped from deflationary regime, but might not be enough to achieve 2% inflation target. Meanwhile, Bank of Japan has introduced Quantitative and Qualitative Monetary Easing (QQE) with a Negative Interest Rate since early 2016. It is desirable to analyze further on the impact of newly introduced policies once data is available.

JEL Codes : C22, E31, E52

Keywords : Hybrid Phillips curve, Inflation target, Smooth transition model

1. はじめに

インフレ率はマクロ経済学者や中央銀行にとって、言うまでもなく最も重要な変数のひとつである。その理由は、インフレーションは貨幣の価値を変化させ、それを通じて、個人や企業の行動に大きな影響を及ぼすからである。そのため、特に、通貨の番人ともいわれる中央銀行においては、近年、インフレ率が重要視されるようになっており、2015年の時点で、インフレ目標金融政策が20以上の国で採用されている。我が国においても、第1次アベノミクスの第1の矢として、大胆な金融政策が掲げられ、その一環として、日本銀行（日銀）は2013年1月に2%の物価安定目標という形で、インフレ目標政策を明確化した。

その後、日銀は2%のインフレ目標達成のために、量的・質的金融緩和やマイナス金利政策などの複数の革新的な金融政策を導入してきたが、2%のインフレ目標が達成されるかどうかは、いまだ不透明なところである。

インフレ目標の達成において、ひとつの重要な指標となるのが、個人や企業が長期的に実現するであろうと予想するインフレ率を表す期待インフレ率である¹。景気循環などの短期的な変動の要因を除けば、インフレ率は長期的に期待インフレ率に近づいていくことが予測されるため、例えば、期待インフレ率が中央銀行のインフレ目標と同水準にあるかどうかを検討することは、金融政策の妥当性や追加緩和の可能性を探るうえで大きなヒントとなる。

そこで、本稿では、過去30年に渡る日本の期待インフレ率の変遷を分析することを目的とする。過去30年間において、日本経済はバブル経済の発生と崩壊、その後の長期経済停滞、リーマンショックやユーロ危機などの国際金融危機、ゼロ金利政策の導入、量的金融緩和の開始など様々な事象を経験してきた。この過程の中で、日本における期待インフレ率がどのように変化してきたかを実証的に調べることは非常に重要な問題である。特に、日本の場合、1990年のバブル崩壊以降の長期経済低迷により、デフレマインドとも言われる低期待インフレ率が長期に渡り実現してきた可能性が高い。実際に、この時期において、期待インフレ率がデフレの域にまで陥っていたのか、その間のゼロ金利政策や量的緩和政策などが、期待インフレ率にどのような

¹ より正確には、長期的や主体の定義により、複数の期待インフレ率が存在する。本稿で扱う期待インフレ率は、限りなく遠い将来に期待されるインフレ率である。しかしながら、本稿のインフレ率の持続性の推定結果から判断すると、5年後や10年後に期待されるインフレ率と考えても大きな問題はない。また、本稿ではインフレ率として、消費者物価指数を用いて計算されたインフレ率を使用しており、そこから推測される期待インフレ率は家計の期待インフレ率とみなすのが自然であると考えられる。

影響を与えてきたのかを明らかにすることは、重要な課題である。また、2013年初頭に日銀が2%のインフレ目標を明確化し、量的・質的金融緩和を導入して以来、期待インフレ率がどの程度、2%に近づいてきているのかを分析することは、非常に興味深い課題である。

しかしながら、期待インフレ率に関して問題となるのは、期待インフレ率が観測できるものではないということである。近年では、サーベイデータが普及し、サーベイに基づく期待インフレ率も利用可能になりつつあるが、サーベイデータには、調査対象が専門家に限られていたり、様々なバイアスがあることが指摘されている。例えば、Fuhrer et al. (2012) は、サーベイデータを基に日本の期待インフレ率の推定を試みているが、推定された期待インフレ率が、実際のインフレ率と比較して、1990年代初頭から2010年において一様に過大なものとなったことを報告している。したがって、サーベイデータそのものを期待インフレ率としたり、サーベイデータを基に期待インフレ率を推定したりすることは、難しいと考えられる。

そのため、近年では、期待インフレ率を観測できない状態変数としてモデル化し、マクロ経済モデルを用いて推定することが主流となっており、本稿でもその流れに従う。より具体的には、Kaihatsu and Nakajima (2015) に倣い、ハイブリッド型のフィリップス曲線にレジームスイッチングを導入し、期待インフレ率の変遷を推定する。Kaihatsu and Nakajima (2015) はマルコフスイッチングモデルを利用して、期待インフレ率レジームの推定を試みているが、レジームが変化したとしても、元のレジームに戻る可能性が常に正の確率で存在するモデルとなっており、恒久的にレジームが変化するような場合がモデル化されていない²。しかしながら、過去30年間の日本経済を振り返ってみるとバブル経済の崩壊や金融政策の変化などにより、期待インフレ率レジームに恒久的な変化が生じている可能性も大いに残る。そこで、本稿では、恒久的なレジーム変化を捉えるために、ハイブリッド型のフィリップス曲線に平滑推移(ST)モデルを応用し、期待インフレ率の変遷の推定を試みる。そして、実証研究を通じて、過去30年間の期待インフレ率において何個のレジームが存在するかを特定するとともに、特定された各レジームの特徴を明らかにし、期待インフレ率の変遷を分析することを試みる。

より具体的には、以下のような問いに答えることを目的とする。(1) 過去30年間の日本のインフレーションには、何個のレジームが存在したか？ (2) 期待インフレ率のレジームと金融政策レジームに関連がみられるかどうか？ (3) 1995年から始まった超低金利政策レジームにおける期待インフレ率はどの程度であったか？ (4)

² 本稿では、レジームという言葉が状態という意味で使われており、以下ではレジームと状態という言葉が同義語として使用されていることに注意されたい。

2013年初頭の日銀による2%のインフレ目標の明確化と量的・質的金融緩和の導入により、日本経済はデフレから脱却したと言えるかどうか？（5）2015年9月時点の期待インフレ率は、2%のインフレ目標と有意に異なるかどうか？

本稿で得られた結果は、次のようにまとめることができる。まず第1に、過去30年間の日本の期待インフレ率には、3個のレジームが存在し、それぞれ1985年から1995年までの伝統的な金融政策レジーム（レジーム1）、1995年から2012年までの超低金利政策レジーム（レジーム2）、2013年以降のインフレ目標政策レジーム（レジーム3）にほぼ一致することがわかった。つまり、期待インフレ率のレジームと金融政策レジームには、強い関係が見られ、金融政策が期待インフレ率の形成に重要な役割を果たしていることが明らかとなった。

次に、3状態平滑推移（ST）フィリップス曲線を推定した結果、次のような各レジームの特徴が判明した。まず、レジーム1においては、期待インフレ率は比較的高く、安定的であったことがわかった。レジーム2では、期待インフレ率が大きく低下し、インフレとコアインフレに関しては³、期待インフレ率は有意に0と異ならず、コアコアインフレは有意にデフレの域に達するまで、期待インフレ率が低下していたことが明らかとなった。また、このレジームにおいても、期待インフレ率は安定しており、この間、日銀が行ったゼロ金利政策や量的緩和政策などは、期待インフレ率を下支えした可能性はあるものの、期待インフレ率を正の領域へ回復させるまでには至らなかったことが判明した。最後に、レジーム3においては、コアインフレとコアコアインフレは、それぞれ有意に0%と異なり、0.7%程度まで上昇していることが明らかとなった。しかしながら、日銀のインフレ目標である2%と比較してみると、いずれの指標においても、期待インフレ率は有意に2%より低いことが確認された。つまり、日銀のインフレ目標の明確化とそれに付随する量的・質的緩和政策は、デフレからの脱却という課題には一定の成果を上げた可能性があるが、2%のインフレ目標の達成には、まだ不十分である可能性が示された。

また、フィリップス曲線を原油価格や為替レートを含んだ形に拡張した結果、為替レートがインフレやコアインフレの変動に与えた影響は限定的であるが、原油価格はインフレやコアインフレに有意に正の影響を与えており、特にレジーム3において、その影響が大きくなっていることが確認された。このことは、近年の原油価格の下落が、コアインフレの上昇に歯止めをかけている可能性を示唆していると考えられる。

³ 前述したように、本稿では、消費者物価指数を基に、インフレ率を算出している。より正確には、消費者物価指数として総合指数を用いた場合を単にインフレ、総合から生鮮食品を除いた指数を用いた場合をコアインフレ、総合から食料及びエネルギーを除いた指数を用いた場合をコアコアインフレと呼んでいる。詳細は3.1項を参照されたい。

実際、原油価格の影響を考慮に入れると、インフレ目標の明確化と量的・質的金融緩和の導入によりコアインフレの期待インフレ率は 0.9%弱まで上昇したものの、近年の原油価格の低下が、コアインフレに対して 0.5%程度の下落圧力となっている可能性が示唆された。

同様に、原油価格と為替レートが期待インフレ率のレジーム推移に影響を与えた影響を評価したところ、インフレとコアインフレに関して、近年の原油価格は期待インフレ率に有意に負の影響を与え、原油価格が上昇傾向になれば、期待インフレ率のレジームはレジーム 3 からレジーム 2 に推移する傾向があることが確認された。つまり、近年の原油価格の下落が、日銀のインフレ目標の明確化とそれに付随する量的・質的金融緩和により上昇した期待インフレ率を、インフレ目標導入以前のゼロインフレレジームに引き戻す傾向があることが確認されたのである。一方、近年の円安に関しては、期待インフレに対して有意な影響は見られず、その影響は軽微であった可能性が示された。

本稿の構成は以下の通りである。第 2 節では、ハイブリッド型のフィリップス曲線を紹介し、期待インフレ率に平滑推移モデルを応用したモデルについて述べる。第 3 節では、ハイブリッド型のフィリップス曲線に基づく実証分析結果を紹介し、第 4 節では、その結果を基に、原油価格や為替レートがインフレ率や期待インフレ率に与えた影響の分析を行う。最後に、第 5 節で結論を述べる。

2. 分析の枠組み

日本の期待インフレ率の変遷を推定するために、本稿では、Kaihatsu and Nakajima (2015) に倣いハイブリッド型のフィリップス曲線を用いる。Kaihatsu and Nakajima (2015) はマルコフスイッチングモデルを利用して、期待インフレ率レジームの推定を試みているが、次のような問題を抱えている。彼らのモデルでは、期待インフレ率は定常なマルコフ過程でモデル化されており、期待インフレ率の期待値は一定というモデルになっている。したがって、短期的には期待インフレ率はその期待値からかい離することはあっても、長期的には期待インフレ率はその一定水準に回帰していくというモデルになっている。この意味で、彼らのモデルは定常的な期待インフレ率は変動しないモデルとなっているのである。その原因のひとつが、期待インフレレジームが変化したとしても、元のレジームに戻る可能性が常に正の確率で存在し、恒久的にレジームが変化するような場合がモデル化されていないことである。しかしながら、過去 30 年間の日本経済を振り返ってみるとバブル経済の崩壊や金融政策の変化などにより、期待インフレ率レジームに恒久的な変化が生じている可能性も

大いに残る。そこで、本研究では、恒久的なレジーム推移を捉えるために、ハイブリッド型のフィリップス曲線に平滑推移（ST）モデルを応用し、期待インフレ率の変遷の推定を試みる。

ST モデルは、Teräsvirta（1994）により、平滑推移自己回帰モデルの統計的推測が確立されて以来、様々なモデルに応用されているが、ハイブリッド型のフィリップス曲線に応用した研究は、筆者の知る限り存在せず、本稿の特色の1つとなっている。以下では、ST モデルをハイブリッド型のフィリップス曲線に応用したモデルと ST モデルにおける状態数の選択法を簡単に説明する。

2.1 モデル

日本の期待インフレ率の変遷を推定するために、本稿がベースとするモデルはハイブリッド型のフィリップス曲線である⁴。ハイブリッド型のフィリップス曲線は、今期のインフレ率が今期のアウトプットギャップと期待インフレ率に依存するだけでなく、過去のインフレ率に依存するのが特徴的であり、次の式で与えられる。

$$\pi_t = \sum_{k=1}^K \alpha_k \pi_{t-k} + (1 - \sum_{k=1}^K \alpha_k) \mu + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 π_t はインフレ率であり、 x_t はアウトプットギャップである。インフレ率の持続性が高いとすると、過去の高いインフレ率は、今期や将来のインフレ率を高くする傾向があることが考えられ、ハイブリッド型のフィリップス曲線は、そのようなインフレ率の持続性を明示的にモデル化したものである。アウトプットギャップが外生的であるとすると、このモデルは外生変数を含んだ AR モデルとみなすことができる。アウトプットギャップを 0 とし、AR モデルの係数が定常条件を満たすとすると⁵、

$$\lim_{h \rightarrow \infty} E_t(\pi_{t+h}) = \mu \quad (2)$$

となること⁶、簡単に確認できる⁶。したがって、 μ は期待インフレ率と考えることができるのである。

上で述べたように、過去 30 年間に於いて、日本経済はバブル経済の発生と崩壊、その後の長期経済停滞、リーマンショックやユーロ危機などの国際金融危機、ゼロ金

⁴ ハイブリッド型のフィリップス曲線については、例えば、Fuhrer and Moore (1995)、Roberts (1997)、Galí and Gertler (1999)、Galí *et al.* (2005) などを参照のこと。

⁵ AR モデルの定常条件は、AR 特性方程式

$$1 - \alpha_1 z - \dots - \alpha_K z^K = 0$$

の解の絶対値が 1 より大きいことである。

⁶ $E_t(\cdot)$ は、 t 期までの情報を所与とした条件付き期待値を表す。

利政策の導入、量的・質的金融緩和の開始など様々な事象を経験してきた。その結果、期待インフレ率も大きく変化している可能性があり、本稿では、その可能性を恒久的なレジーム推移で捉えることとする。より具体的には、STモデルを用いて、 μ を時变的にし、

$$\mu_t = \mu^{(1)} + G(s_t; c, \gamma)(\mu^{(2)} - \mu^{(1)}) \quad (3)$$

とモデル化する⁷。ここで、 $G(\cdot)$ は推移関数と呼ばれる0から1の値をとる関数であり、 s_t は推移変数と呼ばれる変数である。容易にわかるように、(3)において $G(s_t) = 0$ とすると $\mu_t = \mu^{(1)}$ となり、 $G(s_t) = 1$ とすると $\mu_t = \mu^{(2)}$ となる。つまり、(3)のモデルは両極に $\mu^{(1)}$ と $\mu^{(2)}$ という2つの状態をもち、推移関数に応じてその2つの状態の間を滑らかに推移するモデルとなっている。

推移関数と推移変数は、分析の目的に応じて定めることになる。例えば、Lin and Teräsvirta (1994)は推移関数としてロジスティック関数、推移変数として時間トレンドを用いることによって、恒久的なレジーム推移を分析することを提案している。本稿の目的は、過去30年における日本の期待インフレ率の恒久的なレジーム推移を分析することであるので、彼らの分析に従い、推移関数としては、

$$G(s_t; c, \gamma) = \frac{1}{1 + \exp(-\gamma(s_t - c))}, \gamma > 0 \quad (4)$$

で定義されるロジスティック型の推移関数を用いる。ここで、 γ は推移の速度を決めるパラメータであり、 c は推移の中心を決めるパラメータである。ロジスティック型の推移関数のひとつの長所は γ と c の値によって、多様な推移の形状を表現することができることである。 γ や c はモデルのパラメータとしてデータから推定することができるので、データから最適な期待インフレ率レジームの推移の形状を選択できることになり、非常に魅力的なモデルとなっている。

最後に、推移変数としては、やはりLin and Teräsvirta (1994)に従い、時間トレンド $s_t = t/T$ を用いる。ここで、 T は標本数である。このとき、標本初期には s_t は0に近い値をとり、 $G(s_t)$ は0に近い値をとるので、 μ_t は $\mu^{(1)}$ に近い値となる。それに対して、標本末期になると s_t は1に近い値をとり、 $G(s_t)$ は1に近い値をとるので、 μ_t は $\mu^{(2)}$ に近づいていくことになる。つまり、 $s_t = t/T$ としたモデルでは期待インフレ率が時間とともに $\mu^{(1)}$ から $\mu^{(2)}$ に変化することになり、その変化がいつ頃どのような形で起こったかをデータから推定することができるのである。

また、2状態平滑推移モデル(3)を3状態以上にすることもできる。具体的には、

⁷ このとき、 t 期の状態が永久に続く仮定すると、(2)と同様に、 $\lim_{h \rightarrow \infty} E_t(\pi_{t+h}) = \mu_t$ が成立する。この意味で μ_t は時点 t における期待インフレ率を表すこととなる。

(3) のモデルを 3 状態に拡張すると、

$$\mu_t = \mu^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1)(\mu^{(2)} - \mu^{(1)}) + G_2(s_t; c_2, \gamma_2)(\mu^{(3)} - \mu^{(2)}) \quad (5)$$

となる。ここで、 $c_1 < c_2$ である。つまり、3 状態モデルにするためには、ロジスティック型の推移関数 (4) を 2 つ用いて、状態 1 の期待インフレ率を基準として、各状態の期待インフレ率の差に推移関数をかけて変化させてやればよい。この 3 状態モデル (5) においては、 s_t が小さいときは $G_1(s_t)$ と $G_2(s_t)$ は共に 0 に近い値をとるので、 μ_t は状態 1 のモデル $\mu^{(1)}$ に近くなる。 s_t が $c_1 < s_t < c_2$ を満たすときは $G_1(s_t)$ は 1 に近い値をとり、 $G_2(s_t)$ は 0 に近い値をとるので、 μ_t は状態 2 のモデル $\mu^{(2)}$ に近くなる。 s_t が大きくなると、 $G_1(s_t)$ と $G_2(s_t)$ は共に 1 に近い値をとるので、 μ_t は状態 3 のモデル $\mu^{(3)}$ に近くなる。したがって、 s_t として、時間トレンドを用いると、期待インフレ率が標本期間の初期には $\mu^{(1)}$ に近い値をとり、その後、時間が経つにつれて、 $\mu^{(2)}$ に近い値をとり、標本期間の末期には $\mu^{(3)}$ に近い値となる。もちろん、各状態へどれだけ近くなるか、どのような形で近づいていくかは、 c や γ の値に依存し、それをデータから推定できるのはやはり ST モデルの大きな魅力となる。

近年、フィリップス曲線 (1) のフラット化が先進諸国で進んでいることがいくつかの先行研究で指摘されている。例えば、Roberts (2006) は、1980 年代以降、米国においてフィリップス曲線がフラット化しており、金融政策の変化が大きく寄与している可能性を報告している。同様に、De Veirman (2009) ならびに Fuhrer *et al.* (2012) は、1990 年代以降の日本でもフィリップス曲線がフラット化していることを指摘している。したがって、フィリップス曲線の傾き β が変化している可能性を考えることも重要であり、 β も μ と同様の ST モデルでモデル化する。より具体的には、3 状態モデルを仮定すると、

$$\beta_t = \beta^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1)(\beta^{(2)} - \beta^{(1)}) + G_2(s_t; c_2, \gamma_2)(\beta^{(3)} - \beta^{(2)}) \quad (6)$$

でモデル化する。ここで、(5) と (6) において、推移関数 G_1 と G_2 は共通、つまり、 μ と β のレジーム推移が同一であることを仮定する。しかしながら、 μ と β の各状態の推定値は異なるので、実際の推移は全く異なるものになることを許容しており、この仮定はそれほど制約的なものではないことに注意されたい。

まとめると、本稿のモデルは ST フィリップス曲線モデル

$$\pi_t = \sum_{k=1}^K \alpha_k \pi_{t-k} + \left(1 - \sum_{k=1}^K \alpha_k\right) \mu_t + \beta_t x_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

で与えられ、 μ_t と β_t は、例えば、(5) と (6) のような ST モデルでモデル化される。

2.2 状態数の選択

ST モデルを使用する際に重要な問題となるのは状態数の選択である。上で述べたように、過去30年において、日本経済はバブル経済の発生と崩壊、その後の長期経済停滞、リーマンショックやユーロ危機などの国際金融危機、ゼロ金利政策の導入、量的・質的金融緩和の開始など様々な事象を経験してきた。その結果、期待インフレ率にもいくつかのレジームが存在する可能性が考えられるが、その個数を特定することは、非常に重要な問題である。そこで、ST モデルにおいては、状態数を比較する検定が考えられており、本稿では検定を用いて状態数の選択を行う。

まず、1状態フィリップス曲線モデル(1)を2状態STフィリップス曲線モデル(3)、(7)に対して検定することを考える。このとき、帰無仮説は $H_0: \gamma=0$ 、対立仮説は $H_1: \gamma>0$ と表すことができるが、 H_0 の下でパラメータ μ や β は識別されない⁸ので、通常の t 検定を用いることはできない⁸。そこで、Luukkonen *et al.*(1988)は識別の問題を解決するために、STモデルにおいて推移関数 G を $\gamma=0$ の周りでテイラー展開した補助回帰モデルを用いることを提案している。2状態STフィリップス曲線モデル(3)、(7)の場合、この補助回帰モデルは

$$\pi_t = \sum_{k=1}^K a_k \pi_{t-k} + b_0 + b_1 x_t + b_2 s_t + b_3 x_t s_t + e_t \quad (8)$$

で与えられる。この補助回帰において、Luukkonen *et al.*(1988)は $H_0: \gamma=0$ が $H'_0: b_2=b_3=0$ と同値になることを示している。(8)の補助回帰モデルにおいては、パラメータの識別の問題は存在しないので、 H'_0 の帰無仮説を検定することにより、1状態フィリップス曲線モデル(1)を2状態STフィリップス曲線モデル(3)、(7)に対して検定することができる。具体的には、Luukkonen *et al.*(1988)は H'_0 を検定するための通常のLM検定統計量が漸近的に自由度2のカイ2乗分布に従うことを示している⁸ので、この結果を用いて検定することができる。さらに、Eitrheim and Teräsvirta (1996)は同様の補助回帰を用いて、 M 状態STモデルを $M+1$ 状態STモデルに対して検定する方法を提案している⁸ので、彼らの結果を用いて、例えば、2状態STフィリップス曲線モデルを3状態STフィリップス曲線モデルに対して検定をすることができる。

⁸ 帰無仮説を $H_0: \mu^{(1)}=\mu^{(2)}, \beta^{(1)}=\beta^{(2)}$ と表しても同じである。この場合は、 γ と c が識別できないことになる。

3. 分析結果

本節では、ST フィリップス曲線モデル (7) に基づく実証分析結果を紹介する。より具体的には、実証分析結果に基づき、(1) 過去 30 年間の日本のインフレーションには、何個のレジームが存在したか？ (2) 期待インフレ率のレジームと金融政策レジームに関連がみられるかどうか？ (3) 1995 年から始まった超低金利政策レジームにおける期待インフレ率ほどの程度であったか？ (4) 2013 年初頭の日銀による 2% のインフレ目標の明確化と量的・質的金融緩和の導入により、日本経済はデフレから脱却したと言えるかどうか？ (5) 2015 年 9 月時点の期待インフレ率は、2% のインフレ目標と有意に異なるかどうか？ というような問いに答えていくこととする。

3.1 データ

本稿で使用したデータは、消費者物価指数、鉱工業生産指数、為替レート、原油価格の月次データで、標本期間は 1985 年 1 月から 2015 年 9 月である。まず、物価指数については、消費者物価指数の総合、総合除く生鮮食品、総合除く食料及びエネルギーの 3 指数を用いた。いずれの指標も総務省から取得し、Eviews を用いて X12 により、季節調整を行った。また、鉱工業生産指数は、経済産業省から季節調整済み系列を取得した。為替レートとしては、名目実効為替レートを使用し、日本銀行から取得した。最後に、原油価格に関しては、IMF から取得した原油価格指数を利用した。

インフレ率は、前月比を対数階差により計算し、それを 1200 倍することにより、年率に換算している。すなわち、 p_t を t 期の消費者物価指数とし、 π_t をインフレ率とすると、

$$\pi_t = 1200(\log p_t - \log p_{t-1})$$

である⁹。本稿では、 p_t として総合指数を用いた場合を単にインフレ、総合から生鮮食品を除いた指数を用いた場合をコアインフレ、総合から食料及びエネルギーを除いた指数を用いた場合をコアコアインフレと呼ぶことにする¹⁰。また、アウトプット

⁹ 標本期間において、1989 年 4 月、1997 年 4 月ならびに 2014 年 4 月の 3 回にわたり、消費税率が変更されている。本稿では、消費税率変更の影響が、1 か月で消費者物価に反映されるとし、当該年の 3 月のインフレ率と 5 月のインフレ率を線形補間することで 4 月のインフレ率を導出し、消費税の影響を調整している。厳密には、公共料金など遅れを伴って影響が反映されるものもあるが、それを考慮に入れて消費税の影響を正確に調整することは困難である。しかしながら、遅れを伴うものの割合は小さなものであるため、以下の推定結果に大きな影響は及ぼさないと考えられる。

ギャップは、鉱工業生産指数の対数系列のトレンドをHPフィルターにより計算し、そのトレンドからの乖離をアウトプットギャップとしている¹¹。

3.2 状態数の選択

本稿の目的は、過去30年間に渡る日本の期待インフレ率の変遷を分析することである。そのために、本稿では期待インフレ率のレジームの変化をSTモデルでモデル化しているが、2.2項で述べたように、STモデルにおいて重要となるのは、レジーム数の選択である。

本項では、Luukkonen *et al.* (1988) と Eitrheim and Teräsvirta (1996) で提案された検定に基づいて、レジーム数を選択する。

まず、Luukkonen *et al.* (1988) に基づいて、1状態（線形）モデルを2状態STモデルに対して検定した結果が図表1の2行目と3行目である。2行目がLuukkonen *et al.* (1988) のLM検定統計量の値であり、3行目がその p 値である。表からわかるように、いずれの指標を用いても、検定統計量は大きな値となっており、 p 値は非常に小さな値となっている。つまり、1状態モデルは2状態モデルに対して、有意に棄却され、レジーム変化が少なくとも1回は存在することが示唆されている。

次に、Eitrheim and Teräsvirta (1996) に基づいて、2状態STモデルを3状態STモデルに対して検定した結果が、図表1の4行目と5行目である。4行目がEitrheim and Teräsvirta (1996) のLM検定統計量であり、5行目がその p 値である。図表1からわかるように、コアコアインフレに関しては、 p 値が1%未満となっており、2

図表1 状態数の選択のための検定結果

		インフレ	コアインフレ	コアコアインフレ
1状態 対 2状態	LM統計量	23.47	21.78	70.09
	p値	0.0007	0.0013	0.0000
2状態 対 3状態	LM統計量	11.26	11.16	17.23
	p値	0.0808	0.0836	0.0085
3状態 対 4状態	LM統計量	7.276	9.075	5.819
	p値	0.2961	0.1694	0.4438

¹⁰ 欧米では、本稿でいうコアコアインフレを単にコアインフレと呼んでいることが多いことに注意されたい。

¹¹ より正確には、アウトプットギャップは、平均0、標準偏差が1となるように標準化した。

状態モデルは3状態モデルに対して、1%の水準で有意に棄却されている。その他の2指標に関しては、 p 値が8%程度となっており、証拠はやや弱くなっているものの、少なくとも有意水準10%で3状態モデルが2状態モデルよりも望ましいことが示唆されている。

同様に、Eitrheim and Teräsvirta (1996) に基づいて、3状態STモデルを4状態STモデルに対して検定した結果が、図表1の最後の2行である。 p 値にばらつきはあるものの、いずれの指標においても、 p 値は10%を上回る水準となっており、3状態STモデルが4状態STモデルよりも望ましいモデルであるという結果となっている。

以上をまとめると、インフレ、コアインフレ、コアコアインフレのいずれにおいても、過去30年における日本のフィリップス曲線には、3個のレジームが存在することが示唆された。次項では、この結果に基づき、3状態STフィリップス曲線モデルを推定し、レジーム推移のタイミングや推移のスピードなどを考察する。

3.3 レジーム推移のタイミングとスピード

前項では、Luukkonen *et al.* (1988) と Eitrheim and Teräsvirta (1996) で提案された検定に基づく、日本のフィリップス曲線には、3レジームが存在することが示唆された。その結果に基づき、本項では、レジーム推移のタイミングとそのスピードを3状態STフィリップス曲線の推定結果より確認する。

そのために、(5) と (7) からなる3状態STフィリップス曲線モデルを推定した結果をまとめたものが図表2である¹²。図表2からわかるように、インフレとコアインフレに関しては、 c_1 は0.30と推定されており、レジーム1からレジーム2への推移の中心は、だいたい1994年の6月あたりに推定されている。また、その推移のスピードは比較的早く、どちらの指標においても γ_1 は100以上と推定されている。この点を視覚的に確認するために、3状態STフィリップス曲線の推定結果を基に、各インフレ率に関して、2つの推移関数 $G_1(s_t)$ と $G_2(s_t)$ の推移を図示したものが、図表3である。図表3からわかるように、インフレとコアインフレに関しては、 G_1 は1994年から1995年にかけて、大きく上昇し、1996年以降はほぼ1の値となっている。次に、コアコアインフレの推定結果を見てみると、 c_1 は0.36と、レジーム1からレジーム2への推移の中心が1996年3月あたりに推定されている。 γ_1 の推定値は

¹² 推定は、 ϵ_t が互いに独立に平均0、分散 σ^2 の正規分布に従うという仮定の下、最尤法で行った。このとき、推移関数が階段関数のようになる場合、 γ は非常に大きな値となり、正確に推定できなくなる。一部の結果で、 γ の標準誤差の値が大きくなっているのはそのためである。また、本稿では γ の上限を200に設定し、 γ が200に達した場合は、 γ を200に設定し、再推定を行った。その場合、標準誤差はNAと表記している。

図表2 3状態 ST フィリップス曲線の推定結果

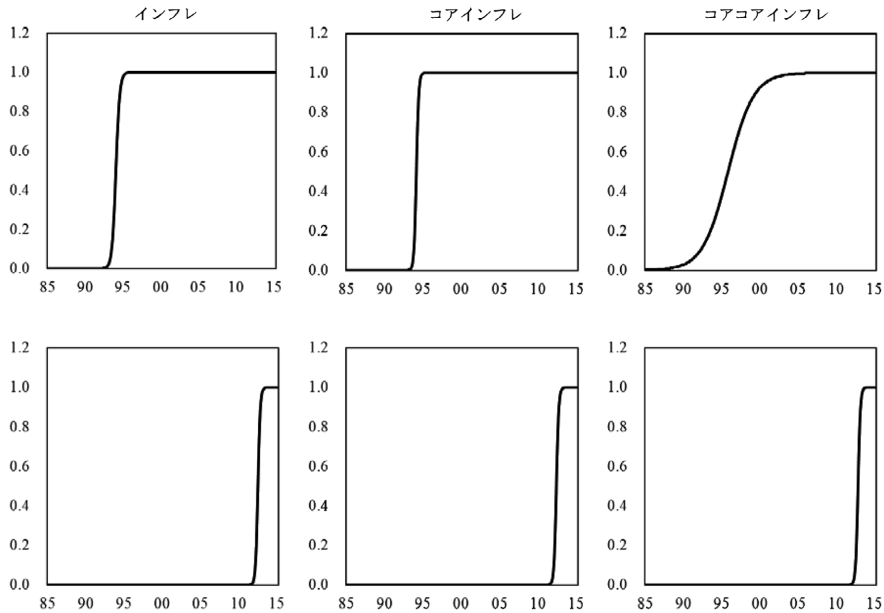
	インフレ		コアインフレ		コアコアインフレ	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
$\mu^{(1)}$	1.508	0.607	1.456	0.207	1.955	0.154
$\beta^{(1)}$	1.095	0.628	0.695	0.267	0.724	0.231
$\mu^{(2)}$	-0.223	0.162	-0.187	0.141	-0.608	0.106
$\beta^{(2)}$	0.501	0.321	0.225	0.098	0.168	0.097
$\mu^{(3)}$	0.958	0.434	0.670	0.298	0.666	0.260
$\beta^{(3)}$	0.002	0.296	0.000	0.530	0.000	0.921
α_1	0.041	0.049	0.178	0.052	-0.075	0.053
α_2	-0.109	0.070	0.132	0.054	0.003	0.052
γ_1	120.8	115.5	200	NA	18.30	2.751
c_1	0.301	0.029	0.302	0.009	0.360	0.021
γ_2	200	NA	200	NA	200	NA
c_2	0.9084	0.0374	0.9041	0.0187	0.9161	0.0229
対数尤度	-848.5		-662.4		-659.7	

18.3 となっており、その推移のスピードは他の指標と比較すると、幾分、緩やかに推定されている。この点は、図表3からも確認することができる。

c_2 に関しては、いずれの指標においても、同様の結果となっており、 c_2 は 0.90 から 0.92 の間に推定されている。また、 γ_2 はいずれの指標においても、200 となっている。したがって、レジーム2からレジーム3の推移は、2012年10月から2013年の4月のあたりに、急速に生じたことが示唆されており、それは図表3からも明らかである。

以上をまとめると、インフレ、コアインフレ、コアコアインフレのいずれにおいても、レジーム1からレジーム2への推移は1995年あたりに発生し、レジーム2からレジーム3への推移は2013年初頭に発生したことが確認された。ただ、この結果は、フィリップス曲線におけるアウトプットギャップ係数のレジームシフトからきている

図表3 3状態 ST フィリップス曲線における推移関数 (上段: G_1 , 下段: G_2)



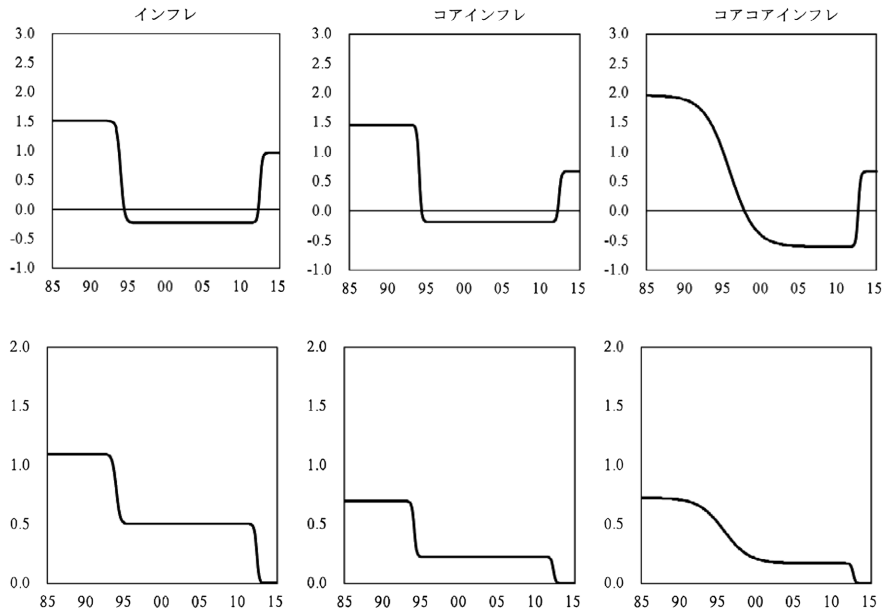
可能性もあるので、次項では、過去 30 年における日本の期待インフレ率が、フィリップス曲線のレジーム変化に対応して、どのように変遷してきたのかを詳細に見ていくこととする。

3.4 期待インフレ率レジーム

本項では (5) と (7) からなる 3 状態 ST フィリップス曲線の推定結果を基に、期待インフレ率レジームの変遷と各レジームの特徴を明らかにすることを試みる。ST モデルの大きな魅力のひとつは、推定結果を基に期待インフレ率の変遷を明らかにできることである。その結果、レジームを変化させた要因に関して、何らかの考察を行うこともできる。そこで、本項ではまず、ST モデルから推定された期待インフレ率の推移から、期待インフレ率のレジームの変化と、金融政策の変更の間に何かしらの関連性があるかどうかを検討することとする。

そのために、3 状態 ST フィリップス曲線モデルの推定結果をもとに、期待インフレ率の推移を図示したものが図表 4 である。図表 4 からわかるように、過去 30 年において、日本の期待インフレ率は 2 度大きく変化している。1 回目の変化は前項でも確認したように 1995 年のあたりに推定されており、この時期は、日銀の金融政策にも一定の変更が見られた時期である。例えば、1994 年 10 月には、銀行の金利自由化が完了し、当時の日銀の政策金利であった公定歩合と預金金利との直接的な連動性がなくなった時期である。その後、実質的な政策金利はコールレートとなり、1995 年 9

図表4 期待インフレ率（上段）とアウトプットギャップ係数（下段）の変遷



月にはコールレートを0.5%以下とする超低金利政策が開始されている。それに加えて、1995年から1996年は、Miyao (2000) や Inoue and Okimoto (2008) などにより、金融政策効果に構造変化が指摘されている時期と一致している。2回目の変化は2013年初頭に推定されており、これは日銀が2%のインフレ目標を明確化し、量的・質的金融緩和を導入した時期と一致している。したがって、過去30年間における日本の期待インフレ率は、3つのレジームで特徴づけられ、その3つのレジームは、1995年までの伝統的な金融政策レジーム、1995年から2012年までの超低金利政策レジーム、2013年以降のインフレ目標政策レジームにほぼ一致することができる。

次に、各期待インフレ率レジームの特徴をより明らかにするために、各レジームの期待インフレ率の推定値を詳細に見ていくことにする。まず、図表2のレジーム1の推定結果を見てみると、インフレとコアインフレの結果はほぼ同様となっており、期待インフレ率はそれぞれ、1.51%と1.46%で、有意に正で推定されている。コアコアインフレの結果の期待インフレ率は1.96%とやや高めに推定されている。したがって、第1期待インフレ率レジームは、いずれの指標で見ても、正で有意な比較的高い期待インフレ率レジームであったとすることができる。また、図表4からわかるように、期待インフレ率は概ね安定しており、第1のレジームにおいては、期待インフレ率は比較的高く、安定的であったとすることができる。

第2レジームにおいては、いずれの指標に関しても、期待インフレ率は負で推定さ

れており、期待インフレ率レジームが大きく変化していることがわかる。具体的には、インフレならびにコアインフレに関しては、期待インフレ率は、それぞれ -0.22% と -0.19% と推定されているが、標準誤差を考慮に入れると、有意に負の結果とはなっていない。それに対して、コアコアインフレの結果は、 -0.61% と推定されており、有意に負の結果となっている。したがって、第2期待インフレ率レジームは期待インフレ率が大きく低下し、インフレとコアインフレにおいては、期待インフレ率は有意で0と異ならず、コアコアインフレにおいては期待インフレ率が有意で負になっていたといえることができる。また、このレジームにおいても、期待インフレ率は安定的であったことが、図表4より確認できる。この間、日銀はゼロ金利政策や量的緩和政策など、様々な革新的な政策を行ってきたが、それらの政策が期待インフレ率を下支えした可能性はあるものの、期待インフレ率を正の領域へ回復させるまでには至らなかったといえることができる。

最後に、第3レジームの結果は、いずれの指標においても、期待インフレ率が正で有意に推定されており、再び、期待インフレ率レジームが大きく変化していることが示唆されている。具体的には、インフレの期待インフレ率は 0.96% と推定されており、コアインフレとコアコアインフレの結果は、ともに 0.67% で同水準に推定されている。したがって、第3期待インフレ率レジームはいずれの指標においても、期待インフレ率が大きく上昇し、有意で正の期待インフレ率レジームに回帰したレジームであるといえることができる。しかしながら、日銀のインフレ目標である 2% と比較してみると、統計的に有意に低いことが確認できる。つまり、日銀のインフレ目標の明確化とそれに付随する量的・質的緩和政策の導入は、デフレからの脱却という課題には一定の成果を上げた可能性があるが、 2% のインフレ目標には十分ではない可能性が示されたといえることができる。

4. 為替レートと原油価格の影響

これまでの分析は、ハイブリッド型のフィリップス曲線(7)に基づいて行ってきた。このフィリップス曲線においては、今期のインフレ率は、今期の期待インフレ率、過去のインフレ率ならびに今期のアウトプットギャップによって決まるモデルとなっている。しかしながら、インフレは原油価格や為替レートなどその他の要因にも影響を受ける可能性が大いにある。例えば、2013年以降のインフレの上昇は日銀のインフレ目標の導入による期待インフレ率の変化によるところも大きい。日銀の金融政策の変化から生じた円の減価による輸入財の上昇が寄与している可能性もある。また、中国をはじめとする新興国経済の停滞による原油需要の減退と原油生産国の過

剩供給による原油価格の低下が、近年の日本のインフレを抑制しているという議論もある。実際、Hooker (2002) や Hara *et al.* (2015) などでは、原油価格や為替レートの変化などを含んだフィリップス曲線が考えられている。そこで、本節では3状態 ST フィリップス曲線モデルを為替レートと原油価格の変化を含んだモデルに拡張し、為替レートと原油価格の影響を調べるとともに、前節の結果の頑健性を検証する。

4.1 為替レートと原油価格を含んだフィリップス曲線モデル

本項では、為替レートと原油価格の影響を調べるために、これらの変数を含んだフィリップス曲線を考える。具体的には、Hooker (2002) や Hara *et al.* (2015)などを参考に、次のようなフィリップス曲線を考える。

$$\pi_t = \sum_{k=1}^K \alpha_k \pi_{t-k} + (1 - \sum_{k=1}^K \alpha_k) \mu_t + \beta_t x_t + \delta_t \sum_{j=0}^J \Delta o_{t-j} + \theta_t \sum_{j=0}^J \Delta e_{t-j} + \varepsilon_t \quad (9)$$

ここで、 $\Delta o_t = \log(O_t) - \log(O_{t-1})$ 、 $\Delta e_t = \log(E_t) - \log(E_{t-1})$ であり、 O_t と E_t はそれぞれ、名目実効為替レートならびに原油価格指数である¹³。また、期待インフレ率やアウトプットギャップの係数と同様に、原油価格と為替レートの係数も3状態 ST モデルに従うとする。

$$\begin{aligned} \mu_t &= \mu^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1)(\mu^{(2)} - \mu^{(1)}) + G_2(s_t; c_2, \gamma_2)(\mu^{(3)} - \mu^{(2)}) \\ \beta_t &= \beta^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1)(\beta^{(2)} - \beta^{(1)}) + G_2(s_t; c_2, \gamma_2)(\beta^{(3)} - \beta^{(2)}) \\ \delta_t &= \delta^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1)(\delta^{(2)} - \delta^{(1)}) + G_2(s_t; c_2, \gamma_2)(\delta^{(3)} - \delta^{(2)}) \\ \theta_t &= \theta^{(1)} + G_1(s_t; c_1, \gamma_1)(\theta^{(2)} - \theta^{(1)}) + G_2(s_t; c_2, \gamma_2)(\theta^{(3)} - \theta^{(2)}) \end{aligned} \quad (10)$$

つまり、このモデルにおいては、期待インフレ率、アウトプットギャップ、原油価格、ならびに為替レートのパラメータが3状態 ST モデルに従うというモデルとなっている。モデルをできる限りシンプルにするため、このモデルにおいては、原油価格と為替レートに関して、現在と過去のデータが同一の影響を持つと仮定されていることに注意されたい。原油価格や為替レートが物価に反映されるには、時間がかかることが想定され、一般的には、現在と過去のデータが同一の影響を持つとは限らない。しかしながら、異なる影響を持つとすると、モデルが非常に複雑になってしまうため、その影響は同一としている。この仮定は強い制約となる可能性もあるが、モデルに含まれる過去の変数の次数 J が大きくない限り、それほど強い仮定ではない。実際、モデル比較により選択されたのは $J=1$ であり、この仮定は、比較的妥当なものになっていることが想像される。それでもなお、このフィリップス曲線は多くのパラ

¹³ より正確には、各変数間の結果の比較を容易にするために、 Δo_t と Δe_t もアウトプットギャップと同様に、平均0、標準偏差1となるように標準化した。

メータを含んでおり、推定が困難となる可能性があるため、レジーム推移を決定するパラメータである c と γ に関しては、前節で推定されたものを使用することとした。この仮定は、強いものであるが、前節で推定されたレジーム構造をもつフィリップス曲線に対して、原油価格と為替レートの影響を調べるという目的においては理にかなったものである。また、 μ や β に関するパラメータは、改めて推定されるので、それほど強い制約となっていないことにも注意されたい。最後に、各変数の係数に関しては、経済理論から推定される符号制約を課した。具体的には、 $\delta^{(i)} \geq 0$ と $\theta^{(i)} \leq 0$ を仮定したが、ほとんどの場合、これらの制約は影響がない結果となった。

(9)―(10) で表される 3 状態 ST フィリップス曲線を推定した結果が、図表 5 である。まず、原油価格の影響を見てみると、 δ はインフレとコアインフレに関しては、ほとんどの場合、少なくとも有意水準 10% で有意に正となっている。また、原油価

図表 5 3 状態 ST 拡張フィリップス曲線の推定結果

	インフレ		コアインフレ		コアコアインフレ	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
$\mu^{(1)}$	1.538	0.230	1.530	0.189	2.017	0.153
$\beta^{(1)}$	1.102	0.489	0.756	0.267	0.749	0.505
$\delta^{(1)}$	0.117	0.208	0.258	0.126	0.119	0.157
$\theta^{(1)}$	-0.080	0.253	-0.111	0.144	-0.290	0.176
$\mu^{(2)}$	-0.273	0.151	-0.246	0.142	-0.620	0.134
$\beta^{(2)}$	0.525	0.176	0.278	0.087	0.177	0.088
$\delta^{(2)}$	0.461	0.207	0.317	0.117	0.011	0.144
$\theta^{(2)}$	-0.199	0.175	-0.331	0.116	-0.071	0.136
$\mu^{(3)}$	1.147	0.445	0.889	0.396	0.600	0.396
$\beta^{(3)}$	0.142	0.922	0.165	0.439	0.000	1.172
$\delta^{(3)}$	0.564	0.295	0.603	0.321	0.000	1.015
$\theta^{(3)}$	0.000	0.521	-0.091	0.364	-0.181	0.367
対数尤度	-842.8		-645.4		-656.5	

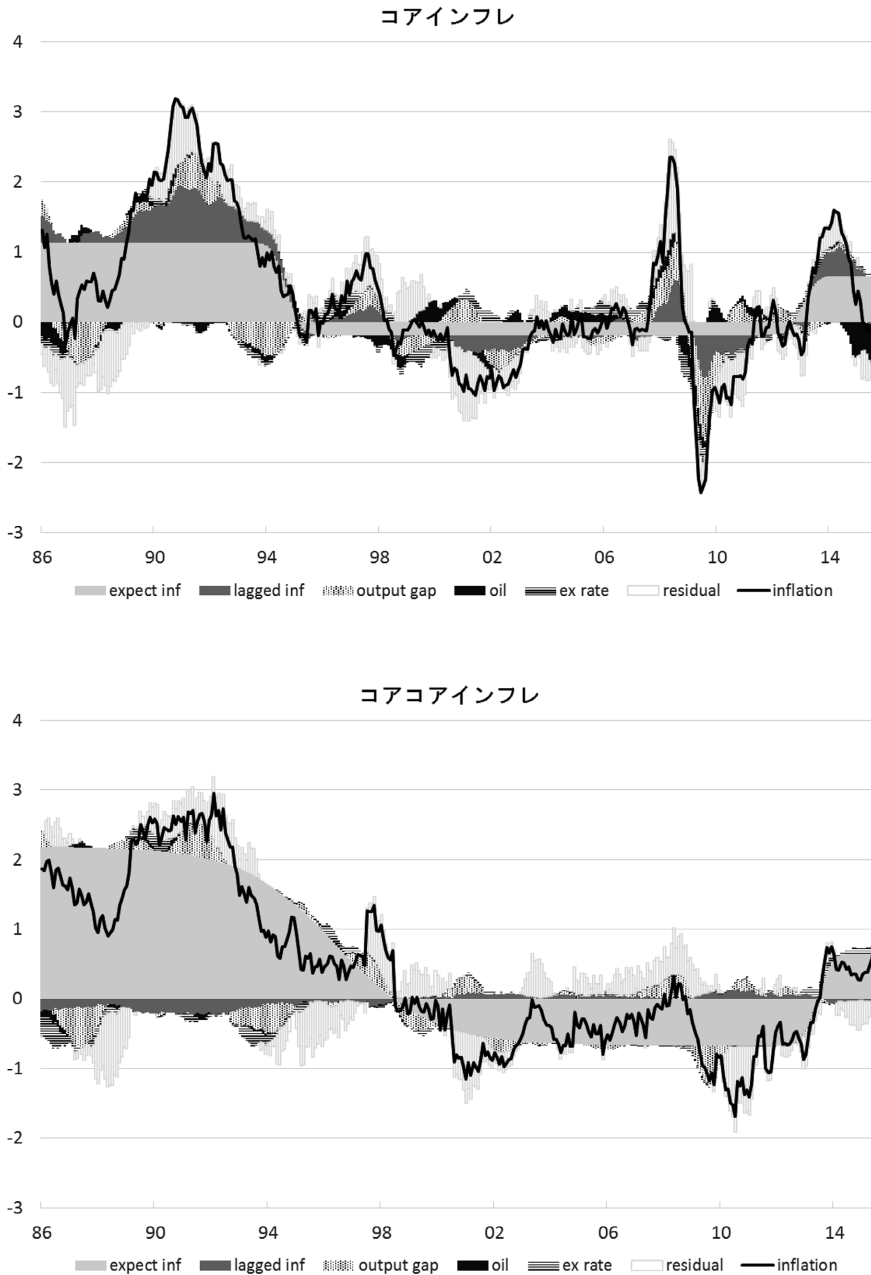
格の影響は、最近のレジームでは大きくなる傾向にあり、2013年以降のインフレ目標政策レジームでは、係数が0.6程度の値となっている。これは、原油価格が1標準偏差低下するとすると、コアインフレが0.6%程度低下する傾向があることを示しており、近年の原油価格の下落が、コアインフレの下落圧力となっている可能性を示唆している。それに対して、コアコアインフレでは、いずれのレジームにおいても原油価格は有意となっておらず、コアコアインフレはエネルギーを除いたものであることを勘案すると自然な結果である。また、為替レートの影響を見てみると、ほとんどの場合、有意となっていない。特に、2013年以降のインフレ目標政策レジームでは、いずれの指標においても、為替レートの影響は有意となっておらず、近年の円安がインフレに与えた影響は軽微であったことが示唆されている。

以上の結果を受けて、各レジームにおける期待インフレ率の推定値も若干変化しているが、レジーム1とレジーム2に関しては、前節の結果と大きな変化はない。しかしながら、近年のインフレ目標政策レジームでは、インフレとコアインフレに関して、0.2%程度、期待インフレ率が高く推定され、それぞれ1.15%と0.89%となっている。これは、主に最近の原油価格の下落が反映されたためで、近年の原油価格を考慮に入れると、日銀のインフレ目標導入により、期待インフレ率がより大きく上昇している可能性があり、原油価格の下落が落ち着けば、インフレ率も回復する可能性があると考えられる。しかしながら、それでもなお、期待インフレ率は日銀のインフレ目標である2%よりは有意に小さなものとなっており、2%のインフレ目標を達成するためには、2015年9月時点での日銀の政策では不十分であることも示唆されている。

最後に、過去のインフレの動きに対して、アウトプットギャップや原油価格などが寄与してきた程度を調べるために、コアインフレとコアコアインフレに対して、インフレ率の要因分解を行った結果が、図表6である¹⁴。図表6からわかるように、各レジームにおける平均的なインフレは、期待インフレ率がかなりの部分を説明しており、その周りの短期的な変動を各要因が説明していることがわかる。例えば、コアインフレの結果をもう少し詳細にみると、レジーム1においては、アウトプットギャップが短期的なインフレの変動の大部分を説明しているが、レジーム2になると、アウトプットギャップに加えて、為替レートも一定の役割を果たしていることがわかる。それに対して、レジーム3においては、短期的な変動の大部分は原油価格で説明されており、近年の原油価格の下落がインフレに対して0.5%程度の下落圧力と

¹⁴ インフレの結果は、コアインフレの結果と実質的に大きな差はなかったため、紙面の制約上省略した。また、図は、月次データで分解を行った結果について、過去12か月の平均をとって結果を平滑化したものである。

図表6 インフレ率の要因分解（上段：コアインフレ、下段：コアコアインフレ）



なっていることがわかる。一方、コアコアインフレに関しては、いずれのレジームにおいても、原油価格の影響はほとんどなく、レジーム1はアウトプットギャップと為替レートがコアコアインフレの重要な変動要因となっている。また、レジーム2はアウトプットギャップが、レジーム3は為替レートが、それぞれコアコアインフレの短

期的な変動に対して、比較的大きな役割を果たしていることがわかる。

4.2 為替レートと原油価格が期待インフレ率レジームに与えた影響の分析

前項では、フィリップス曲線を原油価格と為替レートを含んだ形に拡張し、原油価格と為替レートがインフレ率に与える影響を分析した。しかしながら、そのモデルにおいては、期待インフレ率は原油価格と為替レートには直接影響を受けないモデルとなっており、原油価格と為替レートが期待インフレ率に直接的に与える影響は分析できていない。特に、近年の円安や原油価格の下落が期待インフレ率のレジーム推移にどのような影響を与えた可能性があるのかを分析することは、非常に興味深い。そこで、本項では、原油価格と為替レートが、期待インフレ率のレジーム推移に影響を与える形にモデルを改良し、原油価格と為替レートが期待インフレ率に与える影響を分析することを試みる。

原油価格と為替レートが期待インフレ率に与える影響を分析するために、本項ではフィリップス曲線のモデルは、(7)のままで、レジーム推移を決める推移関数(4)を拡張し、原油価格と為替レートも推移変数に含んだモデルに拡張する。より具体的には、推移変数を $s_t = (t/T, \sum_{j=1}^J \Delta o_{t-j-1}, \sum_{j=1}^J \Delta e_{t-j-1})'$ というベクトルとし、期待インフレ率レジームの推移関数が以下のように書けることを仮定する。

$$G(s_t) = \frac{1}{1 + \exp[-\gamma_T(s_{1,t} - c_T) - \gamma_O(s_{2,t} - c_O) - \gamma_E(s_{3,t} - c_E)]}, \quad \gamma_T > 0 \quad (11)$$

したがって、このモデルにおいては、時間的な推移だけではなく、原油価格と為替レートによる期待インフレ率の推移を捉えることができるのである。しかしながら、この推移関数の下で、3状態モデルを考えると、モデルが非常に煩雑になってしまい、正確にモデルを推定することが困難になってしまうおそれがある。そこで、本項では、近年の期待インフレ率のレジーム変化における原油価格と為替レートの影響を分析するために、データを1996年以降に限定し、レジーム2とレジーム3の2状態モデルを用いて分析を行うこととする¹⁵。

STフィリップス曲線(7)を2状態モデルにし、(11)の推移関数を仮定して、モデルを推定した結果をまとめたものが図表7である¹⁶。まず、期待インフレ率に関してみると、多少、数値に違いはあるものの、推移関数(4)を用いた3状態STフィリップス曲線(7)のレジーム2とレジーム3の結果とほぼ同様の結果になっている。

¹⁵ これまでの結果と対応させるため、このモデルにおいては、レジーム1をレジーム2と呼び、レジーム2をレジーム3と呼ぶこととする。

¹⁶ この推定に関しても、 γ_T と c_T に関しては、改めて推定を行うことはせず、前節で推定された γ_2 と c_2 と同一のものを使用した。また、モデル選択の結果、コアインフレとコアコアインフレに関しては、 $J=2$ が最適となったので、すべての指標において $J=2$ とした。

図表7 状態変数を複数にした2状態 ST フィリップス曲線の推定結果

	インフレ		コアインフレ		コアコアインフレ	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
$\mu^{(2)}$	-0.2299	0.1708	-0.2268	0.1337	-0.4077	0.0998
$\beta^{(2)}$	0.5628	0.2531	0.3055	0.1061	0.2147	0.0998
$\mu^{(3)}$	0.9785	0.2806	0.8565	0.3316	0.6223	0.2779
$\beta^{(3)}$	0.2290	1.7998	0.0305	0.6325	0.0000	0.7945
γ_0	12.6262	5.5355	18.3230	5.8718	1.8207	2.6646
c_0	-0.0023	0.5254	0.0952	0.2545	-0.0615	1.2846
γ_E	-5.4807	3.4724	-3.0537	3.1465	-2.0785	3.3598
c_E	0.0057	1.4485	-0.0143	0.5331	-0.0684	0.7925
対数尤度	-507.0		-423.5		-425.3	

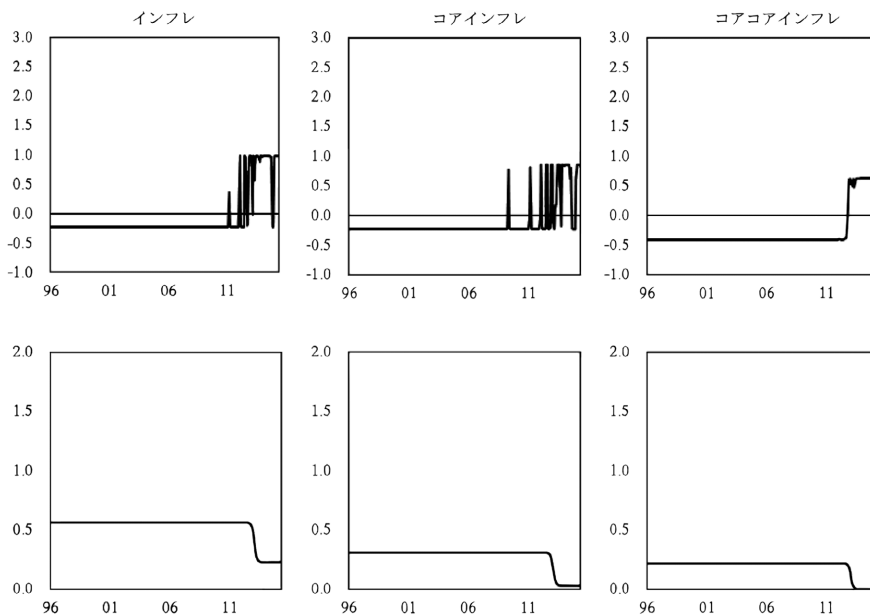
すなわち、インフレとコアインフレに関しては、レジーム2の期待インフレ率の推定値は負であるが、標準誤差を考慮に入れると、有意水準5%で有意に負の結果とはなっていない。それに対して、コアコアインフレの期待インフレ率は、有意に負と推定されている。レジーム3の結果は、いずれの指標においても、期待インフレ率が正で有意に推定されており、期待インフレ率が大きく上昇していることが示唆されている。次に、原油価格がレジーム推移に与える影響を見てみると、インフレとコアインフレに関しては、 γ_0 は有意に正に推定されており、有意に正の影響を持つことが示唆されている。また、推移の中心はほぼ0に近い値となっており、有意となっていない。1996年から2015年までの原油価格の平均月次上昇率は約0.4%であったことを考慮に入れると、この結果は、原油価格が上昇傾向になれば、期待インフレ率のレジームはレジーム3からレジーム2に推移する傾向があることを示している。つまり、近年の原油価格の下落が、日銀のインフレ目標の明確化と量的・質的金融緩和の導入により上昇した期待インフレ率をインフレ目標導入以前のゼロインフレレジームの水準に引き戻す傾向があることが示唆されているのである。コアコアインフレに関しては、原油価格の影響は有意となっておらず、そのような傾向は見られていない。一方、為替レートに関して見てみると、 γ_E はいずれの指標においても、負で推定さ

れているが、有意な結果とはなっていない。したがって、近年の円安がレジーム2からレジーム3への推移を加速させた可能性はあるが、その影響は軽微であったといえることができる。

これらの点を視覚的に確認するために、推定された期待インフレ率の推移を図示したものが図表8である。図表8からわかるように、いずれの指標においても、2013年初頭の日銀のインフレ目標導入の明確化と量的・質的金融緩和の導入以降、期待インフレ率は大きく上昇し、大部分の時期において、期待インフレ率は、インフレとコアインフレで1%弱、コアコアインフレで0.6%程度になっている。しかしながら、インフレとコアインフレに関しては、原油価格の下落が大きかった時期には、それが0%程度に戻る傾向もあり、その傾向は、特にコアインフレに関して顕著となっている。それに対して、コアコアインフレに関しては、そのような傾向はほとんど見られず、期待インフレ率は安定したものとなっている。また、グラフからも為替レートが期待インフレ率に与えた影響は、ほとんど見ることができず、推定結果と整合的なものとなっている。

以上をまとめると、本項では、原油価格と為替レートが期待インフレ率レジームに与えた影響を評価した。その結果、インフレとコアインフレに関して、近年の原油価格の下落は期待インフレ率に有意に負の影響を与え、期待インフレ率の低下を通じて、インフレの大きな下落圧力となっていることが明らかとなった。一方、近年の円

図表8 期待インフレ率（上段）とアウトプットギャップ係数（下段）の変遷



安に関しては、期待インフレ率に対して有意な影響は見られず、その影響は軽微であった可能性が示唆された。

また、近年の原油価格の下落の影響を考慮に入れると、2013年の日銀によるインフレ目標導入以降の金融緩和政策により、期待インフレ率はコアインフレで0.9%程度まで上昇した可能性があるが、原油価格の低迷が続けば、期待インフレ率がインフレ目標導入以前の水準に戻ってしまう可能性も示唆された。それと同時に、原油価格が回復したとしても、2%のインフレ目標を達成するのは、2015年9月の時点においては難しいことも示唆された。コアコアインフレを指標とすると、原油価格の下落の影響は受けることはなくなり、期待インフレ率は0.6%程度で安定的となっているが、それでもやはり2%のインフレ目標の達成は、容易でないといえることができる。

5. 結び

過去30年間において、日本経済はバブル経済の発生と崩壊、その後の長期経済停滞、リーマンショックやユーロ危機などの国際金融危機、ゼロ金利政策の導入、量的金融緩和の開始、インフレ目標の導入など様々な事象を経験してきた。この過程の中で、日本における期待インフレ率がどのように変化してきたかを実証的に調べることは非常に重要な問題である。特に、2013年初頭に日銀が2%のインフレ目標を明確化し、量的・質的金融緩和を導入して以来、期待インフレ率がどの程度、2%に近づいてきているのかを分析することは、非常に興味深い課題である。

このような問題意識の下、本稿では、過去30年に渡る日本の期待インフレ率の変遷を分析した。そのために、Kaihatsu and Nakajima (2015)によるマルコフスイッチング構造をもつハイブリッド型フィリップス曲線を平滑推移(ST)構造をもつハイブリット型フィリップス曲線に改良し、期待インフレ率の変遷の推定を試みた。そして、実証研究を通じて、過去30年間の期待インフレ率において何個のレジームが存在するかを特定するとともに、特定された各レジームの特徴を明らかにすることを試みた。その結果、以下のようなことが明らかとなった。

まず第1に、過去30年間の日本の期待インフレ率には、少なくとも3個のレジームが存在する可能性が高いことが判明した。また、それぞれ1985年から1995年までの伝統的な金融政策レジーム(レジーム1)、1995年から2012年までの超低金利政策レジーム(レジーム2)、2013年以降のインフレ目標政策レジーム(レジーム3)にほぼ一致することがわかった。つまり、期待インフレ率レジームと金融政策レジームには、強い対応関係が見られ、金融政策が期待インフレ率の形成に重要な役割を果たしていることが明らかとなった。

次に、(5)と(7)からなる3状態STフィリップス曲線の推定結果を基に各期待インフレ率レジームの特徴を分析した結果、次のような特徴が判明した。まず、レジーム1においては、インフレとコアインフレの期待インフレ率は、有意に正で1.5%程度となった。一方、コアコアインフレの期待インフレ率はほぼ2%とやや高めに推定された。また、期待インフレ率は概ね安定しており、レジーム1においては、期待インフレ率は比較的高く、安定的であったことがわかった。レジーム2においては、インフレならびにコアインフレに関しては、期待インフレ率は-0.2%程度に推定されたが、有意に負の結果とはならなかった。それに対して、コアコアインフレの結果は、-0.6%と有意に負の結果となり、期待インフレ率がデフレの域に陥っていた可能性が示唆された。したがって、レジーム2では、いずれの指標においても期待インフレ率が大きく低下し、インフレとコアインフレに関しては、期待インフレ率は有意に0と異ならず、コアコアインフレはデフレの域に達するまで、期待インフレ率が低下していたことが明らかとなった。また、期待インフレ率の変遷を見てみると、このレジームにおいても、期待インフレ率は安定していた。この間、日銀はゼロ金利政策や量的緩和政策など、様々な政策を行ってきており、それらの政策が期待インフレ率を下支えした可能性はあるが、期待インフレ率を正で有意にすることはできなかったことが示唆された。レジーム3においては、インフレの期待インフレ率は1%程度まで上昇し、コアインフレとコアコアインフレは、それぞれ0.7%程度まで上昇していることが明らかとなった。しかしながら、日銀のインフレ目標である2%と比較してみると、いずれの指標においても、期待インフレ率は有意に2%より低いことが確認された。つまり、日銀のインフレ目標の明確化とそれに付随する量的・質的緩和政策の導入は、デフレからの脱却という課題には一定の成果を上げた可能性があるが、2%のインフレ目標の達成には十分ではない可能性が示されたのである。

以上の結果は、フィリップス曲線がアウトプットギャップだけに依存するという前提の下で導かれたものであるが、日本のインフレ率は原油価格や為替レートにも大きな影響を受けている可能性がある。そこで、原油価格や為替レートの影響を考慮するために、フィリップス曲線をこれらの変数を含んだ形に拡張した結果、為替レートが短期的なインフレやコアインフレの変動に与えた影響は限定的であるものの、原油価格はインフレやコアインフレに有意に正の影響を与えたことが判明した。また、レジーム3において、原油価格がインフレに与える影響が大きくなっていることが確認された。言い換えれば、近年の原油価格の下落が、インフレやコアインフレの強い下落圧力になっている可能性が示唆されたのである。実際、原油価格の影響を考慮に入れると、レジーム3におけるコアインフレの期待インフレ率は0.9%程度まで上昇しているものの、近年の原油価格の低下により、コアインフレが0.5%程度抑制されて

いる可能性があることがわかった。

同様に、原油価格と為替レートが期待インフレ率のレジーム推移に影響を与えた可能性を評価したところ、インフレとコアインフレに関して、近年の原油価格は期待インフレ率に有意に負の影響を与え、原油価格が上昇傾向になれば、期待インフレ率のレジームはレジーム3からレジーム2に推移する傾向があることが確認された。つまり、近年の原油価格の下落が、日銀のインフレ目標の明確化と量的・質的金融緩和の導入により上昇した期待インフレ率をインフレ目標導入以前のゼロ期待インフレ率レジームの水準に引き戻す傾向があることが示唆されたのである。一方、近年の円安に関しては、期待インフレ率に対して有意な影響は見られず、その影響は軽微であった可能性があることがわかった。

以上をまとめると、近年の原油価格の下落の影響を考慮に入れると、2013年の日銀によるインフレ目標明確化とそれに付随する量的・質的金融緩和により、期待インフレ率はコアインフレで0.9%程度まで上昇したが、原油価格の低迷により、コアインフレが0.5%程度抑制されている可能性や期待インフレ率がゼロ期待インフレ率レジームに逆戻りする可能性が明確となった。それと同時に、原油価格が回復したとしても、2%のインフレ目標を達成するのは、2015年9月時点の政策のままでは難しいことも示唆された。一方、コアコアインフレを指標とすると、原油価格の下落の影響はなくなり、期待インフレ率は0.6%程度で安定的となることが明らかになった。つまり、短期的な原油価格下落の影響がなくなる分、コアコアインフレの期待インフレ率は小さく推定され、コアコアインフレを用いても、2%のインフレ目標の達成は、容易でないことが判明した。

本稿では、できる限り精緻な分析を行う努力はしたものの、いくつかの課題は残されている。例えば、第4節の分析では、すべてのパラメータを同時に推定することをせず、期待インフレ率レジームを決めるパラメータに関しては、第3節の結果をそのまま利用した。これは、第3節で示された金融政策と対応するレジーム構造をもつフィリップス曲線に対して、原油価格と為替レートの影響を調べるという目的においては理にかなったものであるとともに、複雑なモデルを推定する上で必要な処置ではあるが、この仮定を取り除き、分析を行うことは今後の課題である。また、本稿では期待インフレ率の変遷を捉えるために、平滑推移モデルを利用したが、状態空間モデルなどその他の手法を用いて期待インフレ率を推定し、結果の頑健性を検証することも今後の課題である。さらに、本稿ではフィリップス曲線の誤差項の分散は一定という仮定をおいたが、分散は変動している可能性も大いに考えられる。分散モデルの誤った特定化は、推定値そのものというよりは、推定の効率性に及ぼす影響が大きいいため、分散一定の仮定が本稿の結果に与える影響はそれほど大きなものではないと考

えられるが、より精緻な結果を得るために、時変的な分散をモデルに含めることも今後考えていきたい。

最後に、2016年早々から、金融市場では、株安・円高が急激に進行した。そんな中、日銀はマイナス金利付き量的・質的金融緩和を導入した。マイナス金利の導入が期待インフレ率にどのような影響を及ぼしたかをデータ分析するのはまだ時期尚早であるが、今後の重要な課題であるのは間違いないので、時間が経ちデータがそろいのを待って、新たな分析が行われることを期待したい。

参考文献

- De Veirman, Emmanuel (2009), "What Makes the Output-Inflation Trade-off Change? The Absence of Accelerating Deflation in Japan," *Journal of Money, Credit and Banking* 41, pp.1117-1140.
- Eitrheim, Øyvind and Timo Teräsvirta (1996), "Testing the Adequacy of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of Econometrics* 74(1), pp.59-76.
- Fuhrer, Jeffrey C. and George R. Moore (1995), "Inflation Persistence," *Quarterly Journal of Economics* 110(1), pp.127-159.
- Fuhrer, Jeffrey C., Giovanni P. Olivei and Geoffrey M. B. Tootell (2012), "Inflation Dynamics when Inflation is Near Zero," *Journal of Money, Credit and Banking* 44, pp.83-122.
- Galí, Jordi and Mark Gertler (1999), "Inflation Dynamics : A Structural Econometric Analysis," *Journal of Monetary Economics* 44(2), pp.195-222.
- Galí, Jordi, Mark Gertler, and J. David López-Salido (2005), "Robustness of the Estimates of the Hybrid New Keynesian Phillips Curve," *Journal of Monetary Economics* 52, pp.1107-1118.
- Hara, Naoko, Kazuhiro Hiraki and Yoshitaka Ichise (2015), "Changing Exchange Rate Pass-Through in Japan : Does It Indicate Changing Pricing Behavior?," Bank of Japan Working Paper Series, 15-E-4, Bank of Japan.
- Hooker, Mark A. (2002), "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime," *Journal of Money, Credit and Banking* 34, pp.540-561.
- Inoue, Tomoo and Tatsuyoshi Okimoto (2008), "Were There Structural Breaks in the Effects of Japanese Monetary Policy? Re-evaluating Policy Effects of the Lost Decade," *Journal of the Japanese and International Economies* 22(3), pp.320-342.
- Kaihatsu, Sohei and Jouchi Nakajima (2015), "Has Trend Inflation Shifted? : An Empirical Analysis with a Regime-Switching Model," Bank of Japan Working Paper Series, 15-E-3, Bank of Japan.
- Lin, Chien-Fu Jeff and Timo Teräsvirta (1994), "Testing the Constancy of Regression Parameters Against Continuous Structural Change," *Journal of Econometrics* 62(2), pp.211-228.
- Luukkonen, Ritva, Pentti Saikkonen and Timo Teräsvirta (1988), "Testing Linearity A-

- gainst Smooth Transition Autoregressive Models," *Biometrika* 75, pp.491-499.
- Miyao, Ryuzo (2000), "The Role of Monetary Policy in Japan : A Break in the 1990s?," *Journal of the Japanese and International Economies* 14, pp.366-384.
- Roberts, John M. (1997), "Is Inflation Sticky?," *Journal of Monetary Economics* 39, pp.173-196.
- Roberts, John M. (2006), "Monetary Policy and Inflation Dynamics," *International Journal of Central Banking*, 2(3), pp.193-230.
- Teräsvirta, Timo (1994), "Specification, Estimation and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models," *Journal of American Statistical Association* 89 (425), pp.208-218.