

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

景気変動が実質賃金に与える影響
-インフレ率水準との関係-

おいひろゆき うえのよういち
大井博之・上野陽一

Discussion Paper No. 2017-J-4

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 東京都中央区日本橋本石町 2-1-1

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.imes.boj.or.jp>

無断での転載・複製はご遠慮下さい。

備考：日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、ディスカッション・ペーパーの内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

景気変動が実質賃金に与える影響 -インフレ率水準との関係-

おおいひろゆき* うえのよういち**
大井博之* 上野陽一**

要 旨

本稿では、景気変動が実質賃金に与える影響について、特にインフレ率水準との関係に着目して、日本と米国を対象に検証した。検証においては、1986年から2014年までのマクロ時系列データを用い、インフレ率水準がマクロ経済変数間の連関に影響を与える可能性を考慮できる円滑遷移多変量自己回帰分析を採用した。実証分析から、日米ともに、(1) 実質賃金は景気変動に対し正循環的であることがわかった一方、(2) 実質賃金の景気変動への反応が景気改善時と悪化時で異なることについては、頑健な結果が得られなかった。さらに、(3) わが国では、景気変動をもたらすショックに対する実質賃金の反応は、インフレ率が高くなるほど大きくなる一方、米国では、インフレ率の高低と実質賃金の反応に明確な関係がみられないといった異なる結果が得られた。日米でこうした差異が見出される要因としては、物価観すなわち中長期的な予想インフレ率が形成されるメカニズムの違いなどが影響していると推測される。

キーワード：実質賃金、景気変動、フィリップス曲線、STVAR、一般化インパルス応答

JEL classification: C32、E24、E30、E52

* 日本銀行金融研究所 (E-mail: hiroyuki.ooi@boj.or.jp)

** 日本銀行金融研究所企画役 (E-mail: youichi.ueno@boj.or.jp)

本稿の作成に当たっては、渡部敏明（一橋大学）、宮本弘暁（国際通貨基金）の両氏ならびに金融研究所スタッフから有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者たち個人に属する。

1. はじめに

実質賃金の変動が景気変動に対し正循環的 (procyclical) か、反循環的 (countercyclical) かなど、その決定メカニズムは、学界において古くから議論が続く、「古くて新しい」重要な論点である¹。金融政策の運営においても、実質賃金の上昇は実質所得の改善に繋がる、デフレ脱却に向けての欠かすことのできないピースであり、実質賃金の決定メカニズムに関する理解を深めることは重要と考えられる。

実質賃金は、物価と名目賃金からなる相対価格であり、景気循環との関連性は物価と名目賃金が景気変動へ反応する度合の違いから生じる。物価もしくは名目賃金の上昇率と景気循環、特に需給ギャップや失業率との関係は、フィリップス曲線として知られている。この曲線の形状に着目すると、実質賃金が景気変動に対し正循環的か反循環的かは、曲線の傾きの違いに表れ、物価に関するフィリップス曲線の傾きが、名目賃金に関するフィリップス曲線の傾きよりも小さければ、実質賃金の変動は景気正循環的となり、大きければ反循環的となる。

フィリップス曲線については、傾きなどその形状が時期によって変化しているとの指摘がしばしば聞かれる。図表 1 (1) でわが国の賃金、労働需給、インフレ率の推移をみると、1997 年以前は、名目賃金と物価の伸び率は概ねプラスで推移している。一方、1998 年以降は、名目賃金と物価の伸び率がマイナスとなることが多くみられるほか、失業率ギャップがゼロ近傍で推移している場合にも、1997 年以前に比べれば、名目賃金と物価の伸び率は小幅なものにとどまっている。これを名目賃金・物価に関するフィリップス曲線で確認すると、1997 年以前と比べて、1998 年以降では傾きが緩やかになっている (図表 2)。また、米国についても、わが国の例に合わせて 1998 年を区切りとすると、2007 年の金融危機以降、失業率ギャップが大幅に拡大しているなかでも、名目賃金および物価は、大幅に低下することなく、安定的に推移していたことなどもあって、フィリップス曲線の傾きは緩やかになっている (図表 1 (2)、図表 2)。

近年、こうしたフィリップス曲線における形状変化の要因やその背景にあるメカニズムを探る研究が精力的に行われており、様々な仮説が提示されている²。そのなかでは、中長期的な予想インフレ率を主な要因とするものが少なくない³。ここで、財市場と労働市場において、物価と賃金が齊一的に設定されると前提できなければ、中長期的な予想インフレ率など物価や賃金の設定に影響を与える要因が変化した場合に、物価と名目賃金のフィリップス曲線が異なって変化する可能性がある。その場合、実質賃金の需給ギャップや失業率に対する反応も変化することになる。

¹ 例えば、Keynes (1936,1939)、Lucas (1977)、Barro and King (1984)、Blanchard and Fisher (1989)、Messina, Strozzi and Turunen (2009) 等。

² 木村・黒住・原 (2008) 等。

³ 日本については、例えば、西崎・上野・田中 (2011) を参照されたい。

以上を踏まえ、本稿では、実質賃金と景気循環との連関がインフレ率の高低から影響を受けているかどうかに関して、この目的に合致する時系列分析手法を用いることにより、日米を対象に実証分析を試みる。この時系列分析手法は、円滑遷移多変量自己回帰分析 (smooth transition vector autoregression、STVAR) と呼ばれ、経済状況に応じて対象とする変数間の関係が滑らかに変化することを許容したうえで、変数間の動学的な関係を推計可能であるところに特徴がある。この特徴から、物価、名目賃金、失業率（もしくは需給ギャップ）の連関が、インフレ率の高低によって影響を受ける度合を、推計されたインパルス応答の形状変化から計測可能となる。なお、インフレ率に着目した STVAR を用いて、実質賃金と景気循環との連関を分析したものは、筆者らが知る限り他にはなく、これが初めての試みである。

予め実証分析から得られた結論を要約すると、以下の 3 点にまとめられる。第 1 に、わが国、米国ともに、実質賃金変動は概ね景気変動に対し正循環的であることがわかった。第 2 に、近年振れの大きいエネルギーの影響を除けば、景気改善時と悪化時で、実質賃金の景気変動への反応が異なることは、日米ともに確認されなかった。ただし、エネルギーを含んだ、わが国のコア CPI を用いた場合、景気改善時と悪化時で実質賃金の反応が非対称となる点には留意が必要である。第 3 に、わが国では、インフレ率の水準に依存して、実質賃金の景気変動に対する反応が大きく異なる一方、米国では、実質賃金の反応は、インフレ率の水準にそれほど依存しないとの結果が得られた。

インフレ率の高低から景気変動に対する実質賃金の反応度合への影響が、日米の間で異なる結果となった背景としては、労働市場に起因するものや、財市場における価格設定行動など様々な要因が影響していると推測されるが、中長期的な予想インフレ率が「物価安定の目標」にしっかりとアンカーされているか否かの違いも要因の 1 つと考えられる。米国のように、中長期的な予想インフレ率がしっかりとアンカーされ、足もとのインフレ率に影響される度合が小さい場合には、足もとのインフレ率の変化は、労働市場や財市場における価格設定に、大きな影響を与えないと考えられる。そのため、実質賃金の景気変動への反応は足もとのインフレ率にそれほど依存しないと考えられる。一方、日本では、中長期的な予想インフレ率がしっかりとアンカーされていない期間が長く、足もとのインフレ率の変化が、労働市場や財市場における価格設定に無視できない影響を与えることから、実質賃金の景気変動への反応が足もとのインフレ率の高低に影響を受けていると推察される。

次節以降の構成は以下のとおりである。第 2 節では、本稿で確認する論点について、先行研究を踏まえつつ整理する。第 3 節では、分析手法と推計に用いるデータを説明する。第 4 節では、実証分析結果とその解釈を述べる。第 5 節は、まとめと今後の展望である。

2. 本稿で確認する論点

本稿の目的は、実質賃金の景気変動に対する反応に関し、(1) 実質賃金の変動は景気正循環的か否か、(2) 景気改善時と悪化時とでは実質賃金の反応度合は異なるか、(3) 実質賃金の景気変動に対する反応はインフレ率の高低に依存しているかといった3点について、日米のデータを用いた実証分析によって確認することである。本節では、次節以降の実証分析に先立ち、先行研究を踏まえて各論点を整理する。

(1) 実質賃金変動は景気正循環的か否か

実質賃金の変動が、景気正循環的か反循環的かは、物価と名目賃金の相対的な粘着性の強さによって決まる。すなわち、名目賃金が物価よりスムーズに調整されるのであれば、景気改善時に実質賃金は上昇することになる。逆に、物価のほうが名目賃金よりもスムーズに調整されるのであれば、景気改善時に実質賃金は低下する。

実質賃金の景気変動への反応といっても、その計測においては、Marczak and Beissinger (2013) が主張しているように、短期・長期で反応の方向が異なる可能性もある。具体的には、ある種のショックが経済に生じてから4年以内と、それより長期とでは、実質賃金の景気変動への反応が異なると主張している。この他にも、実質賃金が景気正循環的か反循環的かは、名目賃金の種類、実質化するためのデフレーター、景気循環の代理変数、データの頻度・期間、トレンドの除去方法、対象とする労働者の属性等に依存することを、Abraham and Haltiwanger (1995) 等が指摘している。

特に、分析に使用する名目賃金の違いによって、異なる結果となることには注意が必要である。例えば、上野 (1993) は、日本では、労働者を解雇し再雇用するコストが大きいことから、企業は労働投入量を労働時間で調整する傾向にあるため、一人当たりの実質賃金が景気正循環的になりやすいとしている。もっとも、この点については、一人当たりかつ時間当たりの賃金(時給)を分析対象とした場合には、該当しない。

近年の先行研究をみると、日本と米国に関して、Messina, Strozzi and Turunen (2009) は、実質賃金(製造業)は景気正循環的であると結論づけている。彼らは、1960年から2004年までのパネルデータ、具体的にはOECD18か国について景気循環の代理変数として雇用者数(製造業)と鉱工業生産指数、実質賃金には製造業部門の名目賃金を3種類のデフレーター(CPI、PPI、GDPデフレーター)で実質化したものを用いて、Den Haan (2000) 及びCroux, Forni and Reichlin (2001) の手法に基づき、各国の実質賃金が景気正循環的か反循環的かの検証を行っている。その結果、日本では全ての実質賃金、米国では、CPI、GDPデフレーターを用いて算出した実質賃金が景気正循環的であるとしている。また、Miyamoto (2015) でも、同様の手法を用いて、わが国の1994年から2014年までのデータ、具体的には景気循環の代理変数として失業率、名目賃金として毎月勤労統計調査の名目賃金を用いて、実質賃金が概ね景気正循環的であることを示している。

(2) 景気改善時と悪化時とでは実質賃金の反応度合は異なるか

米国において名目賃金に下方硬直性が存在することについては、Akerlof *et al.* (1996) や Card and Hyslop (1997) など、多数の先行研究が指摘している。わが国では、Kimura and Ueda (2001)、黒田・山本 (2006) が 2000 年にかけて名目賃金の下方硬直性の程度が緩和したとしている一方、神林 (2011) は 2000 年以降も、下方硬直性が高まっていると指摘している。

名目賃金に下方硬直性が存在する場合、景気悪化時には、名目賃金が下がり難くなるなどその伸縮性は景気改善時と比べて低下する。したがって、物価の伸縮性が景気改善時と悪化時とで変化しないとすれば、実質賃金の景気変動に対する反応は、景気改善時と悪化時とで非対称になると考えられる。ただし、Daly and Hobijn (2014) は、名目賃金に下方硬直性が存在する場合、景気改善時においても、それ以前の不景気局面で賃下げが凍結されていたことが影響し、名目賃金が上昇し難くなることを、米国のデータを用いて示している。このため、仮に実質賃金の反応が景気変動の方向によって非対称となる場合には、名目賃金の下方硬直性が強いことに加え、Daly and Hobijn (2014) が指摘したメカニズムがそれほど強く作用していない可能性を示唆することになると考えられる。

(3) 実質賃金の景気変動に対する反応はインフレ率の高低に依存しているか

Akerlof *et al.* (1996) や Daly and Hobijn (2014) は、低インフレ時ほど、名目賃金変動の下方硬直性が大きな影響を与え得るとしている。低インフレ時ほど景気変動が名目賃金上昇率に与える影響が小さくなることは、新谷・武藤 (2014) における「賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線」の傾きが近年フラット化しているとの指摘と整合的である。その場合、景気変動がインフレ率に与える影響度合に変化がなければ、低インフレ時ほど、実質賃金の景気変動に対する反応が大きくなることになる。

もっとも、インフレ率の水準自体が、インフレ率の景気変動への反応に影響を与える可能性も指摘されている。例えば、Ball and Mazumder (2011) は、インフレ率の平均が低下すると、企業が価格改定によって得られるメリットも相対的に低下することから、企業の価格改定頻度が低下し、フィリップス曲線はフラット化することを指摘している。

つまり、インフレ率の水準が実質賃金の景気循環への反応度合に与える影響を分析するに際しては、名目賃金と物価それぞれの景気循環への反応度合がどの程度インフレ率の高低から影響を受けるかが重要なポイントとなる。この点については、明確な解答を示している研究は未だ存在しないため、本稿を含む今後の実証分析で明らかにしていくべき論点といえる。

3. 分析手法

(1) 分析手法：円滑遷移多変量自己回帰分析 (STVAR)

本稿では、Den Haan (2000) における議論をもとに、多変量自己回帰分析 (vector auto regression、VAR) やそれを拡張した STVAR を用いて、短中期 (~12 四半期先) までの実質賃金変動と景気循環との関係を分析対象とする。ここでは、実質賃金変動と景気循環との関係をみるために、景気変動をもたらすショックに対する実質賃金のインパルス応答を用いる。なお、本稿では、需要面の変化がもたらす景気変動に焦点を当てるため、労働生産性の向上など供給面における変化の影響を強く受けると考えられる長期を対象外としている。

VAR および STVAR では、名目賃金上昇率 (前年比)、インフレ率 (前年比)、失業率ギャップ (需給ギャップ) の3変数のシステムを推計する。分析に使用するデータの詳細については、4 節で述べる。なお、VAR を用いて、マクロ経済動学を実証的に分析する際には、短期金利が金融政策スタンスの代理変数として頻繁に用いられるが、本稿では使用していない。これは、わが国では 1990 年代後半以降、短期金利がゼロ近傍で推移しており、金融政策のスタンスを表す指標として十分な役割を果たさない可能性を考慮したためである⁴。

STVAR は、経済状況の変化に応じて、経済変数間の関係が徐々に変わっていくことを許容できるように VAR を拡張したものである。言い換えれば、経済が幾つかのレジームの間を滑らかに移行していくことを表現することができる。具体的には、レジーム数、各変数のラグ次数をそれぞれ 2 とすると⁵、以下のように表現される。

$$w_t = \{g_1 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j} w_{t-j}\} + G(s_t; \gamma, c) \times \{g_2 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{2,j} w_{t-j}\} + e_t, \quad (1)$$

$$\Phi_{1,j} = \begin{pmatrix} \alpha_{1,j} & \alpha_{2,j} & \alpha_{3,j} \\ \beta_{1,j} & \beta_{2,j} & \beta_{3,j} \\ \delta_{1,j} & \delta_{2,j} & \delta_{3,j} \end{pmatrix}, \quad \Phi_{2,j} = \begin{pmatrix} \alpha_{4,j} & \alpha_{5,j} & \alpha_{6,j} \\ \beta_{4,j} & \beta_{5,j} & \beta_{6,j} \\ \delta_{4,j} & \delta_{5,j} & \delta_{6,j} \end{pmatrix},$$

$$e_t = (\varepsilon_t^x, \varepsilon_t^y, \varepsilon_t^z)', \quad e_t \sim i.i.d.N(0, \Omega).$$

ここで、 $w_t = (x_t, y_t, z_t)'$ 、 $g_1 = (\mu_1, \mu_2, \mu_3)'$ 、 $g_2 = (\mu_4, \mu_5, \mu_6)'$ 、 x_t : 失業率 (需給ギャップ)、 y_t : 名目賃金上昇率、 z_t : インフレ率であり、 x_t, y_t, z_t は内生変数、 μ_i は定数

⁴ この点について、低金利環境下のマクロ経済分析において、短期金利の代わりに金融政策スタンス指標として使用されることの多い潜在金利 (shadow rate) など代替的な指標の活用も展望される。潜在金利については、Black (1995) や Wu and Xia (2016) などを参照。

⁵ 以下の分析では、ベイズ情報量規準 (Bayesian information criterion、BIC) に基づき、ラグ次数を 2 期と設定している。

項、 $\varepsilon_t^x, \varepsilon_t^y, \varepsilon_t^z$ はそれぞれ変数 x_t, y_t, z_t への外生的なショックである。また、 G は遷移関数と呼ばれ、景気など経済状況を表す遷移変数 s 、その閾値 c 、遷移の速度 γ から成り、0 から 1 の値をとる。

なお、遷移関数の形状として頻繁に使用されるのが、ロジスティック関数 (LSTVAR) と指数関数 (ESTVAR) である (図表 3)。モデル選択テストの結果により、どちらの関数を用いるか決定する。ここで、ロジスティック関数は、

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

であり、指数関数は、

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 - \exp\{-\gamma(s_t - c)^2\}) \quad \gamma > 0,$$

と表現される。 s_t は遷移変数と呼ばれ、内生変数の 1 つである y_t のラグ項 (ラグ次数は l) としている。すなわち、

$$s_t = y_{t-l}$$

となる。また、 γ はロジスティック関数、指数関数の滑らかさを表すパラメータであり、 γ が 0 に近づけば近づくほど、 $G(s_t; \gamma, c)$ は定数 (ロジスティック関数の場合 0.5、指数関数の場合 0) となる。この場合、STVAR は VAR に帰着する。したがって、統計的検定によって、 $\gamma = 0$ が棄却できない場合、推計に用いたデータを表現するために、複数のレジームは必要ないということになる。一方、 $\gamma > 0$ の場合、遷移変数の動きによって、 $G(s_t; \gamma, c)$ は大きく変化することになる。ただし、 $\gamma \rightarrow \infty$ の場合には、ESTVAR については、指数関数が 1 となるため VAR に帰着する一方、LSTVAR については、ロジスティック関数が遷移変数 s の値によって、0 と 1 の 2 つの値をとることから、2 つのレジームを不連続に移行するレジーム・スイッチング・モデル (閾値 VAR) に帰着する (図表 4)。

(2) 遷移変数の選択

遷移変数には、インフレ率 (前年比) の実現値を使用する。これは、先行研究において、足もとのインフレ率ないしは予想インフレ率の水準が、名目賃金の下方硬直性から生じる歪みや価格改定頻度に与える影響を通じて、実質賃金変動と景気循環の関係を変化させる可能性が指摘されていることを踏まえたものである。この点、理想的には、各種サーベイ・データなどから得られる予想インフレ率も遷移変数として、実証分析すべきであるが、各種先行研究 (Ball and Mazumder (2011)、Gordon (2011)、Coibion and Gorodnichenko (2015)、新谷・武藤 (2014) 等) でも、インフレ率 (前年比) の実現値を予想インフレ率の代理変数として使用している。このことから、本稿における遷移変

数の選択は、先行研究でも許容されていると言えるが、分析結果を解釈するには、日米でインフレ予想の形成メカニズムが異なっている可能性も考慮する必要がある。遷移変数のラグ次数は、半年前（1 及び 2 四半期前）までを候補として、Weise（1999）、北坂（2003）同様、1 次のテイラー展開に基づく尤度比検定統計量の p 値を最小にするものとしている⁶。

（3）推計の手順

STVAR では、通常の VAR と異なり、いくつかの手順を踏んでパラメータが推計される。

まず、VAR ではなく STVAR が統計的に支持されるかどうかを検証するために、帰無仮説 $H_0: \gamma=0$ を尤度比検定統計量により検証する。ただし、帰無仮説の下で、閾値 c とパラメータ g_2 、 ϕ_2 のような識別できないパラメータが存在する場合、尤度比検定統計量が通常のカイ 2 乗分布には従わないことが知られている。そこで、STVAR では通常の尤度比検定ではなく、テイラー展開に基づく尤度比検定を行うことが必要となる。

テイラー展開に基づく尤度比検定によって $H_0: \gamma=0$ が棄却できない場合は、非線形性をもつ STVAR でなく、線形の VAR が示唆され、帰無仮説を棄却できる場合は STVAR が示唆される（詳細は、補論 1 を参照）。ここで、STVAR が支持された場合、LSTVAR と ESTVAR のどちらが妥当かモデル選択を行う（詳細は、補論 2 を参照）。

次に、最尤法で各種パラメータを推計することになるが、尤度最大化の過程においては、尤度関数に局所最適値が数多く存在するため、パラメータの初期値を大域的最適値の周辺にとることが重要となる。本稿では、先行研究に倣い、はじめから最尤法により推計するのではなく、まず遷移関数における遷移速度 γ と閾値 c をベイズ情報量規準（Bayesian information criterion、BIC）を最小⁷にするよう探索（グリッドサーチ）し、その最小値をとる γ と c を最尤法における初期値とする。なお、他のパラメータは、 γ と c の値を所与とすれば最小二乗法により求めることができる。こうして適切な初期値を設定したうえで、最尤法を実施して尤度を最大化するパラメータを推計する。推計パラメータが得られれば一般化インパルス応答も計算可能となる。なお、STVAR におけるパラメータ推計方法および一般化インパルス応答の計算方法の詳細は、補論 3 を参照されたい。

最後に、上述の分析では、レジームが 2 つある場合を想定していたが、頑健性の確認として、レジームが 2 つではなく、3 つ以上ある可能性についても Anderson and Vahid（1998）に倣って検証する⁸（詳細は補論 4 を参照）。

⁶ 詳細は補論 1 を参照されたい。

⁷ 推定するパラメータの数は変わらないため、残差平方和を最小化することと同じである。

⁸ Anderson and Vahid（1998）は、多変数からなるシステムについて、3 つ以上のレジームが

(4) 識別制約

各内生変数へのショックの同時点相関については、宮本（2016）などの先行研究を参考に、リカーシブ制約を課し、労働需給、名目賃金変動率、インフレ率の順序とした⁹。これは、数量（需給）の決定が、物価や名目賃金など価格の決定に先んずると想定していることになる。宮本（2016）は、構造 VAR を用い、2000 年代の金融政策の効果を分析しており、ショックを識別する際に、リカーシブ制約を課し、経済活動に関する変数（生産高、失業率）、価格変数（物価上昇率、名目賃金）、金融政策変数の順序としている。なお、上述のように、需給ショックに対する（一般化）インパルス応答に着目するため、名目賃金変動率とインフレ率の順序を変更しても、以下の分析結果に影響しない。一般化インパルス応答を計算する際には、攪乱項の同時点間の相関を考慮した直交化インパルス応答を使用している。この同時点間の構造を式で表すと以下のように表せる。まず、 e_t の分散共分散行列を以下のように変形する。

$$E(e_t' e_t) = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \sigma_{13} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} \\ \sigma_{31} & \sigma_{32} & \sigma_3^2 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \varphi_1 & 1 & 0 \\ \varphi_2 & \varphi_3 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^* & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^* \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \varphi_1 & 1 & 0 \\ \varphi_2 & \varphi_3 & 1 \end{pmatrix},$$

$$\varphi_1 = \frac{\sigma_{12}}{\sigma_1^2}, \quad \varphi_2 = \frac{\sigma_{13}}{\sigma_1^2}, \quad \varphi_3 = \frac{\sigma_1^2 \sigma_{23} - \sigma_{12} \sigma_{13}}{\sigma_1^2 \sigma_2^2 - \sigma_{12}^2},$$

$$\sigma_2^* = \sigma_2^2 - \frac{\sigma_{12}^2}{\sigma_1^2}, \quad \sigma_3^* = \sigma_3^2 - \frac{1}{\sigma_1^2} \left\{ \sigma_{13}^2 + \frac{(\sigma_1^2 \sigma_{23} - \sigma_{12} \sigma_{13})^2}{\sigma_1^2 \sigma_2^2 - \sigma_{12}^2} \right\}.$$

次に、以下を満たすように、 u_t を定義すると、

$$e_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t^x \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^z \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ \varphi_1 & 1 & 0 \\ \varphi_2 & \varphi_3 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_t^x \\ u_t^y \\ u_t^z \end{pmatrix} \equiv T^{-1} u_t,$$

u_t は直交化攪乱項となり、分散共分散行列は以下のように与えられる。

$$E(u_t' u_t) = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^* & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_3^* \end{pmatrix}.$$

以下の分析で用いるインパルス応答は、（労働）需給ショック u_t^x に 1 標準偏差 (σ_1)

存在しているかを検定する際には、 $\gamma=0$ 近傍での 1 次近似による検定統計量の算出を推奨している。

⁹ つまり、リカーシブ制約において順位が前の変数へのショックは後順の変数にも同時点で影響を与えるという制約を課した。

のショックを与えて計算した。

4. 実証分析

(1) データ

上述したように、実質賃金の景気変動への反応度合を計測した先行研究の中には、使用するデータによって結果が異なると指摘するものもあり、頑健な結果を得るためには、様々なデータを用いる必要がある。ただし、データによっては、長期間確保できないものも存在する。これらの点を勘案したうえで、本稿では、以下のデータを選択した。

わが国における名目賃金指標（時給、月給）を算出するために、毎月勤労統計調査における「常用労働者の現金給与総額指数」、「同所定内給与指数」、「同総実労働時間指数」、「同所定内労働時間指数」を使用する¹⁰。また、景気変動の指標には、日本銀行調査統計局算出の「失業率ギャップ」および「需給ギャップ」¹¹を使用する。物価には、CPI（除く生鮮食品）とCPI（除く生鮮食品・エネルギー）の2つ（いずれも消費税調整済み）を用いる。

米国については、名目賃金の指標として、米労働省の「週給」および、「時給」を使用する。また、景気変動の指標には、失業率ギャップ（「失業率<米労働省>」－「長期自然失業率<米議会予算局>」）および需給ギャップ（{「実質GDP」<米商務省>－「潜在GDP」<米議会予算局>}÷「潜在GDP」）を用いる。また、物価には、コアPCEデフレーターを使用する。

上述のデータを用い、わが国については、①名目賃金（時給）・失業率ギャップ・CPI（除く生鮮食品、消費税調整済み）を用いる場合をベースラインとして推計するほか、分析結果の頑健性を確保するため、②名目賃金（時給）・需給ギャップ・CPI（除く生鮮食品、消費税調整済み）、③名目賃金（月給）・失業率ギャップ・CPI（除く生鮮食品、消費税調整済み）、④名目賃金（時間当たり所定内給与）・失業率ギャップ・CPI（除く生鮮食品、消費税調整済み）及び、上記4つのシステムにおけるCPI（除く生鮮食品、

¹⁰ より詳細には、常用労働者（一般・パート計）<事業所規模30人以上>を使用している。一般労働者とパート労働者の名目賃金は、異なるメカニズムで決定されている可能性が高いと考えられるが、常用労働者を一般労働者とパートタイム労働者に分けた場合、標本期間が1990年代前半以降となり、インフレ率（CPI除く生鮮ベース）が2%を上回っていた時期を排除することになる。インフレ率の水準が、マクロ経済変数間の連関に影響を与える可能性を検討することが本稿の主眼であるため、インフレ率が相応のプラス圏内で推移した期間についても、データが確保できる常用労働者（一般・パート計）<事業所規模30人以上>を選択した。事業所規模5人以上のデータを使用していないのも、同様の理由である。

¹¹ 日本銀行調査統計局算出の「失業率ギャップ」および「需給ギャップ」以外の景気変動指標を使用して分析結果の頑健性を検証するのは、今後の課題としたい。

消費税調整済み)をCPI(除く生鮮食品・エネルギー、消費税調整済み)に変更したものを含む7つの代替ケースも推計する。米国については、①名目賃金(時給)・失業率ギャップ・コアPCEデフレーターを用いるベースラインに加えて、②名目賃金(時給)・需給ギャップ・コアPCEデフレーター、③名目賃金(週給)・失業率ギャップ・コアPCEデフレーター、といった代替ケースを推計する。

本稿では、名目賃金として集計後のものを使用しているため、労働者の構成比(年齢構成など)が変化した場合、各層の名目賃金に変化していなくても、集計された名目賃金は影響を受けてしまう嫌いが残る。しかし、年齢別の名目賃金など労働者の構成比による影響を回避できるデータは、長期間取得することができないことから、長期間のデータを確保できる点を優先し、毎月勤労統計調査における常用労働者の名目賃金や、米労働省の「週給」および、「時給」を用いることとした。これにより、推計期間を1986年から2014年まで確保した。なお、推計期間の開始時期については、日米において、インフレ率が大幅に上昇した時期を除くため、1986年からとしている。また、需給ギャップとの比較を容易にするため、失業率ギャップ(労働需給ギャップ)は、符号を逆転させたものを使用する。

(2) モデル選択結果とパラメータ推計値

以下では、モデル選択の結果を示しつつ、遷移変数や遷移関数の形状から、その結果の解釈を提示する。

まず、VARとSTVARのどちらが妥当かに関する尤度比検定¹²からは、日米のいずれのケースもSTVARが支持され、インフレ率の水準が、名目賃金変動率やインフレ率、労働需給ギャップの相互関係に影響を与えることが確認された。

STVARにおける遷移関数の形状についての尤度比検定¹³からは、わが国ではLSTVARモデル、米国ではESTVARモデルが支持された¹⁴。つまり、わが国では、インフレ率が上昇するほど、異なるレジームへ移行することを意味する一方、米国では、インフレ率はその閾値から乖離するほど、異なるレジームに移行することとなる(図表5~7)。

結果をみると、わが国については、「デフレ的状况(デフレ均衡)か否かという2つのレジーム」が現実のデータをよく描写できることを意味していると解釈できる。この点について、図表1で示したインフレ率の推移とSTVARにおいて推計された閾値とを関連させて考えると、1998年前後でマクロ経済変数間の連関が変化した可能性が窺える。すなわち、図表5で示している閾値がゼロ近傍であるため、インフレ率が概ねゼロ

¹² LR₁~LR₃を統計量とする尤度比検定。計算の詳細については、補論1を参照。

¹³ 詳細は補論2を参照。

¹⁴ なお、わが国において、需給ギャップを用いたケースでは、尤度比検定統計量から、ESTVARモデルが支持されるものの、その有意性の違いは小さく、ほぼ同程度であった。

以上で推移した 1997 年までと、マイナス圏で推移した 1998 年以降の時期とでは、経済システムの動学的プロセスが異なることとなる。実際、わが国の名目賃金の推移や決定メカニズムに着目すると、1990 年代前半までは所定内給与の上昇に伴って現金給与総額も上昇傾向にあった。その一方で、1998 年をピークとしてそれ以降は所定内給与や賞与の低下およびパート比率の上昇を受けて、現金給与総額が低下傾向に転じるなど、名目賃金のトレンドおよびそのメカニズムが、インフレ率の水準とともに、変化している。

次に、米国については、インフレ率が閾値近傍にあることを、インフレ率はその目標水準近傍で推移している状態と解釈すると、「インフレ率がしっかりとアンカーされているレジームと、アンカーされていないレジームという 2 つのレジーム」が現実のデータをよく描写できることを意味していると考えられる。

このほか、わが国において、インフレ率の指標として、CPI（除く生鮮食品）の前年比を用いた場合と、CPI（除く生鮮食品・エネルギー）の前年比を用いた場合における遷移関数の形状が、大きく異なっていることも特徴的である。具体的には、CPI（除く生鮮食品）を用いた場合、遷移関数はインフレ率に対して緩やかに反応している一方、CPI（除く生鮮食品・エネルギー）を用いた場合、遷移関数はレジーム・スイッチングモデル（閾値 VAR）と同様、ある区域内でインフレ率に対して大きく反応している。

CPI（除く生鮮食品）および CPI（除く生鮮食品・エネルギー）は、白塚（2015）が指摘しているように、「コア指標」としての有用性が高く、インフレ率の基調的な動きを捉えるのに適している。両者の違いは、近年振れの大きいエネルギーを含むかどうかであり、エネルギーを含まない分だけ、CPI（除く生鮮食品・エネルギー）は安定的に推移している。

どちらの「コア指標」を用いるかで遷移関数が異なった形状となる背景には、川本・中浜・法眼（2015）が示しているように、CPI（除く生鮮食品・エネルギー）がそれ自身の過去の実績から影響を受けて決定されやすいためと考えられる¹⁵。その変動が、過去の影響を受けやすければ、その予想も過去の実績に依存しやすい（適合的に決定されやすい）と考えられる。したがって、足もとの CPI（除く生鮮食品・エネルギー）が小幅に変動しただけでも、予想インフレ率に影響が及ぶため、物価や名目賃金と景気変動との連関に影響を与える、すなわち、遷移の速度が大きくなるように推計されたと解釈できる。

ここまで、レジームが 2 つであることを前提としてきたが、レジームが 3 つ以上である可能性について、図表 8 の検定結果をみると、わが国、米国ともに多くの場合で 2 つのレジームが示唆されるため、本稿の前提が概ね支持されることが確認できる。一部の

¹⁵ 川本・中浜・法眼（2015）は、消費者物価に関するフィリップス曲線において、被説明変数を CPI（除く生鮮食品・エネルギー）とした場合のほうが、それ自身の過去の実績から影響を受けやすいことを示している。

ケースで、3つ以上レジームが存在する可能性を否定できないものの、他のケースとの比較可能性や、3つ以上のレジームが何を意味しているのか解釈が難しいことを考慮し、そうしたケースでも、2つのレジームを前提に分析を進める。

(3) インフレ率の高低と一般化インパルス応答による分析

選択されたモデルを用い、一般化インパルス応答によって、2節の(1)から(3)までの3つの論点を検証する。なお、図表9~19では、インフレ率の水準が異なる場合(4ケース)のSTVARによるインパルス応答(景気改善と景気悪化それぞれのショックに対するもの)に加えて、VARによるものも比較のため表示している。また、インパルス応答のうち実質賃金(前年比)については、それぞれのケースにおける「名目賃金(前年比) - インフレ率(前年比)」として算出した。

イ. 実質賃金の変動は景気に対して正循環的か否か

わが国では、景気改善ショックに対して、実質賃金上昇率は正の反応、悪化ショックに対しては負の反応をとることから、実質賃金は景気に対して正循環的であることがわかる(図表9~16)。米国でも、景気改善ショックに対して、実質賃金上昇率は正の反応、悪化ショックに対しては、総じてみれば負の反応をとることから、景気正循環的であることが示される(図表17~19)。ただし、日米ともにごく短期的には反循環的に変動している点もみられる。

こうした結果となるのは、わが国と米国の両方で、名目賃金上昇率およびインフレ率がともに景気正循環的ではあるものの、名目賃金上昇率のほうが、景気変動に大きく反応するためである。先行研究と比較すると、わが国について言えば、Miyamoto(2015)が同様の結果を得ているほか、米国についても、Amato and Laubach(2003)や、Christiano, Eichenbaum and Evans(2005)、Smets and Wouters(2007)も同様の結果を示している。

したがって、STVARによって、レジーム遷移を許容しても、VARなどを用いた先行研究と同様、実質賃金の変動は景気正循環的であるとの結果が確認された。すなわち、日米ともに、インフレ率の水準によらず、実質賃金の変動は概ね景気正循環的であり、名目賃金が物価よりも、景気変動時にスムーズに調整されることがわかった。なお、頑健性の観点から、時給や時間当たり所定内給与、月給など各種の名目賃金指標を用いて追試を行ったところ、同様の結果が得られた。

ロ. 景気改善時と悪化時とでは実質賃金の反応度合が異なるか

STVARは、VARと異なり、非線形モデルであり、現実のデータが景気改善時と悪化時で、変化の方向だけでなく変化の大きさも異なる場合には、その特徴を踏まえた推計結果を得ることができる。つまり、景気改善時と悪化時における実質賃金変動の非対称

性についても検証可能である。

こうした STVAR の特徴を活かし、推計結果から得られた景気改善時と悪化時のインパルス応答の絶対値差（非対称性）をみると、わが国では、CPI（除く生鮮食品）を用いたケースでは、ごく短期を除けば、景気改善時のほうが、実質賃金の反応度合が大きいとの結果が得られた（図表 9～12）。一方、CPI（除く生鮮食品・エネルギー）を用いたケースでは、非対称性は小さい（図表 13～16）。非対称性の相違については、CPI（除く生鮮食品）の場合と、CPI（除く生鮮食品・エネルギー）の場合における遷移関数の形状の違いが要因の一つと考えられる。すなわち、遷移関数が滑らかな CPI（除く生鮮食品）の場合、景気変動によってインフレ率が変化することに伴って、経済動学も徐々に変化するため、ショックの方向性によってインパルス応答が異なってくる。一方、CPI（除く生鮮食品、エネルギー）の場合、多くの範囲（閾値近傍以外）で、遷移関数があまり変化しないため、ショックの方向性自体はインパルス応答に大きな影響を及ぼさない。このため、非対称性の相違は、上述したように、川本・中浜・法眼（2015）が指摘する CPI（除く生鮮食品）と CPI（除く生鮮食品・エネルギー）における過去の実績への依存度合の違いから生じることになると考えられる。

米国については、使用するデータによって、非対称性の方向やその程度が異なっているなど、頑健な結果は得られなかった（図表 17～19）。この点、わが国とは異なり、米国ではインフレ率の水準が変化しても、経済動学があまり変化しないため、非対称性について頑健な結果が得られなかったと推察できる。

上記分析から、景気改善時と悪化時とで実質賃金の反応度合が異なるかは、①遷移関数の形状および、②インフレ率の水準によって経済動学システムが変化する度合に依存することが窺われる。

以上を踏まえると、日米ともに、エネルギーを除いたベースでは非対称性が観察されないなど、景気改善時と悪化時で、実質賃金の景気変動への反応が異なっているとの頑健な証左は得られなかったと結論付けられる。

このことから、Daly and Hobijn（2014）や伊達他（2016）が指摘しているメカニズム——名目賃金の下方硬直性は、景気悪化時に名目賃金を低下し難くするだけでなく、景気改善時にも、過去の景気悪化時に引き下げるのでできなかった分だけ、名目賃金の上昇を抑制するように作用する——が働いている可能性を指摘できる。ただし、Daly and Hobijn（2014）などでは、インフレ率の水準によって、名目賃金の下方硬直性による影響も変化し得ることを示唆していることから、以下では、インフレ率の水準を勘案したうえで、実質賃金の景気変動に対する反応を考察する。

ハ. 実質賃金の景気変動に対する反応はインフレ率の高低に依存しているか

わが国では、景気改善・悪化ショックに対する、実質賃金の反応は、概ねすべてのケースで、インフレ率が高くなる程、大きくなるとの結果が得られた。具体的には、わが

国では、インフレ率が2%程度を超えると、その反応が最も大きくなる。一方、米国では、インフレ率の高低と実質賃金の反応に明確な関係はみられなかった(図表9~19)。

実質賃金の変化率は「名目賃金変化率-インフレ率」として定義されるため、名目賃金変動率とインフレ率のそれぞれについて確認すると、わが国では、景気変動に対し、足もとのインフレ率の水準が高いほど、名目賃金変動率・インフレ率ともに大きく反応するとの結果が得られた。米国では、インフレ率が閾値(3%台半ば)近傍にあるときに、景気変動に対する名目賃金および、インフレ率の反応が最も大きくなる。

なお、景気改善時と悪化時の実質賃金の変動幅を比較すると、わが国、米国ともに、非対称性(改善時の上昇幅-悪化時の低下幅)については、インフレ率の高低との明確な傾向は得られなかった。

以上より、わが国において、実質賃金の景気変動に対する反応が、インフレ率の水準が高いほど大きくなるのは、インフレ率が高いほど、名目賃金の伸縮性が物価のそれを大きく上回るためと考えられる。一方、米国では、インフレ率の高低と実質賃金の反応に明確な関係がみられないため、名目賃金と物価の伸縮性が、足もとのインフレ率の水準と強く関係しているとは考えられない。

先行研究を踏まえると、こうした日米の異なる結果を解釈する仮説として、以下の2つが考えられる。第1が名目賃金の下方硬直性を重視するものであり、第2が日米における予想インフレ率の形成メカニズムの違いを主因とするものである。

第1の仮説については、低インフレの継続するわが国において、名目賃金の下方硬直性がその伸縮性を低下させるかたちで強く作用した可能性に着目するものである。ここでは、Daly and Hobijn (2014) が指摘するメカニズム¹⁶が、低インフレ下で強く作用することを想定している。これが成立するのであれば、逆に、わが国において、インフレ率が上昇し局面がデフレからインフレへと変化するような場合には、そのメカニズムの働きが弱まり、名目賃金の伸縮性が高まるとも考えられる。

米国において、こうした仮説を支持する実証結果が得られない背景としては、インフレ率の水準がわが国より高く、そのメカニズムが、わが国に比べて強く作用しないことが挙げられる。このため、インフレ率が上昇しても、名目賃金と物価の伸縮性の高まり度合に大きな違いがないことから、インフレ率の高低と実質賃金の反応に明確な関係がみられないと考えられる。あるいは、企業が名目賃金を設定する際に参照するインフレ率が足もとの水準ではなく、企業の物価観すなわち中長期的な予想インフレ率であった場合には、そのメカニズムが米国で強く作用しないのは、足もとのインフレ率から中長期的な予想インフレ率への影響が小さいためとも考えられる。

第1の仮説では、名目賃金の下方硬直性に焦点を当てたが、黒田・山本(2006)は、わが国において、下方硬直性が2000年にかけて弱まってきたと指摘しているほか、名目賃金の下方硬直性それ自体が物価観などの社会規範に影響されてきた可能性を論じて

¹⁶ 2節(2)を参照。

いる。物価観、すなわち経済主体が抱く中長期的な予想インフレ率が、名目賃金の下方硬直性に影響を及ぼすのであれば、わが国と米国で、実質賃金の景気変動に対する反応とインフレ率水準との関係が異なるのは、名目賃金の下方硬直性の程度ではなく、中長期的な予想インフレ率の形成メカニズムの違いが原因とも考えられる。

この中長期的な予想インフレ率の形成メカニズムに焦点を当て、本稿の分析結果を解釈するのが、第2の仮説である。インフレ予想の形成メカニズムについては、Yellen (2016) が指摘しているように重要な論点であり、日米の違いを指摘する先行研究も多くみられる。こうした先行研究は、インフレ予想が過去の実績に基づいて形成されると同時に、金融政策に関する情報発信など先行きの物価変動に関する認識によっても変化し得ることを示している¹⁷。

これは日米で共通した定性的な事実である。しかし、定量的には、インフレ率の決定において、過去のインフレ率による影響の大きさが日米で異なる可能性が指摘されている。米国について推計した Galí and Gertler (1999)、Galí, Gertler and Lopez-Salido (2005) に比べ、わが国に関する多くの先行研究 (古賀・西崎 (2005)、敦賀・武藤 (2008) など) は、インフレ率の過去の実績が重要であることを報告している。

西野他 (2016) は、インフレ予想の決定が日米で大きく異なっていることをエコノミストへのサーベイ・データを用いて示している。具体的には、わが国では、インフレ予想がインフレ率の過去の実績の影響を大きく受ける一方、米国では、過去の実績の影響は大きくないことを報告している¹⁸。さらに、日本銀行 (2016) の BOX 図表 2 では、わが国では、名目賃金のベースアップ幅が足もとのインフレ率に影響を受ける一方、米国やドイツでは、長期予想インフレ率の影響を受けるとの結果を得ている。こうした先行研究から、わが国では、米国等と異なり、予想インフレ率が足もとのインフレ率の影響を受ける度合が大きく、また、名目賃金の決定においても、足もとのインフレ率が果たす役割が大きいことが確認できる。

こうした研究成果は、本稿における分析結果とも整合的である。すなわち、米国では、短期的なインフレ率の変動は物価や名目賃金の設定行動に影響を与え難いため、足もとのインフレ率の高低によって、実質賃金の景気変動への反応は変化しない。一方、わが国では、足もとのインフレ率が予想インフレ率への影響を通じて様々な市場における価格設定に影響を及ぼし、予想インフレ率が上昇した場合には、名目賃金が物価に比べて、より伸縮的になるため、実質賃金の景気変動への反応度合がインフレ率の水準に依存することになる¹⁹。

¹⁷ 例えば、西口・中島・今久保 (2014)、Abe and Ueno (2016)、Malmendier and Nagel (2016)、Mankiw, Reis and Wolfers (2003)などを参照。

¹⁸ 同様の結果は、Fuhrer, Olivei and Tootell (2012) や Fukunaga *et al.* (2011) でも得られており、頑健な結果といえる。

¹⁹ サーベイ・データなどから得られる予想インフレ率もしくは、物価連動国債から得られるブレイク・イーブン・インフレ率 (break-even inflation rate) を予想インフレ率の代理変数

上述した2つの仮説のどちらがより妥当かは、本稿における実証分析結果からだけでは判断できないものの、両者とも、景気改善・悪化ショックに対する実質賃金の反応が、わが国では足もとのインフレ率水準から影響を受け、米国では影響を受けないことを解釈し得る。したがって、本稿の実証分析結果は、メカニズムの特定には至らないまでも、わが国では、足もとのインフレ率の水準自体が、マクロ経済変数間の連関に影響を与え得るということを示しているといえる。

5. おわりに

本稿では、景気変動が実質賃金に与える影響について、特にインフレ率水準との関係に着目して、(1) 実質賃金の変動は景気変動に対し正循環的か否か、(2) 景気改善時と悪化時とでは実質賃金の反応度合は異なるか、(3) 実質賃金の景気変動に対する反応はインフレ率の高低に依存しているかの3点について日米を分析対象に検証した。検証においては、先行研究で示唆されている「インフレ率水準がマクロ経済変数間の連関に影響を与える可能性」を考慮できる手法として **STVAR** を用いた。

推計の結果、①日米とも実質賃金変動は景気に対し正循環的であること、②近年振れの大きいエネルギーの影響を除けば、景気改善時および悪化時に、実質賃金の景気変動への反応が異なっているとは言えないことが明らかとなった。ただし、エネルギーを含んだ、わが国のコアCPIを用いた場合、景気改善時と悪化時で実質賃金の反応が非対称となる点には留意が必要である。加えて、③わが国では、景気改善・悪化ショックに対する、実質賃金の反応は、インフレ率が高くなるほど大きくなる一方、米国では、インフレ率の高低と実質賃金の反応に明確な関係がみられないといった異なる結果も得られた。

日米でこうした差異が見出される要因としては、名目賃金の下方硬直性が作用する強さなど労働市場に起因するものも影響していると推測されるが、物価観すなわち中長期的な予想インフレ率の形成メカニズムの違いも考えられる。すなわち、わが国では、足もとのインフレ率が、中長期的な予想インフレ率への影響を通じて、財や労働市場における価格設定に無視できない要因として作用する結果、足もとのインフレ率の水準の高低によって、実質賃金の景気変動に対する反応が異なるものと考えられる。

こうした実証結果は、足もとのインフレ率の変化が、中長期的な予想インフレ率へ影響を及ぼすほか、名目賃金の下方硬直性と相まって、経済主体の価格設定行動を変化させることを通じて、実質賃金など相対価格の形成に相応の影響を与え得ることを示している。したがって、実体経済や各種相対価格の先行き予測においては、足もとのインフレ率水準が経済主体の価格設定行動を変化させ得ることを考慮しつつ、その影響を捉え

として、遷移変数とすることも考えられる。しかし、四半期データが利用可能となった時期が2000年以降であることから、本稿では、使用しないこととした。

ることのできる分析枠組が必要と考えられる。この点、本稿で使用した **STVAR** は、わが国のようにマクロ経済変数間の連関が経済状況に応じて変化する場合において有効な手法であり、今後、広く活用されることが期待される。

補論 1 : VAR と STVAR の妥当性に関する尤度比検定

VAR と STVAR のどちらが妥当かは、遷移速度 γ がゼロであるかどうかに関する尤度比検定統計量を用いた仮説検定により検証できる。ただし、帰無仮説の下で、閾値 c とパラメータ g_2 、 Φ_2 のような識別できないパラメータが存在する場合は、尤度比検定統計量も通常のカイ 2 乗分布には従わないことが、Davies 問題として知られている²⁰。従って、STVAR では通常の尤度比検定ではなく、テイラー展開に基づく尤度比検定を行うことが必要である。そこで、 $\gamma=0$ の周りで遷移関数 G をテイラー展開して、システムを近似することで求められる尤度から、VAR と STVAR の妥当性を判断する。

ここで、システム全体は以下の(1')式で与えられる。

$$w_t = \{g_1 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j} w_{t-j}\} + G(s_t; \gamma, c) \times \{g_2 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{2,j} w_{t-j}\} + e_t \quad (1')$$

テイラー展開に基づく尤度比検定は、以下に示す幾つかの手順を経て実施することができる。まず、以下の(2)式を推計し、残差項 u_{1t} を求める。

$$w_t = c_1 + \{\sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j} w_{t-j}\} + u_{1t} \quad (2)$$

次に得られた \hat{u}_{1t} を被説明変数として、(3)式から(5)式をそれぞれ推定し、残差項 u_{2t} を求める。

$$\hat{u}_{1t} = c_1^* + \{\sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j}^* w_{t-j}\} + s_t \times \{\sum_{j=1}^2 \Phi_{2,j}^* w_{t-j}\} + u_{2t} \quad (3)$$

$$\hat{u}_{1t} = c_1^* + \{\sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j}^* w_{t-j}\} + s_t \times \{\sum_{j=1}^2 \Phi_{2,j}^* w_{t-j}\} + s_t^2 \times \{\sum_{j=1}^2 \Phi_{3,j}^* w_{t-j}\} + u_{2t} \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \hat{u}_{1t} = c_1^* + \{\sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j}^* w_{t-j}\} + s_t \times \{\sum_{j=1}^2 \Phi_{2,j}^* w_{t-j}\} + s_t^2 \times \{\sum_{j=1}^2 \Phi_{3,j}^* w_{t-j}\} \\ + s_t^3 \times \{\sum_{j=1}^2 \Phi_{4,j}^* w_{t-j}\} + u_{2t} \end{aligned} \quad (5)$$

ここで、(3)式から(5)式は、それぞれ遷移関数 G を $\gamma=0$ の周りで 1 次のテイラー展開、2 次のテイラー展開、3 次のテイラー展開を行い、その近似式を(1)式に代入することで得られた関係式となっている。残差項 \hat{u}_{1t} と \hat{u}_{2t} を比較することで、以下の尤度比検定統計量が得られる。

$$LR = T \times [\ln\{\det(\hat{u}_{1t}' \hat{u}_{1t} / T)\} - \ln\{\det(\hat{u}_{2t}' \hat{u}_{2t} / T)\}]$$

²⁰ 詳細は Davies (1977、1987) を参照されたい。

ここで、 T はサンプル期数、 \ln は自然対数、 \det は行列式を表している。変数が 3、ラグ次数が 2 の場合、(3)式で得られた残差項 u_{2t} を用いた場合、 LR は自由度 18 のカイ 2 乗分布に従う。同様に、(4)式では自由度 36、(5)式では自由度 54 のカイ 2 乗分布に従う。本論では、それぞれの場合の尤度比検定統計量を LR_1 、 LR_2 、 LR_3 としている。

こうして得られた尤度を比較することは、遷移変数を含んだ場合に、どの程度説明変数の変動をより説明できるようになるかを検証することと同値であり、 LR が大きいほど、 $STVAR$ が妥当と結論付けることができる。

また、遷移変数のラグ次数は、Weise (1999)、北坂 (2003) と同様に、上記の尤度比検定統計量の p 値が最小になるものを選択する。なお、本稿では遷移変数に、インフレ率の前年比 (変数) のラグ項を使用する。本稿では、ラグ次数が 1 と 2 の場合を候補として、尤度比検定統計量を求め、ラグ次数を決定した。

補論 2：モデル選択テスト

本稿では、Teräsvirta (1994) に従い、以下のように $ESTVAR$ と $LSTVAR$ のどちらが妥当か検証する。

まず、以下の(6)式において、3つの帰無仮説 (H_{01} 、 H_{02} 、 H_{03}) を考える。

$$w_t = c_1^* + \left\{ \sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j}^* w_{t-j} \right\} + s_t \times \left\{ \sum_{j=1}^2 \Phi_{2,j}^* w_{t-j} \right\} + s_t^2 \times \left\{ \sum_{j=1}^2 \Phi_{3,j}^* w_{t-j} \right\} + s_t^3 \times \left\{ \sum_{j=1}^2 \Phi_{4,j}^* w_{t-j} \right\} + u_1 \quad (6)$$

$$H_{03}: \Phi_{4,j}^* = 0$$

$$H_{02}: \Phi_{3,j}^* = 0 \mid \Phi_{4,j}^* = 0$$

$$H_{01}: \Phi_{2,j}^* = 0 \mid \Phi_{3,j}^* = \Phi_{4,j}^* = 0$$

H_{02} のテイラー展開に基づく尤度比検定 (詳細は補論 1 参照) の p 値が最も小さい場合、 $ESTVAR$ 、それ以外で H_{01} 及び H_{03} の p 値が有意であるなら、 $LSTVAR$ が選択される²¹。

²¹ 詳しくは、Teräsvirta, Tjøstheim and Granger (2010) を参照されたい。

補論 3 : STVAR におけるパラメータ推計とインパルス応答分析

(i) STVAR におけるパラメータ推計

まず、パラメータの推計は、以下の手順に従って行われる。

Step 1

閾値 c 、滑らかさ γ を任意に選択したうえで VAR パラメータを OLS で推定する。

Step 2

Step 1 の OLS 推定から得られる残差を用いて、モデル選択の基準となる BIC を計算する。

Step 3

閾値 c 、滑らかさ γ を変化させて、Step 1 と Step 2 を繰り返す。

Step 4

BIC が最小となる²²ような c, γ を選択した後に、それらを用いて遷移関数の値を求めて(1)式に代入したうえで、パラメータ Φ, g を OLS で推定し、残差から Ω を計算する。

Step 5

Step 4 で得られたパラメータ $\Phi, g, \gamma, c, \Omega$ を初期値として、最尤法で推定する²³。対数尤度関数は以下のように表せる。

$$\log L(\Phi, g, \gamma, c, \Omega) = -\frac{3T}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log|\Omega| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T e_t' \Omega^{-1} e_t, \quad ,$$

$$e_t = w_t - \left(\left\{ g_1 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j} w_{t-j} \right\} + G(s_t; \gamma, c) \times \left\{ g_2 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{2,j} w_{t-j} \right\} \right).$$

なお、閾値 c を推計する際には、先行研究を参考に、遷移変数の 15% 水準値を下限、85% 水準値を上限とする範囲を設け、パラメータを推計した（わが国では、 $0 \leq c \leq 1.5$ 、米国では、 $1.4 \leq c \leq 3.316$ ）。ただし、わが国では、デフレ局面を一括りにするため、下限

²² ここでは、BIC を最小化することと、残差平方和を最小化することは同一である点には注意が必要である。

²³ 同様の手法を用いている先行研究として、例えば、Camacho (2004) が挙げられる。

を0としている。また、遷移の速度 γ については、モデルでは「 $\gamma > 0$ 」と仮定されているが、推計を効率的に実施するため、LSTVARでは、 $0.01 \leq \gamma \leq 500$ 、ESTVARでは、 $0.001 \leq \gamma \leq 500$ を探索範囲とした。

(ii) 一般化インパルス応答

次に、STVARにおけるインパルス応答の求め方を解説する。STVARでは、線形VARの場合に用いられるような通常のインパルス応答は利用できない。これは、STVARが持つ、正と負のショックに対する反応の非対称性、ショックの大きさによる反応の非線形性、過去の状態がインパルス応答に影響する歴史依存性といった性質を、通常のインパルス応答では考慮することができないためである。そのため、Koop, Pesaran and Potter (1996)によって提案された「一般化インパルス応答」が利用されている。一般化インパルス応答は、インパルス応答の予測期間 h 、インパルス応答を生成するためのショック $\varepsilon_t = \eta$ （ここでは、1標準偏差のショック）、経済の初期状態 ω_{t-1} を用いて、以下のよう
に定義できる。

$$Girf(h, \eta, \omega_{t-1}) = E(w_{t+h} | \varepsilon_t = \eta, \omega_{t-1}) - E(w_{t+h} | \omega_{t-1})$$

上述の式から明らかなように、基本的には、ショック η があつた場合の実現値と無かつた場合の実現値との差をとることで、一般化インパルス応答は計算される。しかし、そのショックの与え方については、様々な議論があり、頻繁に用いられる方法として、以下の3つがある。

- ① Weise (1999)、van Dijk, Teräsvirta and Franses (2002)、Hasanov, Araç and Telatar (2010) 等

$$Girf(h, \eta, \omega_{t-1}) = E(w_{t+h} | \varepsilon_t = \eta, \varepsilon_{t+1} = \tau_1, \dots, \varepsilon_{t+h} = \tau_h, \omega_{t-1}) \\ - E(w_{t+h} | \varepsilon_t = \tau_0, \varepsilon_{t+1} = \tau_1, \dots, \varepsilon_{t+h} = \tau_h, \omega_{t-1})$$

ここで τ は、現実の値を満たすように計算された各期に生じるショックを表している。この方法で計算される一般化インパルス応答は、経済の初期状態 ω_{t-1} と $t+1$ 期から $t+h$ 期までのショックは共通なものの、 t 期のショックが異なる2つの実現値の差分となる。

- ② Paya, Venetis and Peel (2003)、Peel and Venetis (2005)、Nobay, Paya, and Peel (2010) 等

$$Girf(h, \eta, \omega_{t-1}) = E(w_{t+h} | \varepsilon_t = \eta, \varepsilon_{t+1} = \tau_1, \dots, \varepsilon_{t+h} = \tau_h, \omega_{t-1}) \\ - E(w_{t+h} | \varepsilon_t = 0, \varepsilon_{t+1} = \tau_1, \dots, \varepsilon_{t+h} = \tau_h, \omega_{t-1})$$

概ね①と同様であるが、 t 期のショックの与え方が異なっており、 t 期にショック η があ

った場合と、ショックが無かった場合の差分が、一般化インパルス応答となる。

③ 粕谷・福永（2003）、Mandler（2010）、Deák and Lenarcic（2012）等

$$\begin{aligned} \text{Girf}(h, \eta, \omega_{t-1}) &= E(w_{t+h} | \varepsilon_t = \eta + \tau_0, \varepsilon_{t+1} = \tau_1, \dots, \varepsilon_{t+h} = \tau_h, \omega_{t-1}) \\ &\quad - E(w_{t+h} | \varepsilon_t = \tau_0, \varepsilon_{t+1} = \tau_1, \dots, \varepsilon_{t+h} = \tau_h, \omega_{t-1}) \end{aligned}$$

ここでも、 t 期のショックの与え方が異なっており、 t 期のショックに η を加えた場合の実現値との差分をインパルス応答としている。したがって、①の方法に比べ、より大きなショックを与えていることになる。

本研究では、先行研究で最も多く用いられている①の Weise や van Dijk, Teräsvirta and Franses の考え方に従うこととする。

各内生変数へのショックの同時点相関についてはリカーシブ制約（労働需給、名目賃金変動率、インフレ率の順番に決まる）を採用。従って、労働需給ショックを与える場合は、名目賃金変動率とインフレ率の順番が入れ替わってもインパルス応答の値は変わらない。

実質賃金変動率のインパルス応答は、労働需給ショックに対する名目賃金変動率の反応からインフレ率の反応を差し引いて算出した。一般化インパルス応答は、ショックや経済の初期状態といった確率変数の実現値を計算する確率的シミュレーションであり、インフレ率の高低の条件ごとに場合分けして、インパルス応答を計算することができる。

（iii）一般化インパルス応答の詳細な計算方法

一般化インパルス応答は、Weise（1999）、van Dijk, Teräsvirta and Franses（2002）²⁴で用いられている手順を参考にし、ショックの与え方はWeise（1999）に基づき、具体的には、以下のように計算した。

Step 1

STVAR の推定を行い、パラメータと残差（＝ショック）を計算する。

Step 2

ショックをブートストラップ法によって $R \times (N+1)$ 個抽出する。ここで、 N はインパルス応答の予測期間数、 R は繰り返し計算数である。本稿では、 $N=12$ 、 $R=200$ とした²⁵。

Step 3

²⁴ 推定に用いたコードは van Dijk, Teräsvirta and Franses（2002）のアルゴリズムを参考にした。

²⁵ Koop, Pesaran and Potter（1996）、Weise（1999）では、 $R=100$ としている。

遷移変数の要素を1つ選択し、経済の初期状態 ω_{t-1} を定める。

Step 4

Step 2 で作成したショックの r 行目 ($r=1,2,\dots,R$) の、 ε_{t+h}^r ($h=0,1,\dots,N$) を選択する。

Step 5

Step 1 で作成したパラメータ、Step 3 で選択した経済の初期状態 ω_{t-1} 、Step 4 で選択したショック ε_{t+h}^r を利用して、 $h=0$ から $h=N$ までの w の実現値、

$$w_{t+h}^0(\omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) \quad (h=0, \dots, N) \text{ を計算する。}$$

Step 6

特定のショック η と、Step 1 で作成したパラメータ、Step 3 で選択した経済の初期状態 ω_{t-1} 、Step 4 で選択したショック ε_{t+h}^r を使い、 $h=0$ から $h=N$ までの w の実現値、

$$w_{t+h}^0(\varepsilon_t = \eta, \omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) \quad (h=0, \dots, N) \text{ を計算する。}$$

ただし、 $\varepsilon_t = \eta$ は、 ε_t^r に η を代入することを意味する。

Step 7

Step 4 から Step 6 までのプロセスを R 回繰り返し、以下で与えられる平均値²⁶（もしくは中位値²⁷）を求める。

$$\begin{aligned} \bar{w}_{t+h}(\varepsilon_t = \eta, \omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) &= \frac{1}{R} \sum_{i=0}^{R-1} w_{t+h}^i(\varepsilon_t = \eta, \omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) \quad h=0,1,\dots,N \\ \bar{w}_{t+h}(\omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) &= \frac{1}{R} \sum_{i=0}^{R-1} w_{t+h}^i(\omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) \quad h=0,1,\dots,N \end{aligned} \quad (7)$$

R が十分に大きければ、大数の法則により、(7)式は、以下のような条件付期待値に収束する。

$$E(w_{t+h} | \varepsilon_t = \eta, \omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) = \bar{w}_{t+h}(\varepsilon_t = \eta, \omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) \quad h=0,1,\dots,N$$

$$E(w_{t+h} | \omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) = \bar{w}_{t+h}(\omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) \quad h=0,1,\dots,N$$

²⁶ ここでは説明の単純化のため、平均値を用いた説明を行っているが、実際の推定においては、Weise (1999) と同様に、インパルス応答の外れ値の影響を受けにくい中位値を用いている。

²⁷ ただし、平均値の代わりに中位数を用いる場合、Step 7 の中位数を計算した後、Step 8 の中位数を計算するのではなく、全体の中位数を計算することに注意が必要。

この両者の差を計算する。

$$E(w_{t+h} | \varepsilon_t = \eta, \omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) - E(w_{t+h} | \omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r)$$

$$h = 0, 1, \dots, N$$

Step 8

Step 3 から Step 7 のプロセスを遷移変数の要素数（すなわちサンプル期数=B 回）繰り返し、その平均値（もしくは中位数）を求める。以上の手順によって、STVAR の一般化インパルス応答を得ることができる。

$$Girf(h, \eta, \omega_{t-1}) = \frac{1}{B} \sum_{i=1}^B [E(w_{t+h} | \varepsilon_t = \eta, \omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r) - E(w_{t+h} | \omega_{t-1}, \varepsilon_{t+h}^r)]_i$$

補論 4：レジームが 3 つ以上である可能性の検定

レジームが 2 つではなく、3 つある場合を考える。ここで、システム全体は以下の(8)式で表現できる。レジームが 3 つ以上あるかどうかは、帰無仮説 $H_0: \gamma_2=0$ が棄却できるか否かで判断する。ただし、補論 1 で説明したように、尤度比検定統計量は通常のカイ 2 乗分布には従わない。そこで、テイラー展開に基づく尤度比検定を行う必要がある。従って、新たに加えた遷移関数 G_2 を $\gamma_2=0$ の周りでテイラー展開して、システムを近似することで求められる尤度から、レジームが 3 つ以上ある可能性 (remaining nonlinearity) を検証する²⁸。

$$w_t = \{g_1 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j} w_{t-j}\} + G_1(s_t; \gamma_1, c_1) \times \{g_2 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{2,j} w_{t-j}\}$$

$$+ G_2(s_t; \gamma_2, c_2) \times \{g_3 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{3,j} w_{t-j}\} + e_t, \quad c_1 < c_2$$
(8)

$H_0: \gamma_2=0$ が採択される時、(8)式は、(9)式で表される。

$$w_t = \{g_1 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j} w_{t-j}\} + G_1(s_t; \gamma_1, c_1) \times \{g_2 + \sum_{j=1}^2 \Phi_{2,j} w_{t-j}\} + u_{1t}$$
(9)

まず、(9)式を推計し、残差項 u_{1t} を求める。次に、補論 1 同様に、今度は、 $\gamma_2=0$ の周りで遷移関数 G_2 をテイラー展開し、その近似式を(8)式に代入することで得られた関係式(10)を推定し、残差項 u_{2t} を求める。

²⁸ 例えば、van Dijk, Teräsvirta and Franses (2002) 等を参照されたい。

$$\begin{aligned}
\hat{u}_{1t} &= c_1^* + \left\{ \sum_{j=1}^2 \Phi_{1,j}^* w_{t-j} \right\} + G_1(s_t; \gamma_1, c_1) \times \left\{ g_2^* + \sum_{j=1}^2 \Phi_{2,j}^* w_{t-j} \right\} \\
&+ s_t \times \left\{ \sum_{j=1}^2 \Phi_{3,j}^* w_{t-j} \right\} + \hat{u}_{2t}
\end{aligned} \tag{10}$$

これらの残差項 \hat{u}_{1t} と \hat{u}_{2t} を用いて、補論 1 同様、尤度比検定を行えばよい。

$$LR = T \times [\ln\{\det(\hat{u}_{1t}' \hat{u}_{1t} / T)\} - \ln\{\det(\hat{u}_{2t}' \hat{u}_{2t} / T)\}]$$

参考文献

- 上野達雄 (1993)、「景気循環の類似性」、『経済分析』第 130 号、1～51 頁
- 粕谷宗久・福永一郎 (2003)、「金融政策効果のレジーム変化:円滑遷移 VAR モデルによる分析」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ 03-7
- 川本卓司・中浜 萌・法眼吉彦 (2015)、「消費者物価コア指標とその特性——景気変動との関係を中心に——」、日銀レビュー・シリーズ、2015-J-11
- 木村武・黒住卓司・原 尚子 (2008)、「日本のフィリップス曲線に何が起こったか—企業の価格設定行動の変化と名目硬直性の高まり—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.08-J-1
- 白塚重典 (2015)、「消費者物価コア指標のパフォーマンスについて」、日銀レビュー・シリーズ、2015-J-12
- 神林 龍 (2011)、「日本における名目賃金の硬直性 (1993-2006) 擬似パネルデータを用いた接近」、Working Paper Series No. 74、一橋大学経済研究所
- 北坂真一 (2003)、「金融政策の非対称的効果-LST-VAR モデルによる検証」
林敏彦ほか編著『日本の金融問題』日本評論社 第 5 章、113～130 頁
- 黒田祥子・山本 勲 (2006)、『デフレ下の賃金変動：名目賃金の下方硬直性と金融政策』、東大出版会
- 古賀麻衣子・西崎健司 (2005)、「物価・賃金フィリップス曲線の推計—粘着価格・賃金モデル—」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.05-J-8
- 新谷幸平・武藤一郎 (2014)、「賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線に関する実証分析：日米比較」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.14-J-2
- 伊達大樹・中島上智・西崎健司・大山慎介 (2016)、「米欧諸国におけるフィリップス曲線のフラット化—背景に関する 3 つの仮説—」、日銀レビュー・シリーズ、2016-J-7
- 敦賀貴之・武藤一郎 (2008)、「ニューケインジアン・フィリップス曲線に関する実証研究の動向について」、『金融研究』第 27 巻第 2 号、日本銀行金融研究所、65～100 頁
- 西口周作・中島上智・今久保 圭 (2014)、「家計のインフレ予想の多様性とその変化」、日銀レビュー・シリーズ、2014-J-1
- 西崎健司・上野陽一・田中昌宏 (2011)、「日本の物価変動の背景：事実と論点の

- 整理」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.11-J-9
- 西野孝佑・山本弘樹・北原 潤・永幡 崇 (2016)、「『量的・質的金融緩和』の3年間における予想物価上昇の変化」、日銀レビュー・シリーズ、No.16-J-17
- 日本銀行 (2016)、「経済・物価情勢の展望 (2016年7月)」、34頁
- 宮本弘暁 (2016)、「量的緩和政策と労働市場」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.16-J-3
- Abe, Naohito, and Yuko Ueno. (2016), “The Mechanism of Inflation Expectation Formation among Consumers,” RCESR Discussion Paper Series, DP16-1.
- Abraham, Katharine G., and John C. Haltiwanger. (1995), “Real wages and the business cycle,” *Journal of Economic Literature*, 33(3), pp.1215-1264.
- Akerlof, George. A., Dickens, William T., Perry, George. L., Gordon, Robert. J., and Mankiw, N. Gregory. (1996), “The macroeconomics of low inflation,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1996(1), pp.1-76.
- Amato, Jeffery D., and Thomas Laubach. (2003), “Estimation and control of an optimization-based model with sticky prices and wages,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 27(7), pp.1181-1215.
- Anderson, Heather M., and Farshid Vahid. (1998), “Testing multiple equation systems for common nonlinear components,” *Journal of Econometrics*, 84(1), pp.1-36.
- Ball, Laurence M., and Sandeep Mazumder. (2011), “Inflation dynamics and the great recession,” National Bureau of Economic Research. (No. w17044).
- Barro, Robert J., and Robert G. King (1984), “Time-Separable Preferences and Intertemporal-Substitution Models of Business Cycles,” *Quarterly Journal of Economics*, 99(4), pp.817-839.
- Black, Fischer. (1995), “Interest rates as options,” *Journal of Finance*, 50(5), pp.1371-1376.
- Blanchard, Olivier J., and Stanley Fischer. (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT press.
- Camacho, Maximo. (2004), “Vector smooth transition regression models for US GDP and the composite index of leading indicators,” *Journal of Forecasting*, 23(3), pp.173-196.
- Card, David, and Dean Hyslop. (1997), "Does inflation" grease the wheels of the labor

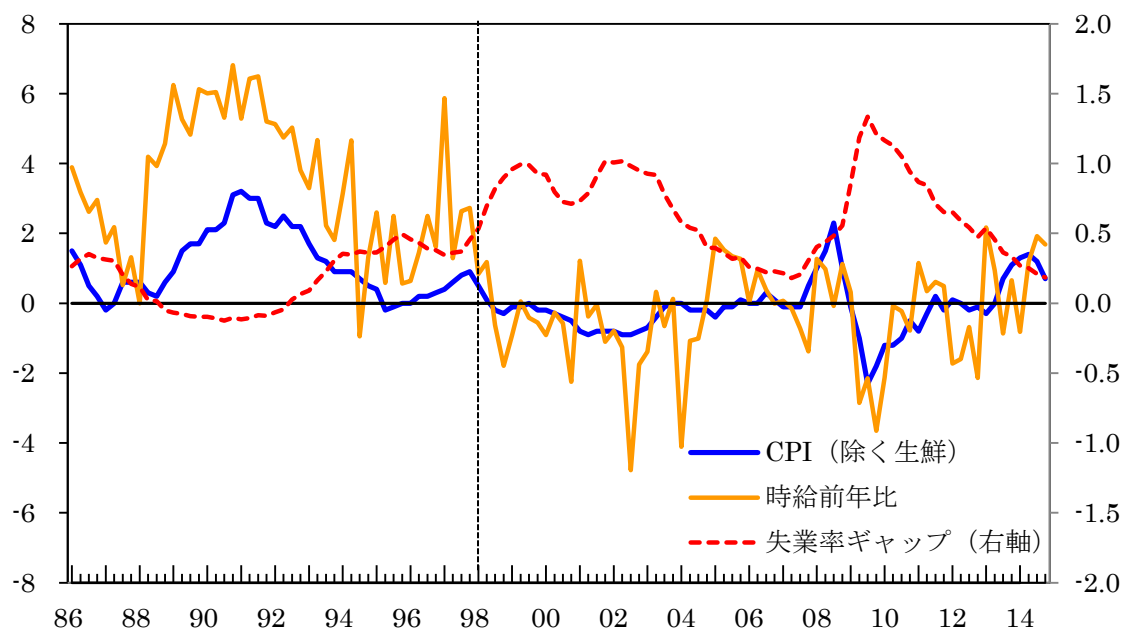
- market"?, " *Reducing inflation: Motivation and strategy*, University of Chicago Press, pp.71-122.
- Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans. (2005), "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy," *Journal of Political Economy*, 113(1), pp.1-45.
- Coibion, Olivier, and Yuriy Gorodnichenko. (2015), "Is the phillips curve alive and well after all? inflation expectations and the missing disinflation," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), pp.197-232.
- Croux, Christophe, Mario Forni, and Lucrezia Reichlin. (2001), "A measure of comovement for economic variables: Theory and empirics," *Review of Economics and Statistics*, 83(2), pp.232-241.
- Daly, Mary C., and Bart Hobijn. (2014), "Downward nominal wage rigidities bend the Phillips curve," *Journal of Money, Credit and Banking*, 46(S2), pp.51-93.
- Davies, Robert B. (1977), "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative," *Biometrika*, 64(2), pp.247-254.
- Davies, Robert B. (1987), "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative," *Biometrika*, 74(1), pp.33-43.
- Deák, Szabolcs, and Andreja Lenarcic. (2012), "The fiscal multiplier and the state of public finances." Mimeo.
- Den Haan, Wouter J. (2000), "The comovement between output and prices," *Journal of Monetary Economics* 46(1), pp.3-30.
- van Dijk, Dick, Timo Teräsvirta, and Philip Hans Franses. (2002), "Smooth Transition Autoregressive models - A Survey of Recent Developments," *Econometric Reviews*, 21(1), pp.1-47.
- Fuhrer, Jeffrey C., Giovanni P. Olivei, and Geoffrey Tootell. (2012), "Inflation dynamics when inflation is near zero," *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(s1), pp.83-122.
- Fukunaga, Ichiro, Naoko Hara, Satoko Kojima, Yoichi Ueno, and Shunichi Yoneyama. (2011), "The Quarterly Japanese Economic Model (Q-JEM): 2011 Version," Bank of Japan Working Paper Series, No.11-E-11.
- 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 Lopez-Salido. (2005), “Robustness of the estimates of the hybrid New Keynesian Phillips curve,” *Journal of Monetary Economics*, 52(6), pp.1107-1118.
- Gordon, Robert J. (2011), “The history of the Phillips curve: Consensus and bifurcation,” *Economica*, 78(309), pp.10-50.
- Hasanov, Mübariz, Ayşen Araç, and Funda Telatar. (2010), Nonlinearity and structural stability in the Phillips curve: Evidence from Turkey. *Economic Modelling*, 27(5), pp.1103-1115.
- Keynes, John Maynard. (1936), “*The general theory of employment, interest and money*,” London: Macmillan and Co., Ltd.
- Keynes, John Maynard. (1939), “Relative movements of real wages and output,” *Economic Journal*, 49(193), pp.34-51.
- Kimura, Takeshi, and Kazuo Ueda. (2001), “Downward Nominal Wage Rigidity in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(1), pp.50-67.
- Koop, Gary, M. Hashem Pesaran, and Simon M. Potter. (1996), "Impulse response analysis in nonlinear multivariate models," *Journal of Econometrics*, 74(1), pp.119-147.
- Lucas, Robert E. (1977), “Understanding business cycles,” *Carnegie-Rochester Conference series on Public Policy*, North-Holland, Vol. 5, pp.7-29.
- Malmendier, Ulrike, and Stefan Nagel. (2016), “Learning from inflation experiences,” *Quarterly Journal of Economics*, 131(1), pp.53-87.
- Mandler, Martin. (2010), “Macroeconomic dynamics and inflation regimes in the US Results from threshold vector autoregressions,” MPRA Paper No. 21887, University Library of Munich
- Mankiw, N. Gregory, Ricardo Reis, and Justin Wolfers. (2003), “Disagreement about inflation expectations.” NBER Macroeconomics Annual 18, pp.209-248.
- Marczak, Martyna, and Thomas Beissinger. (2013), “Real wages and the business cycle in Germany,” *Empirical Economics*, 44(2), pp.469-490.
- Messina, Julian, Chiara Strozzi, and Jarkko Turunen. (2009), “Real wages over the business cycle: OECD evidence from the time and frequency domains,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 33(6), pp.1183-1200.

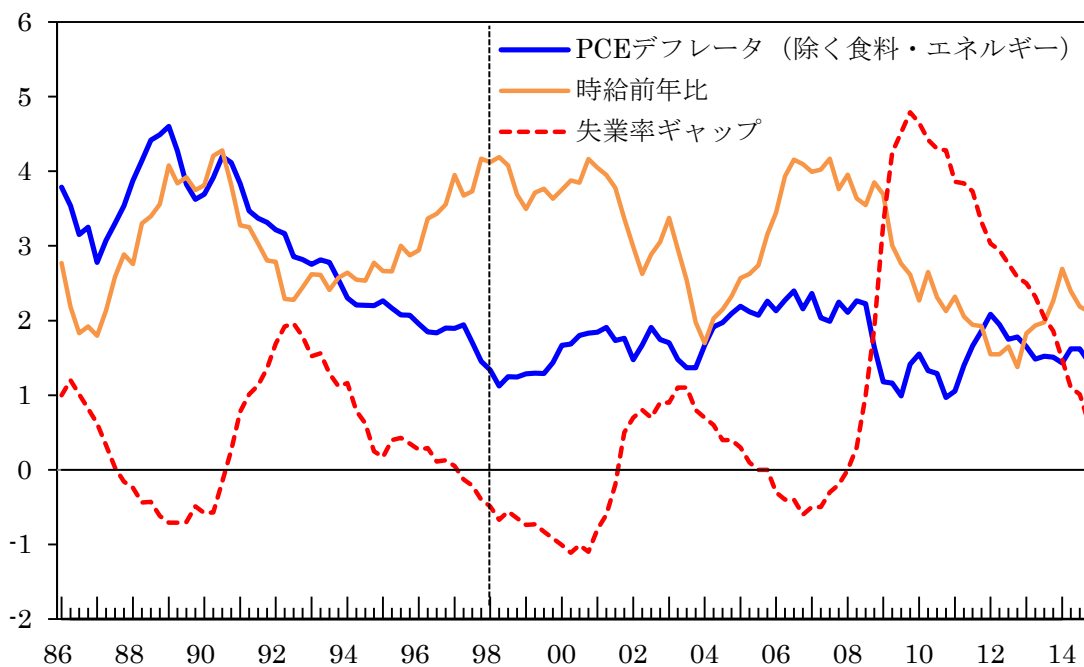
- Miyamoto, Hiroaki. (2015), "Cyclical behavior of real wages in Japan," *Economics Letters*, 130, pp.56-59.
- Nobay, Bob, Ivan Paya, and David A. Peel. (2010), "Inflation dynamics in the US: global but not local mean reversion," *Journal of Money, Credit and Banking*, 42(1), pp.135-150.
- Paya, Ivan, Ioannis A. Venetis, and David A. Peel. (2003), "Further evidence on PPP adjustment speeds: the case of effective real exchange rates and the EMS," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(4), pp.421-437.
- Peel, David A., and Ioannis A. Venetis. (2005), "Smooth transition models and arbitrage consistency," *Economica*, 72(287), pp.413-430.
- Smets, Frank, and Rafael Wouters. (2007), "Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach," *American Economic Review*, 97(3), pp.586-606.
- Teräsvirta, Timo. (1994), "Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models," *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), pp.208-218.
- Teräsvirta, Timo, Dag Tjøstheim, and Clive WJ Granger. (2010), *Modelling nonlinear economic time series*. Oxford University Press.
- Weise, Charles L. (1999), "The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach," *Journal of Monetary, Credit, and Banking*, 31(1), pp.85-108.
- Wu, Jing Cynthia, and Fan Dora Xia. (2016), "Measuring the macroeconomic impact of monetary policy at the zero lower bound," *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), pp.253-291.
- Yellen, Janet L. (2016), "Macroeconomic Research After the Crisis," remarks at the Federal Reserve Bank of Boston 60th Economic Conference.

図表 1：日本と米国における、名目賃金、労働需給、インフレ率の推移

(1) 日本

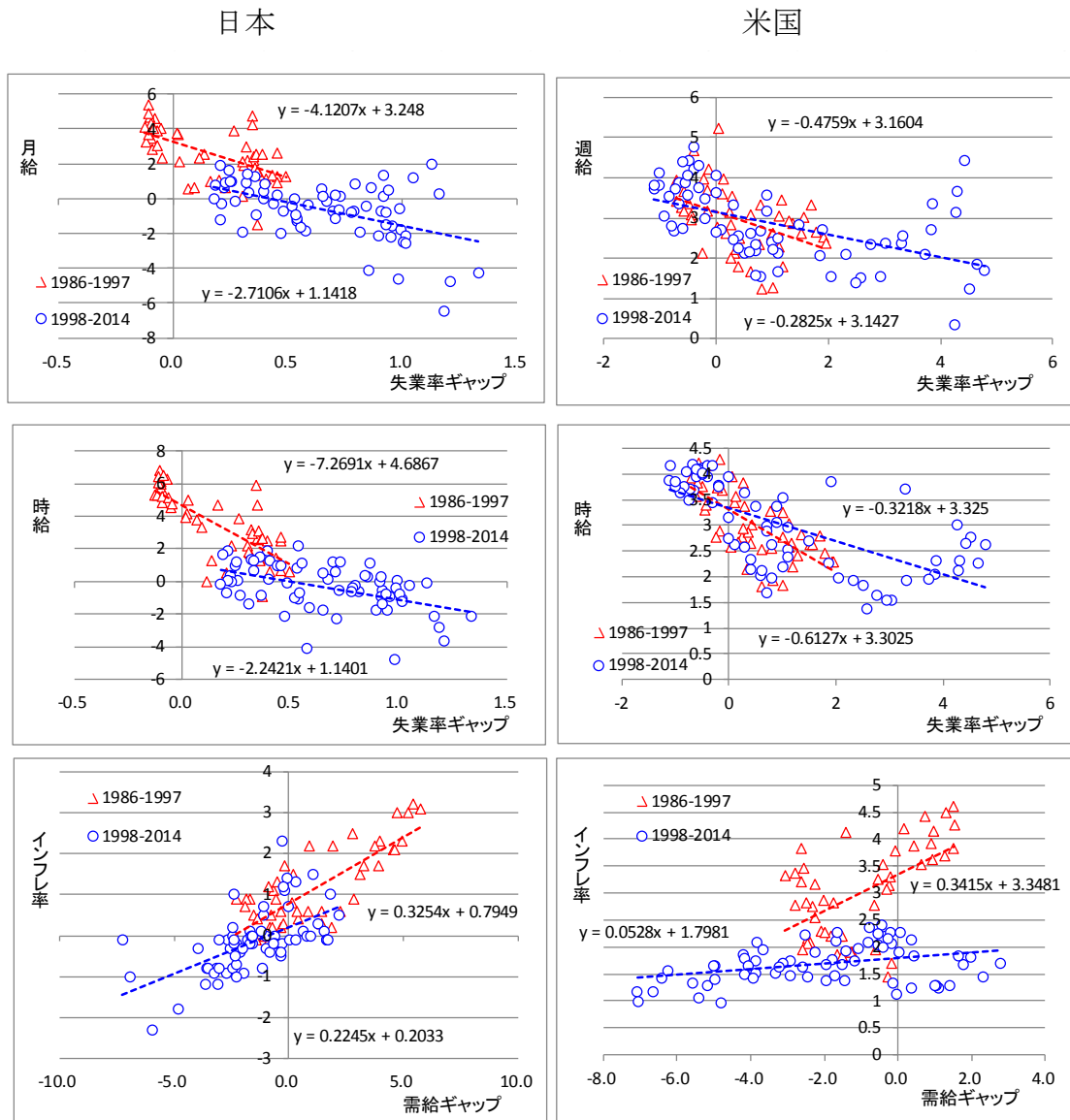


(2) 米国



注：日本と米国の失業率ギャップは、それぞれ日本銀行調査統計局、米労働省・米議会予算局による推計に基づく。

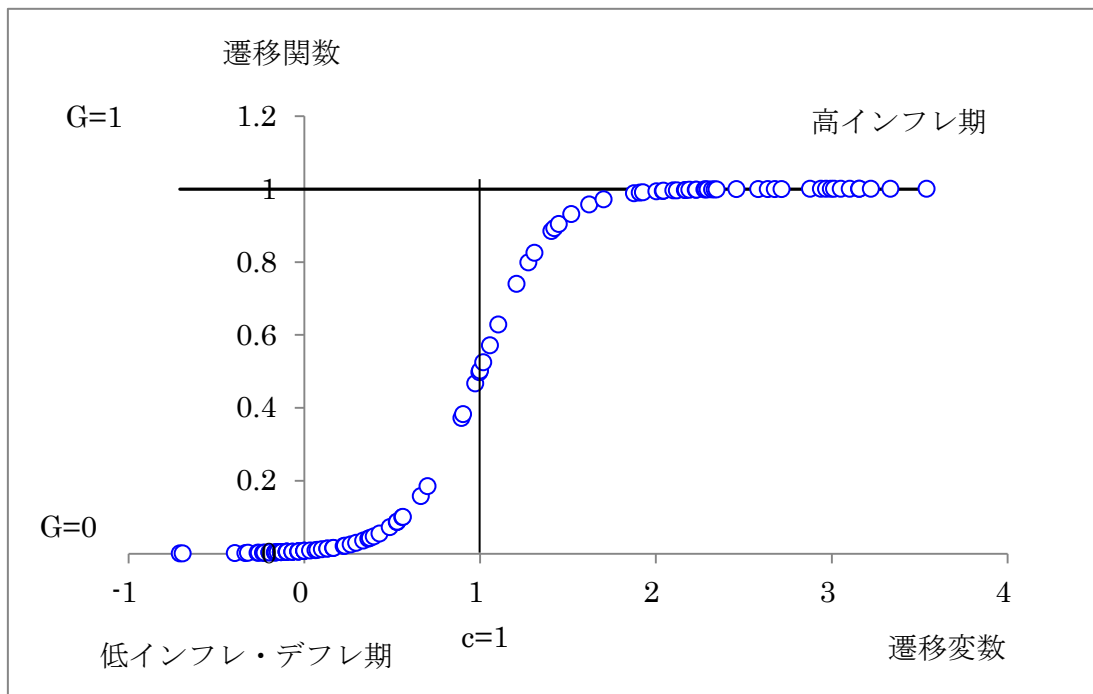
図表 2：フィリップス曲線の傾き（日本と米国）



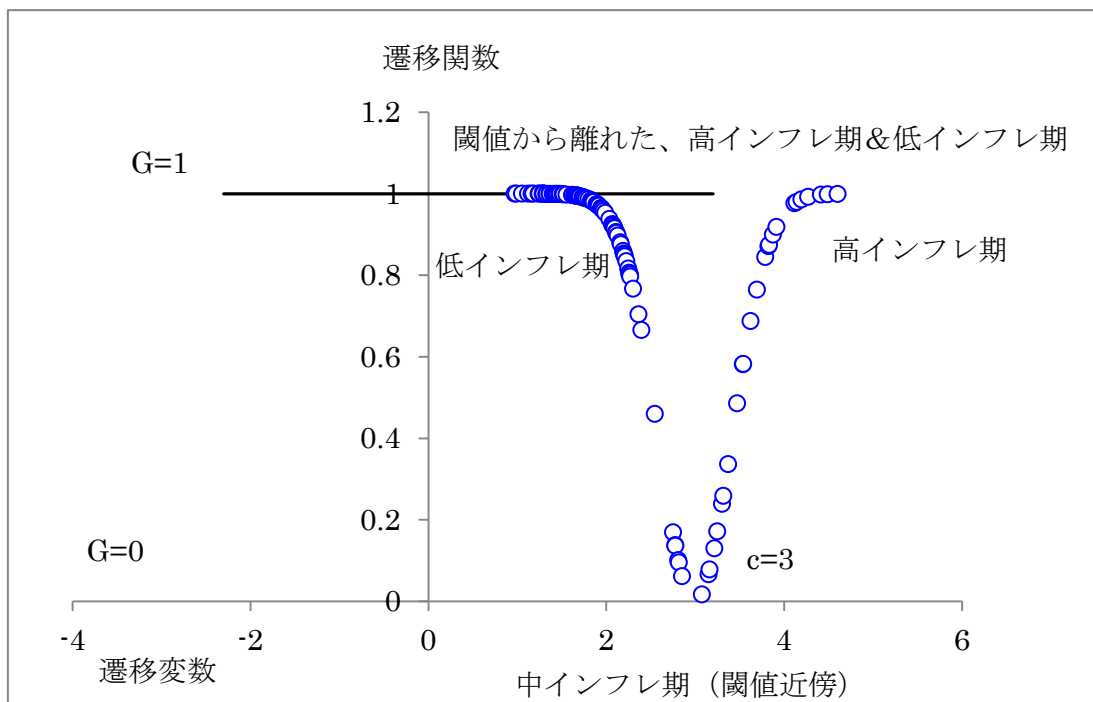
フィリップス曲線の傾き	日本			米国		
	失業率ギャップ	需給ギャップ	インフレ率	失業率ギャップ	需給ギャップ	インフレ率
1986-2014(全期間)	-4.587	-5.358	0.332	-0.300	-0.344	0.173
1986-1997(前期)	-4.121	-7.269	0.325	-0.476	-0.613	0.342
1998-2014(後期)	-2.711	-2.242	0.225	-0.283	-0.322	0.053

図表 3 : 2 種類の STVAR (仮想的なケース)

(1) LSTVAR



(2) ESTVAR

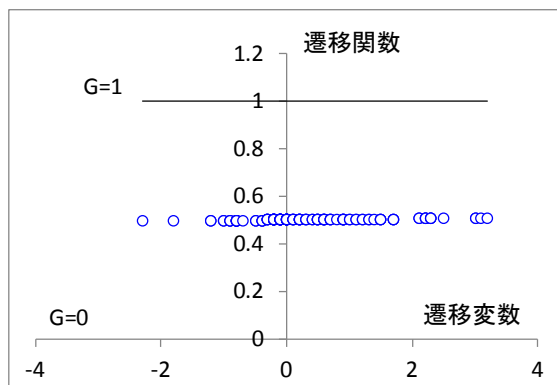


図表 4：遷移変数と遷移関数（ γ を通じた遷移関数の変化）（仮想的なケース）

(1) LSTVAR

$\gamma=0.01$ のケース

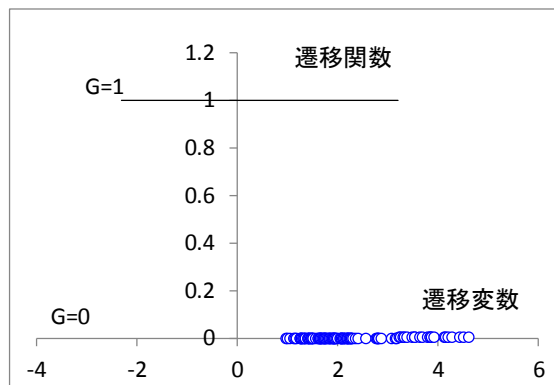
$c=0$



(2) ESTVAR

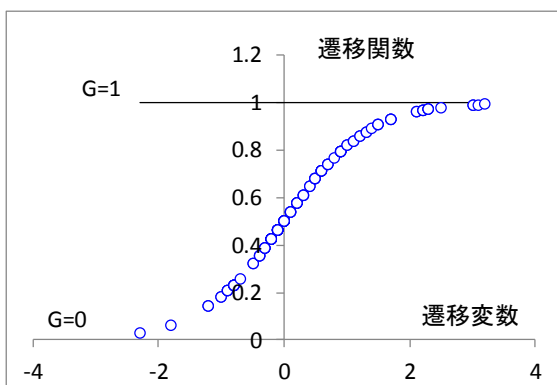
$\gamma=0.001$ のケース

$c=2$



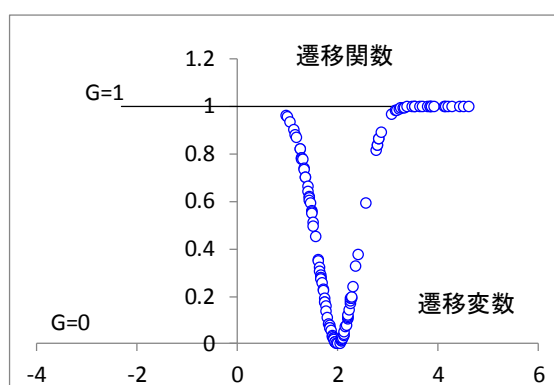
$\gamma=1.5$ のケース

$c=0$



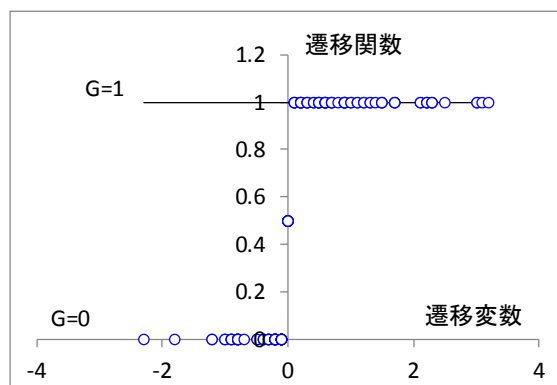
$\gamma=1.5$ のケース

$c=2$



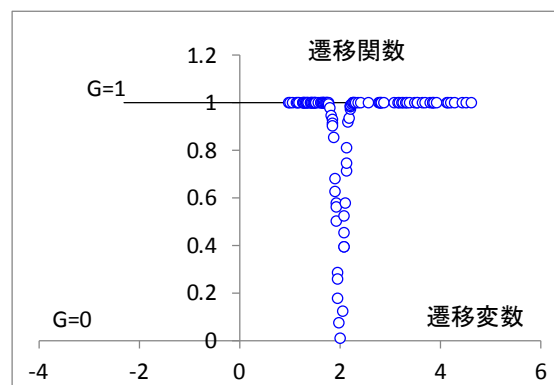
$\gamma=100$ のケース

$c=0$



$\gamma=100$ のケース

$c=2$



図表 5：モデル選択とパラメータの推計値

(1) 日本

インフレ率の指標として CPI（除く生鮮食品、前年比）を使用

	始期	終期	γ	c	lag	p値						type
						LR ₁	LR ₂	LR ₃	H ₀₃	H ₀₂	H ₀₁	
①	1986	2014	1.013	0.638	2	0.000	0.028	0.000	0.277	0.023	0.000	LSTVAR
②	1986	2014	0.134	0.345	2	0.001	0.202	0.000	0.203	0.000	0.001	ESTVAR
③	1986	2014	0.748	0.000	2	0.000	0.006	0.000	0.169	0.009	0.000	LSTVAR
④	1986	2014	1.359	0.000	2	0.001	0.181	0.000	0.469	0.002	0.001	LSTVAR

- ① 時給、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品)
- ② 時給、需給ギャップ、CPI(除く生鮮食品)
- ③ 月給、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品)
- ④ 時間当たり所定内給与、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品)

インフレ率の指標として CPI（除く生鮮食品・エネルギー、前年比）を使用

	始期	終期	γ	c	lag	p値						type
						LR ₁	LR ₂	LR ₃	H ₀₃	H ₀₂	H ₀₁	
⑤	1986	2014	14.318	0.000	2	0.002	0.274	0.000	0.007	0.200	0.002	LSTVAR
⑥	1986	2014	123.341	0.931	2	0.241	0.970	0.001	0.004	0.013	0.241	LSTVAR
⑦	1986	2014	6.530	0.000	1	0.001	0.166	0.000	0.057	0.047	0.001	LSTVAR
⑧	1986	2014	17.816	0.000	2	0.020	0.640	0.009	0.008	0.778	0.020	LSTVAR

- ⑤ 時給、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)
- ⑥ 時給、需給ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)
- ⑦ 月給、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)
- ⑧ 時間当たり所定内給与、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)

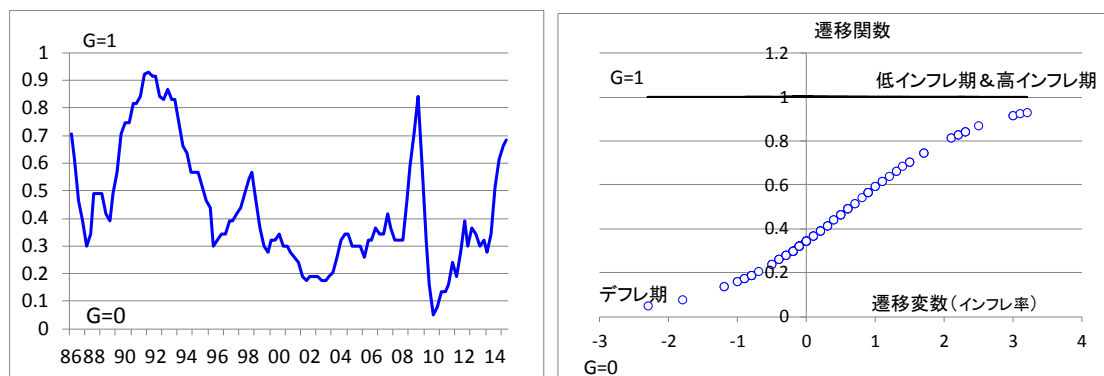
(2) 米国

	始期	終期	γ	c	lag	p値						type
						LR ₁	LR ₂	LR ₃	H ₀₃	H ₀₂	H ₀₁	
①	1986	2014	0.228	3.316	2	0.006	0.453	0.000	0.432	0.000	0.006	ESTVAR
②	1986	2014	0.080	2.943	1	0.030	0.712	0.000	0.138	0.000	0.030	ESTVAR
③	1986	2014	0.477	3.205	2	0.163	0.942	0.000	0.177	0.000	0.163	ESTVAR

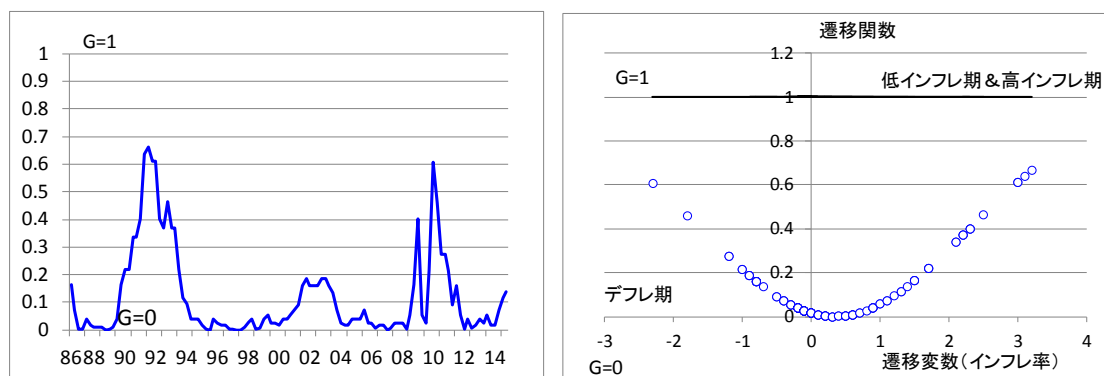
- ① 時給、失業率ギャップ、PCEデフレーター(除く食料・エネルギー)
- ② 時給、需給ギャップ、PCEデフレーター(除く食料・エネルギー)
- ③ 週給、失業率ギャップ、PCEデフレーター(除く食料・エネルギー)

図表 6：日本の遷移変数と遷移関数

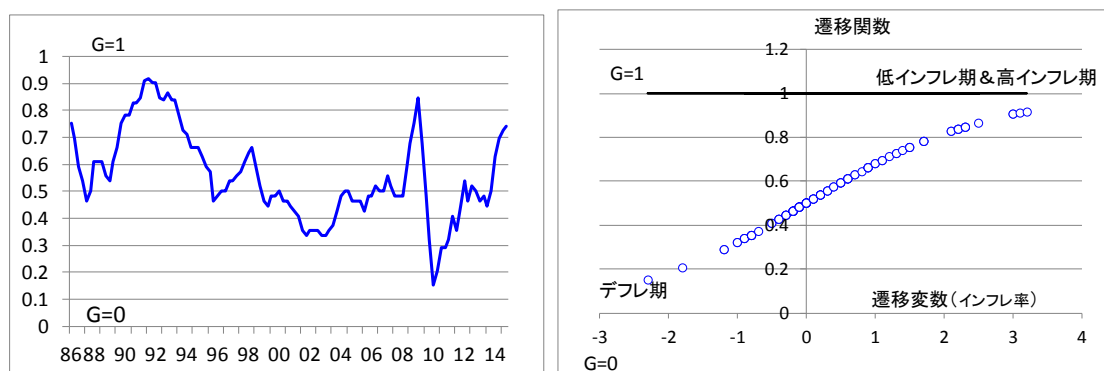
(1) 時給、失業率ギャップ、CPI (除く生鮮食品)



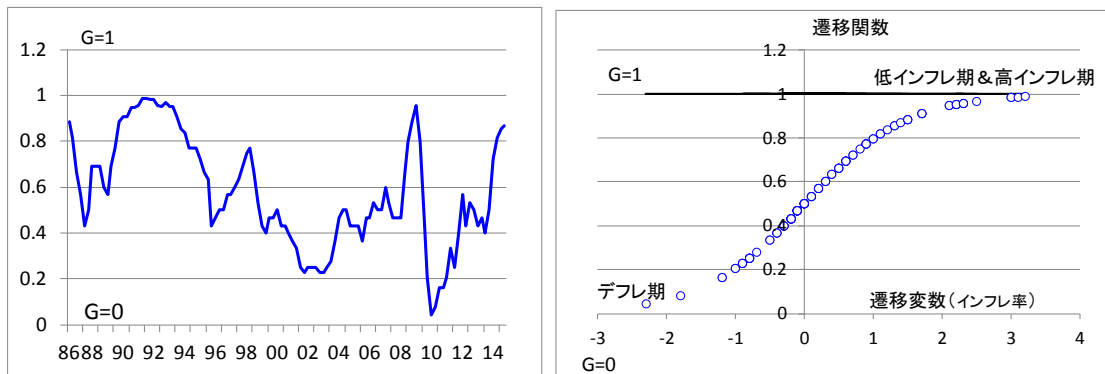
(2) 時給、需給ギャップ、CPI (除く生鮮食品)



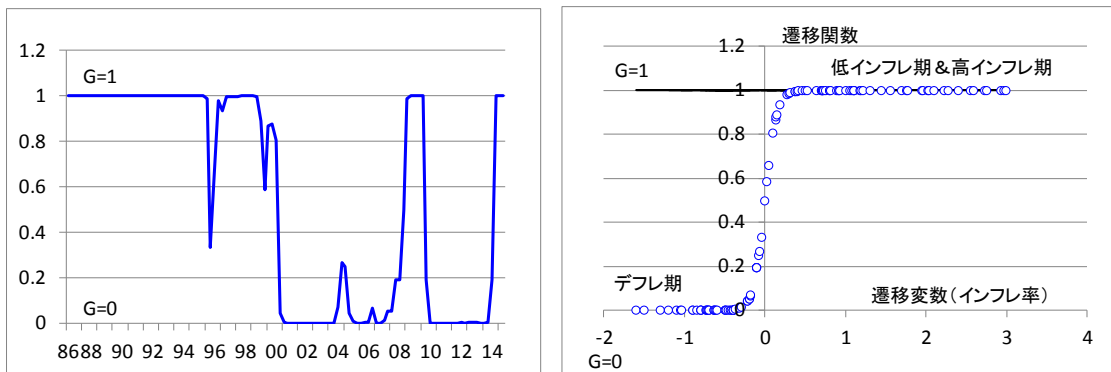
(3) 月給、失業率ギャップ、CPI (除く生鮮食品)



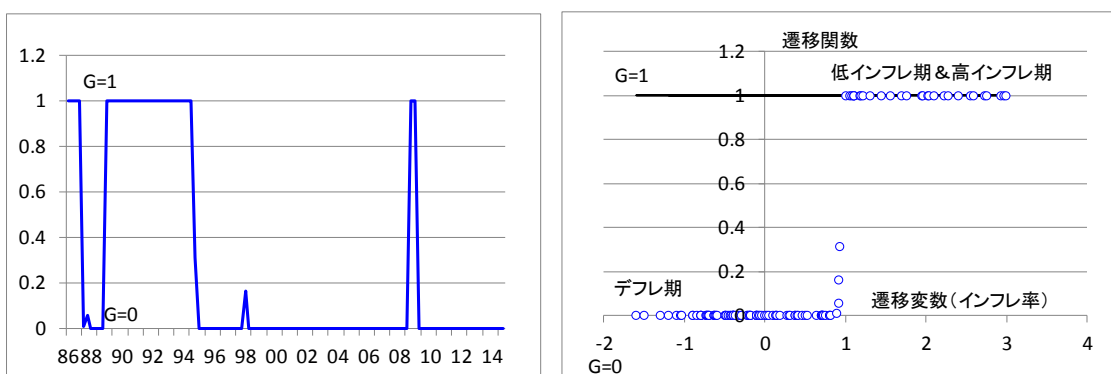
(4) 時間当たり所定内給与、失業率ギャップ、CPI (除く生鮮食品)



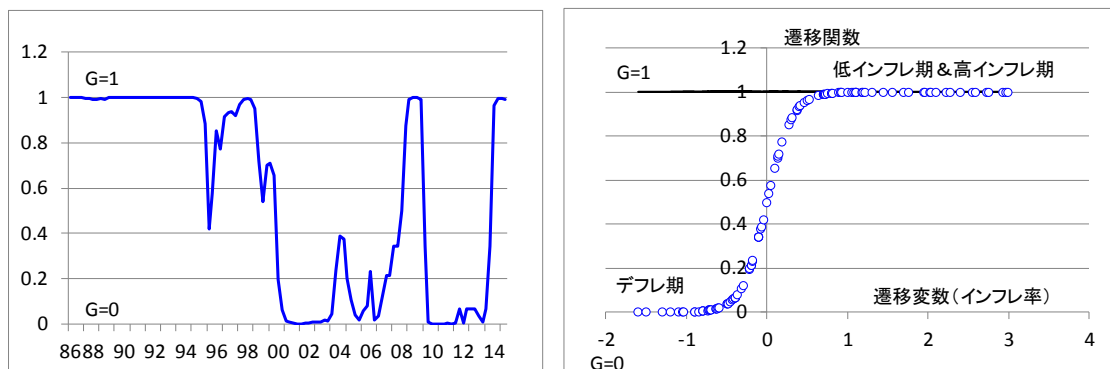
(5) 時給、失業率ギャップ、CPI (除く生鮮食品・エネルギー)



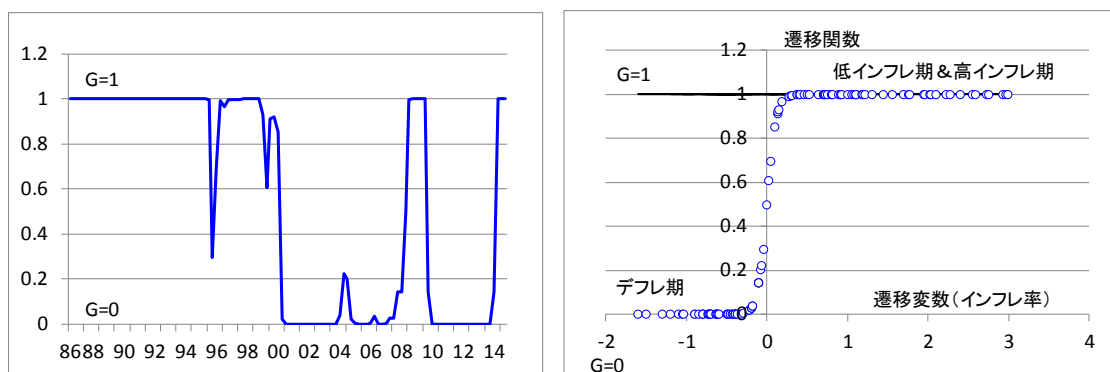
(6) 時給、需給ギャップ、CPI (除く生鮮食品・エネルギー)



(7) 月給、失業率ギャップ、CPI (除く生鮮食品・エネルギー)

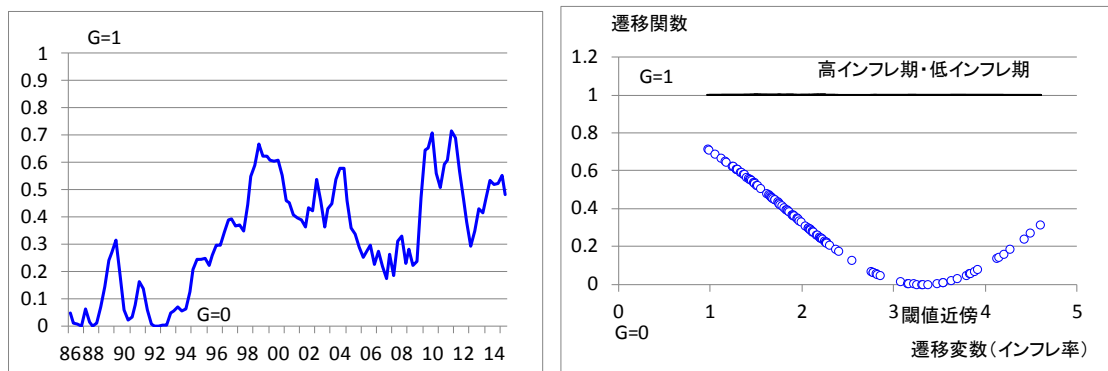


(8) 時間当たり所定内給与、失業率ギャップ、CPI (除く生鮮食品・エネルギー)

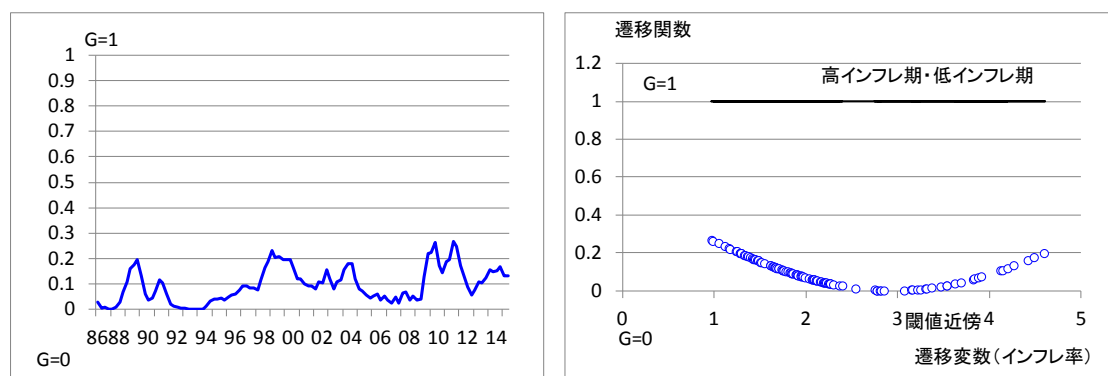


図表 7：米国の遷移変数と遷移関数

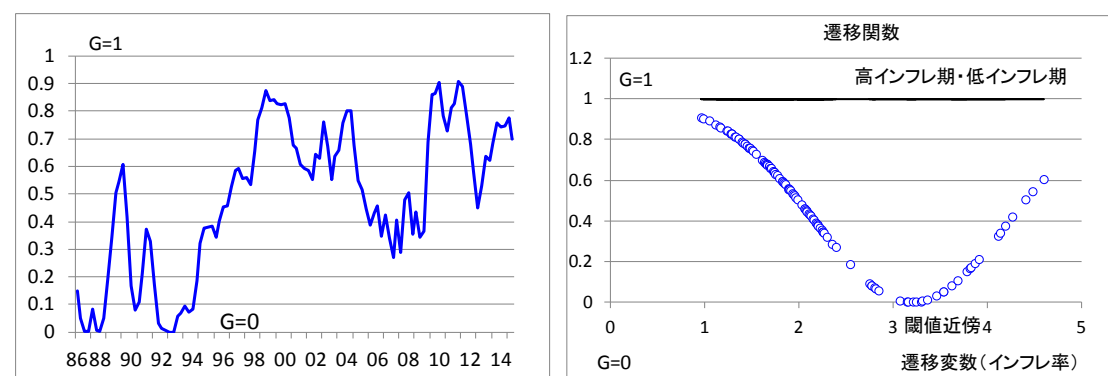
(1) 時給、失業率ギャップ、PCE デフレーター (除く食料・エネルギー)



(2) 時給、需給ギャップ、PCE デフレーター (除く食料・エネルギー)



(3) 週給、失業率ギャップ、PCE デフレーター (除く食料・エネルギー)



図表 8 : レジームが 3 つ以上である可能性の検定

日本			p値				
			$H_0: \gamma_1=0$			$H_0: \gamma_2=0$	
	始期	終期	LR ₁	LR ₂	LR ₃	LR*	type
①	1986	2014	0.000	0.028	0.000	0.390	LSTVAR
②	1986	2014	0.001	0.202	0.000	0.120	ESTVAR
③	1986	2014	0.000	0.006	0.000	0.057	LSTVAR
④	1986	2014	0.001	0.181	0.000	0.156	LSTVAR

- ① 時給、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品)
- ② 時給、需給ギャップ、CPI(除く生鮮食品)
- ③ 月給、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品)
- ④ 時間当たり所定内給与、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品)

日本			p値				
			$H_0: \gamma_1=0$			$H_0: \gamma_2=0$	
	始期	終期	LR ₁	LR ₂	LR ₃	LR*	type
⑤	1986	2014	0.002	0.274	0.000	0.279	LSTVAR
⑥	1986	2014	0.241	0.970	0.001	0.004	LSTVAR
⑦	1986	2014	0.001	0.166	0.000	0.511	LSTVAR
⑧	1986	2014	0.020	0.640	0.009	0.157	LSTVAR

- ⑤ 時給、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)
- ⑥ 時給、需給ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)
- ⑦ 月給、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)
- ⑧ 時間当たり所定内給与、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)

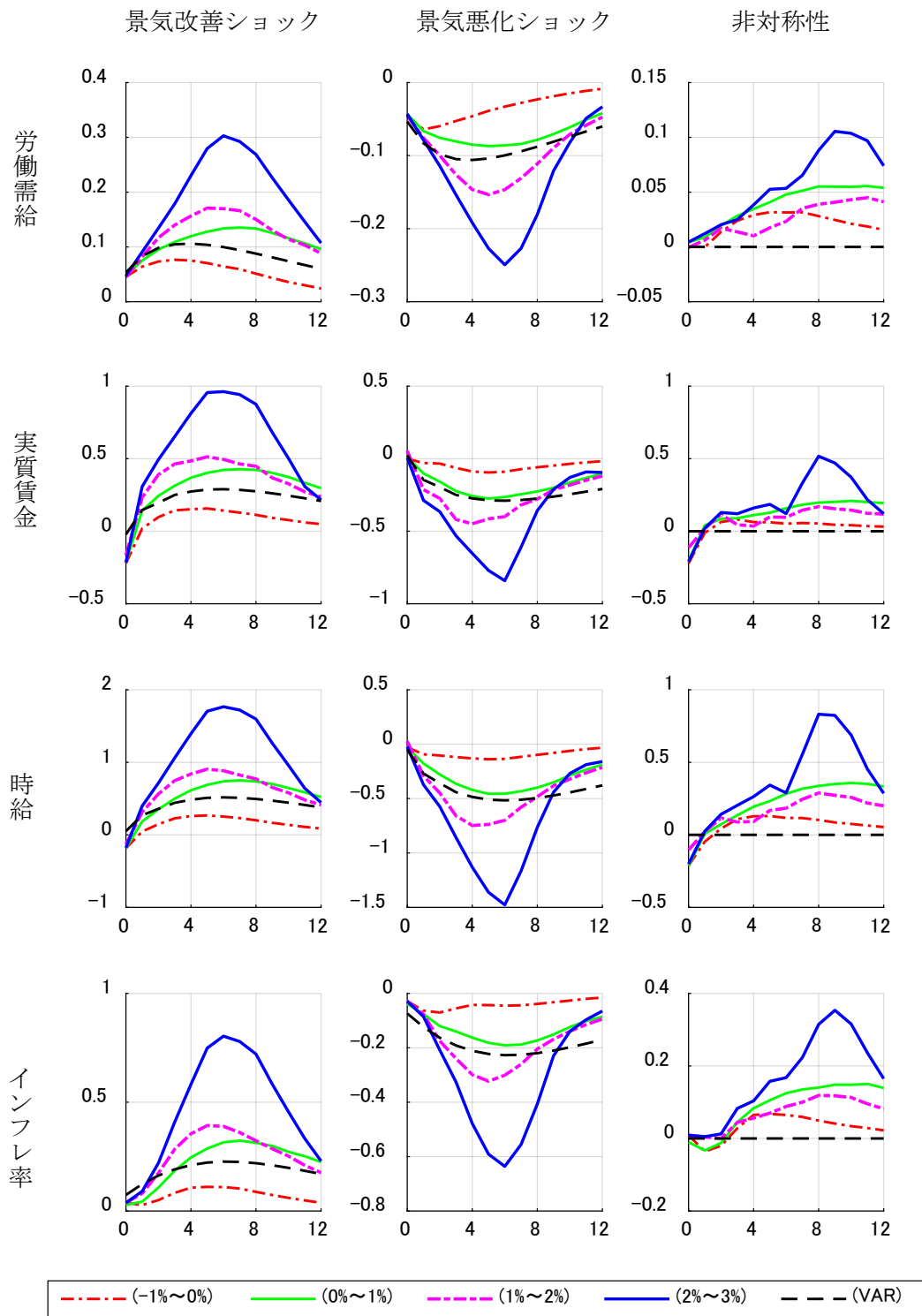
米国			p値				
			$H_0: \gamma_1=0$			$H_0: \gamma_2=0$	
	始期	終期	LR ₁	LR ₂	LR ₃	LR*	type
①	1986	2014	0.006	0.453	0.000	0.528	ESTVAR
②	1986	2014	0.030	0.712	0.000	0.046	ESTVAR
③	1986	2014	0.163	0.942	0.000	0.514	ESTVAR

- ① 時給、失業率ギャップ、PCEデフレーター(除く食料・エネルギー)
- ② 時給、需給ギャップ、PCEデフレーター(除く食料・エネルギー)
- ③ 週給、失業率ギャップ、PCEデフレーター(除く食料・エネルギー)

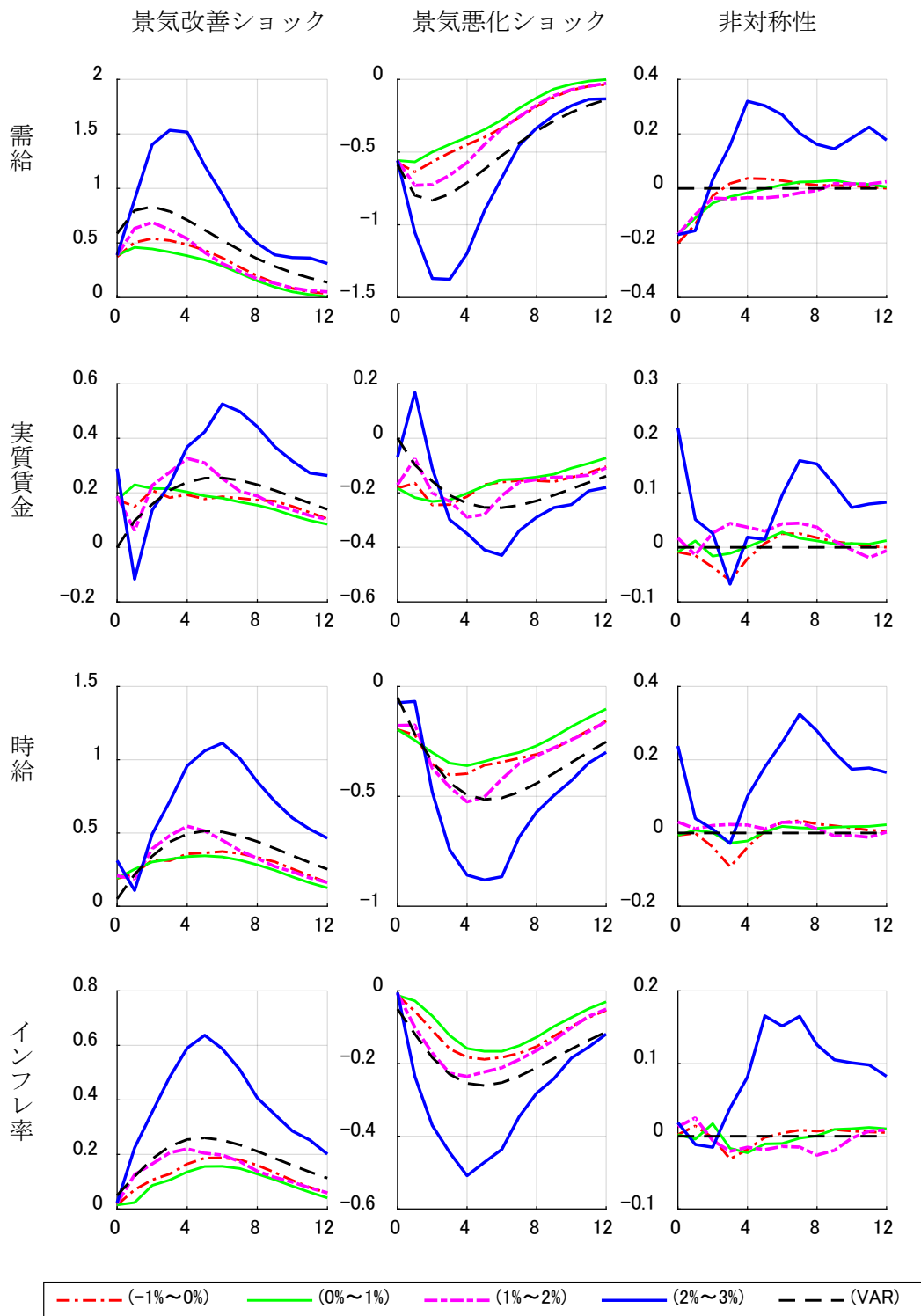
注) $H_0: \gamma_1=0$ は VAR か STVAR か、 $H_0: \gamma_2=0$ はレジームが 2 つか 3 つ以上かを検定。

$H_0: \gamma_1=0$ に関するシャドーは 5%水準で有意の(非線形が示唆される)もの。 $H_0: \gamma_2=0$ に関するシャドーは、5%水準で帰無仮説が棄却できない(レジーム 2 つが示唆される)もの。

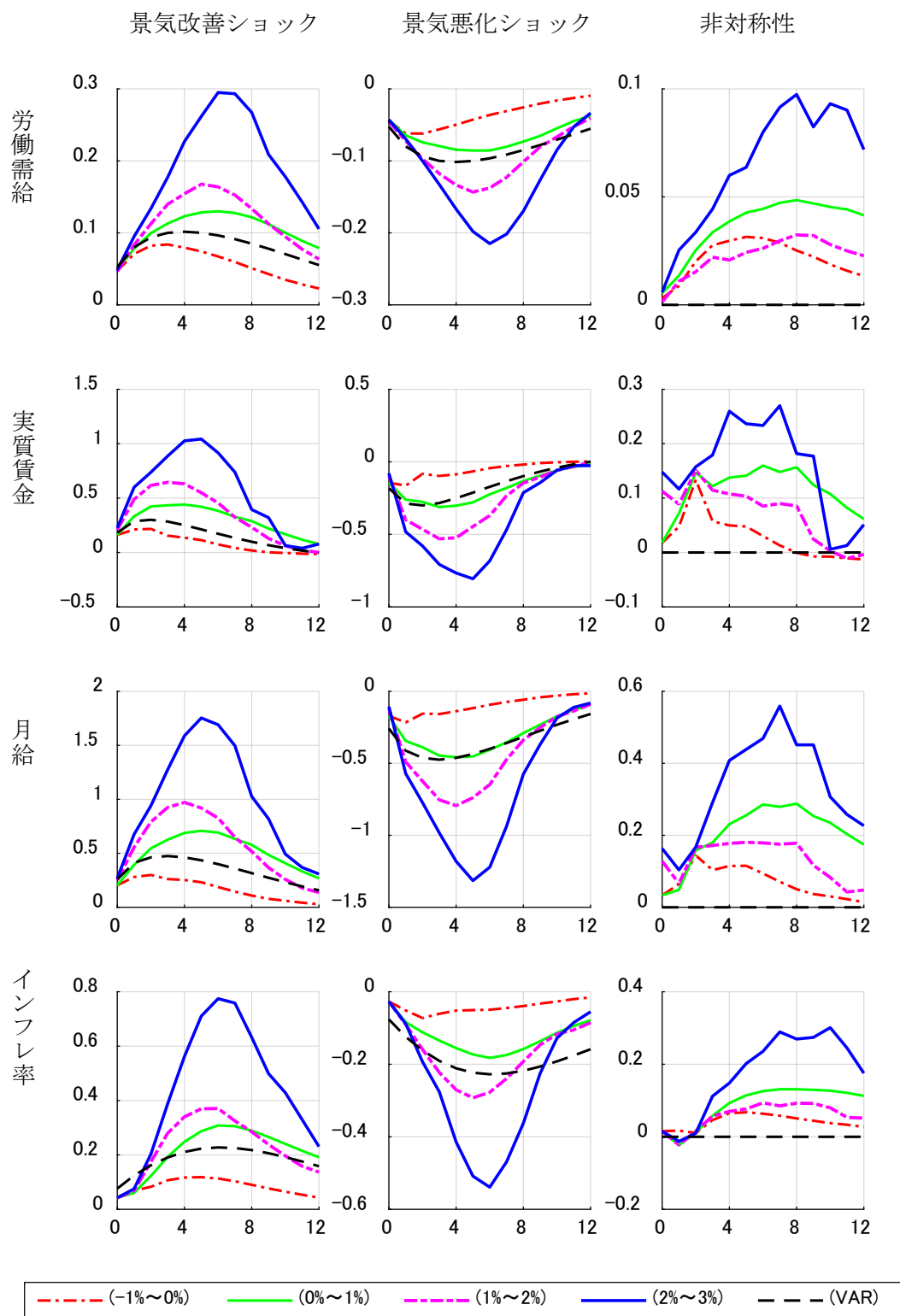
図表 9：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：日本
 ——時給、失業率ギャップ、CPI（除く生鮮食品）——



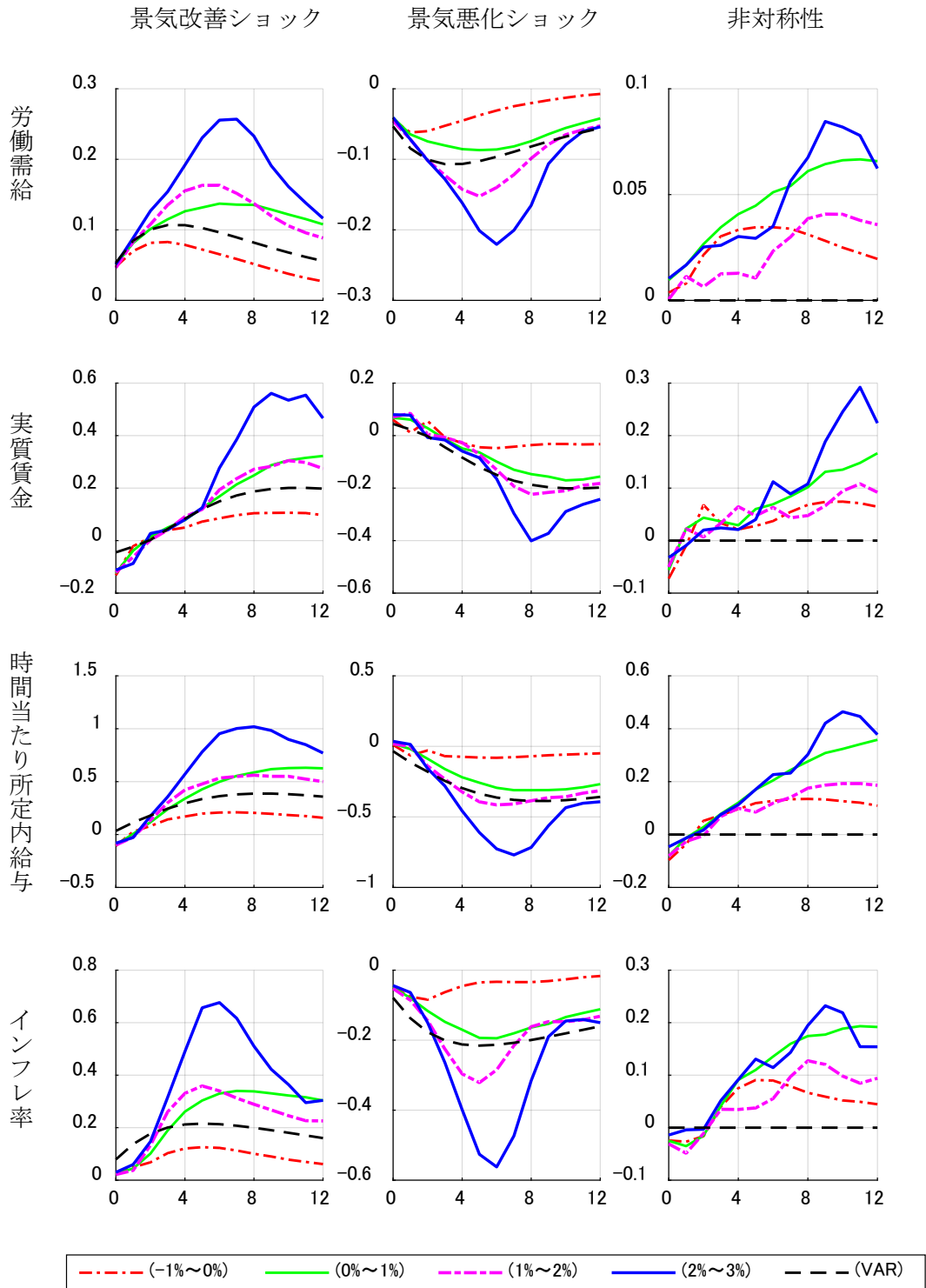
図表 10：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：日本
 ——時給、需給ギャップ、CPI（除く生鮮食品）——



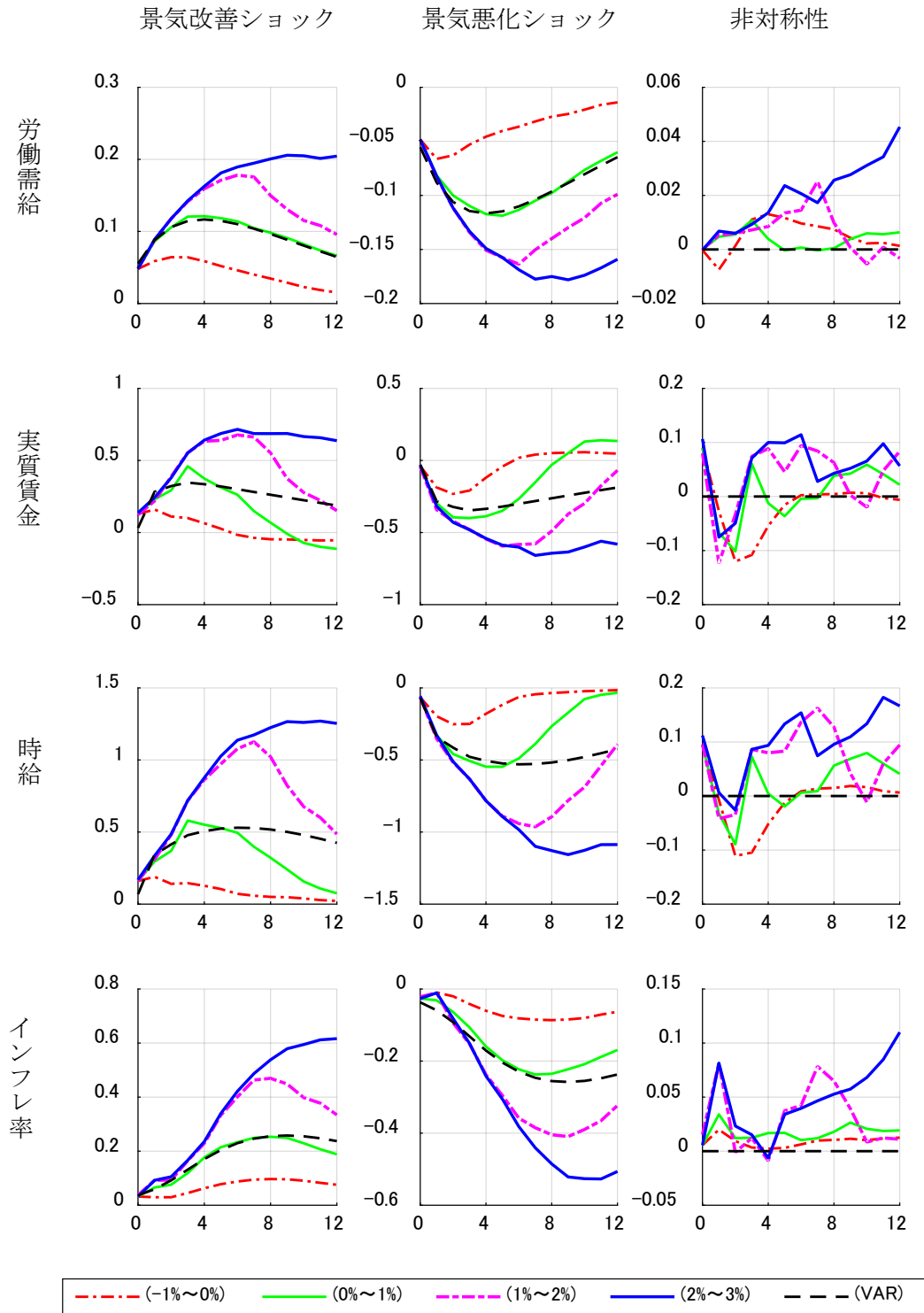
図表 11：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：日本
 ——月給、失業率ギャップ、CPI（除く生鮮食品）——



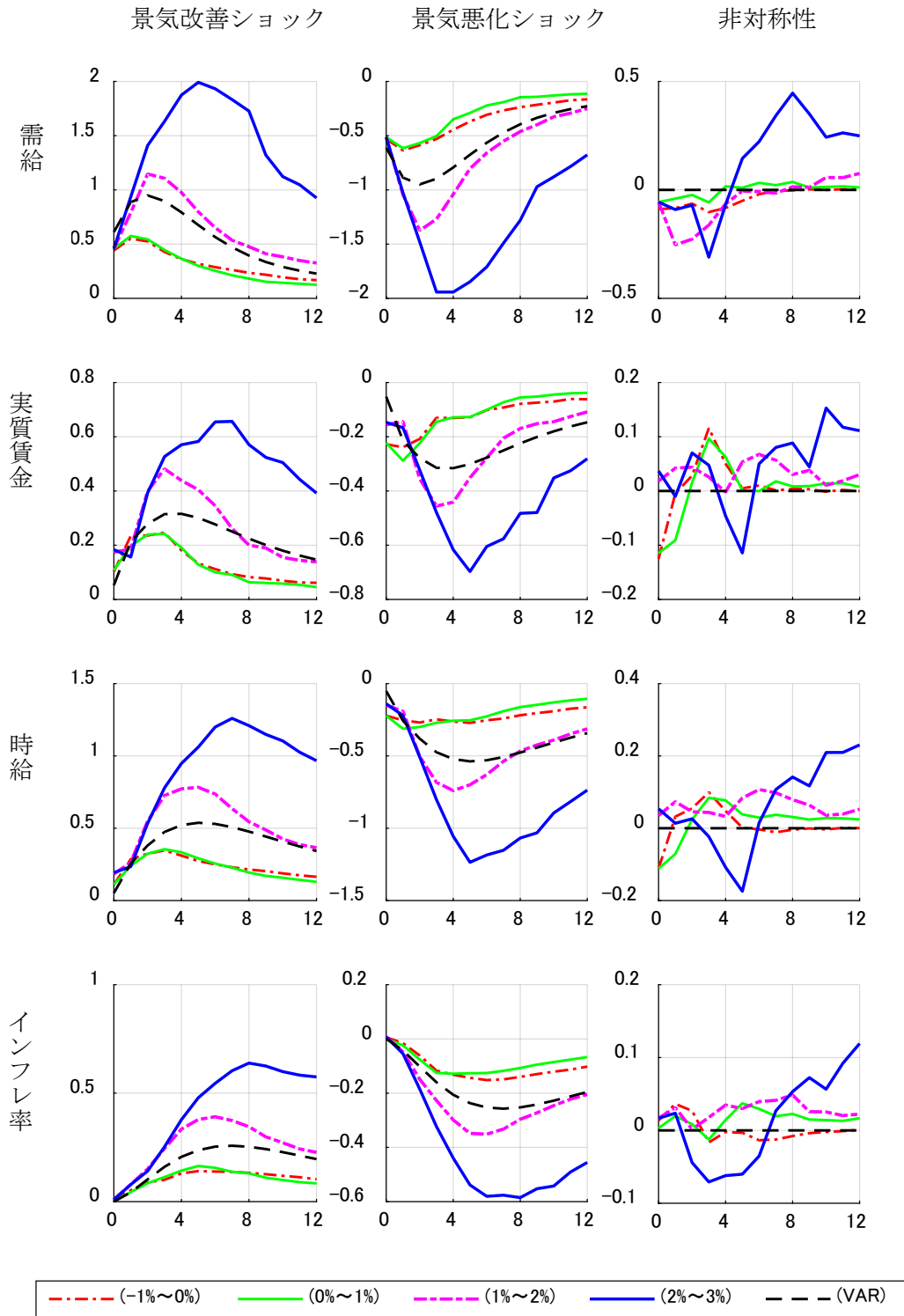
図表 12：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：日本
 ——時間当たり所定内給与、失業率ギャップ、CPI（除く生鮮食品）——



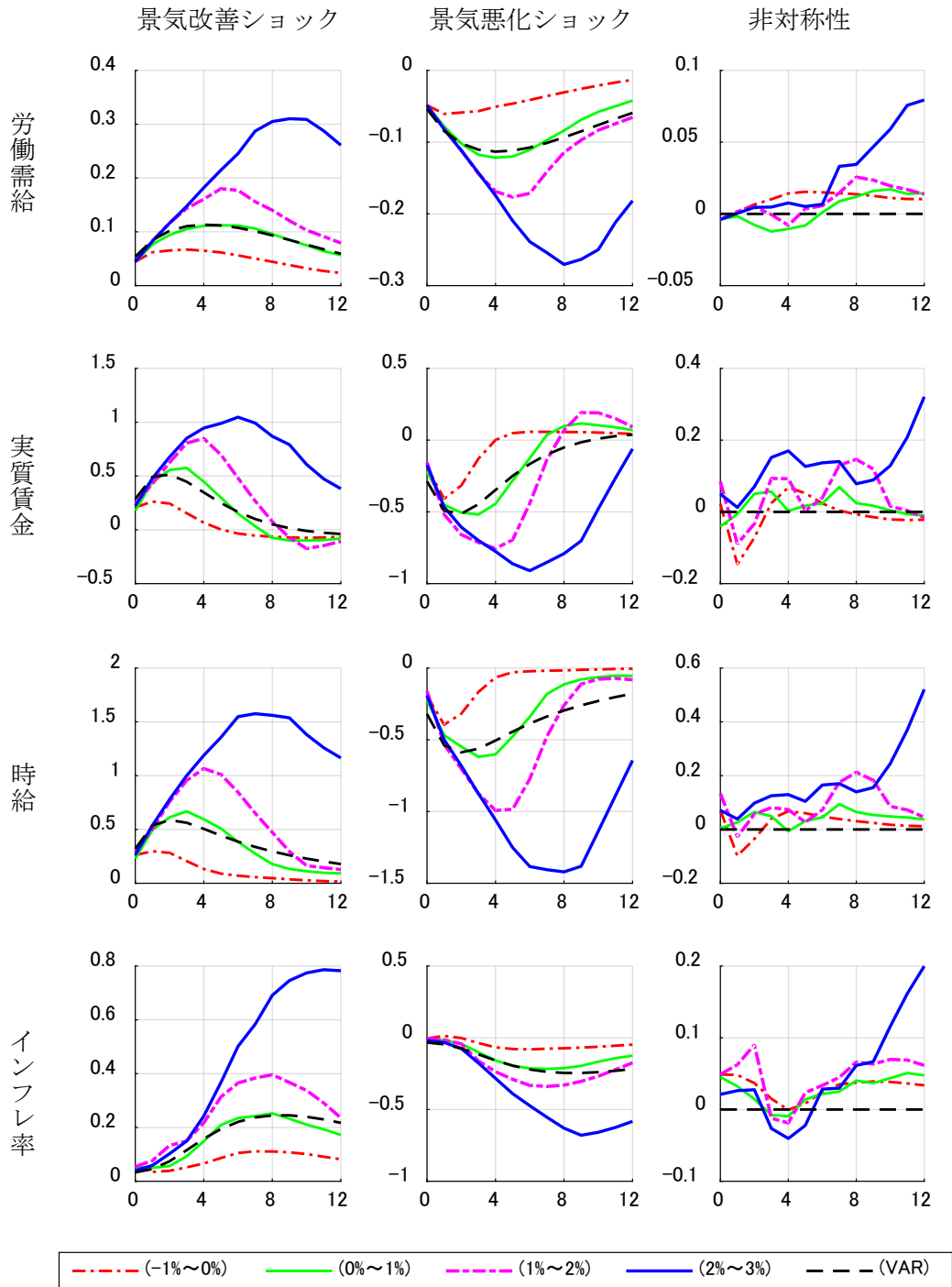
図表 13：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：日本
 ——時給、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)——



図表 14：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：日本
 ——時給、需給ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)——

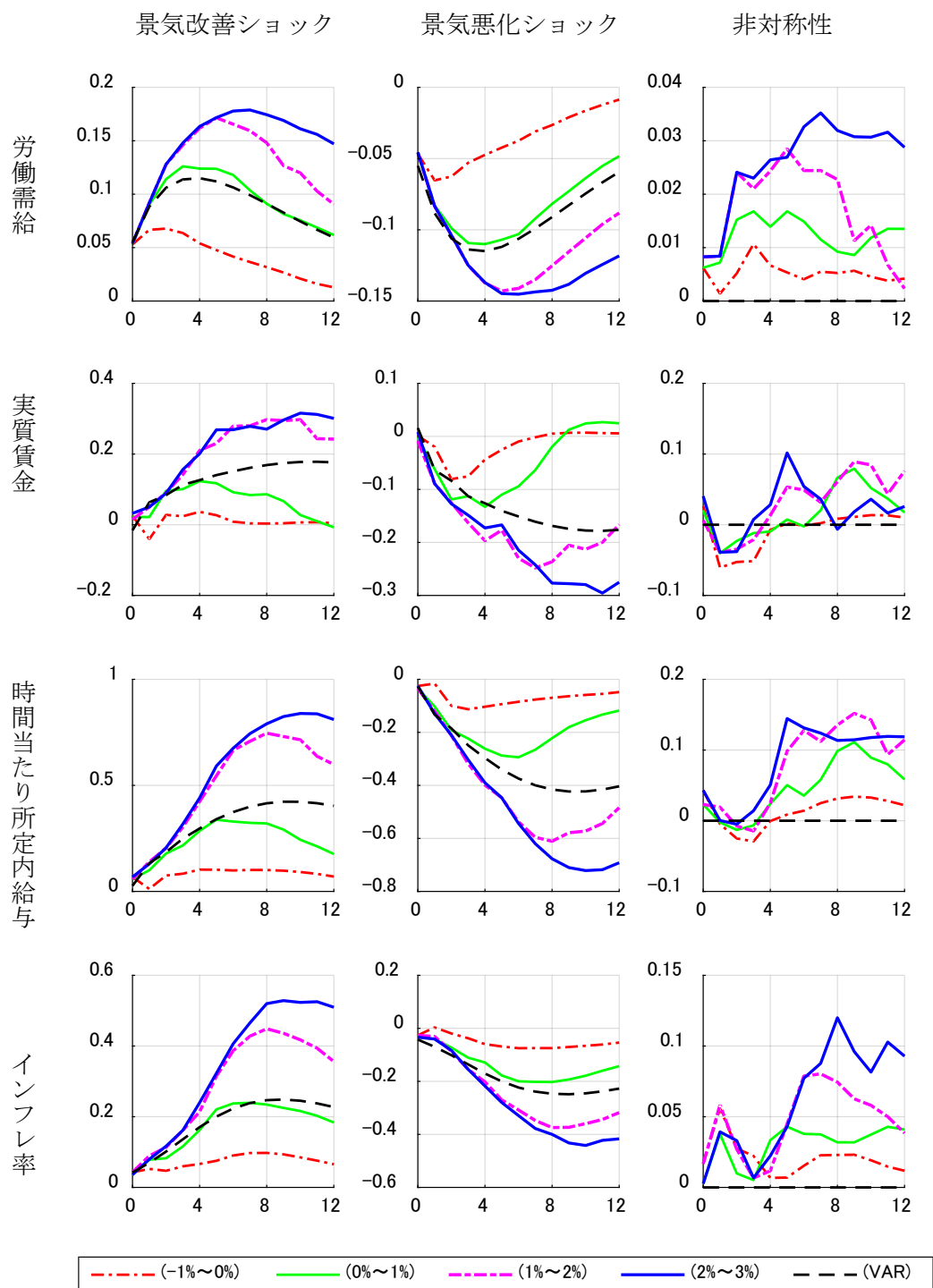


図表 15：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：日本
 ——月給、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)——

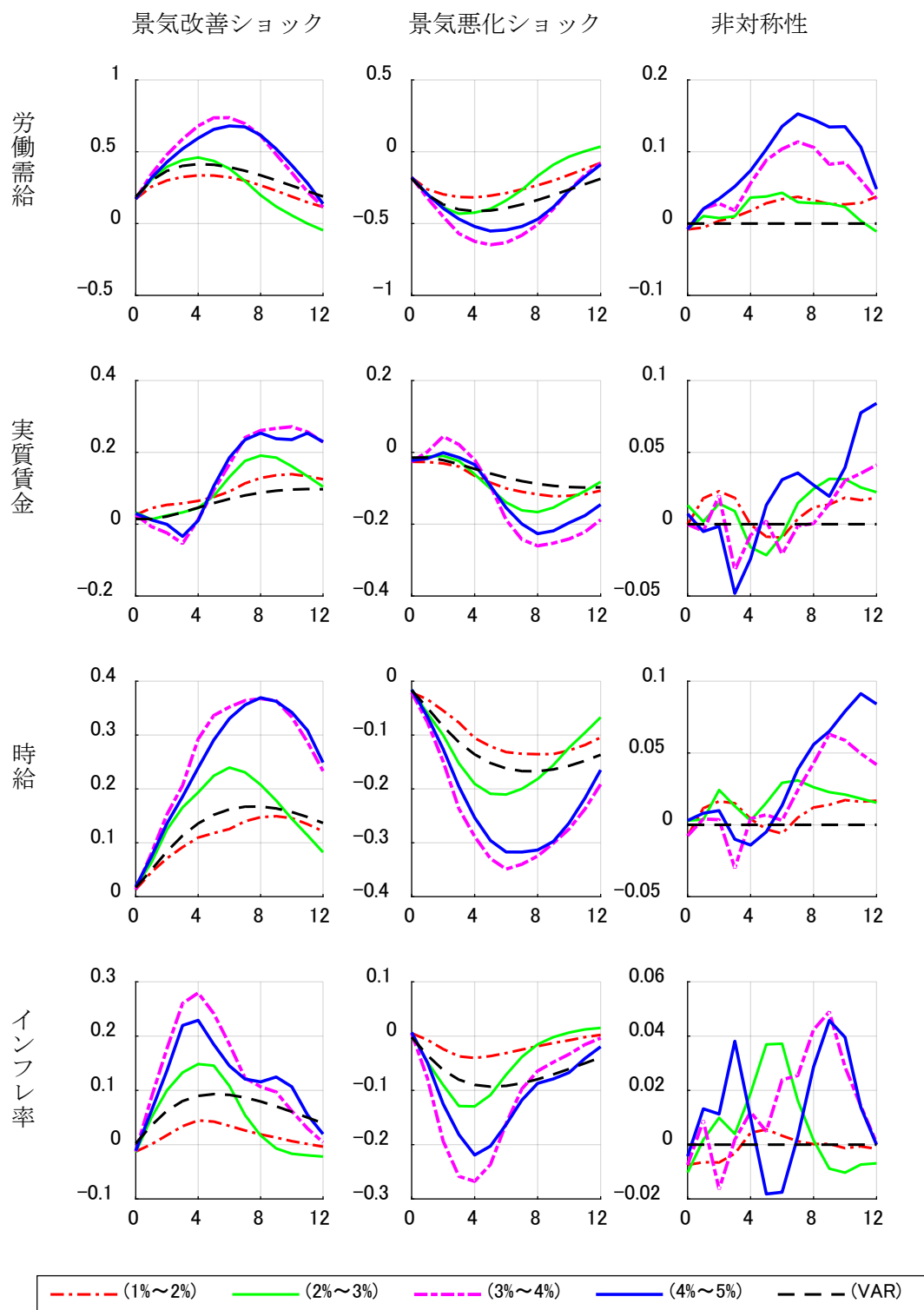


図表 16：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：日本

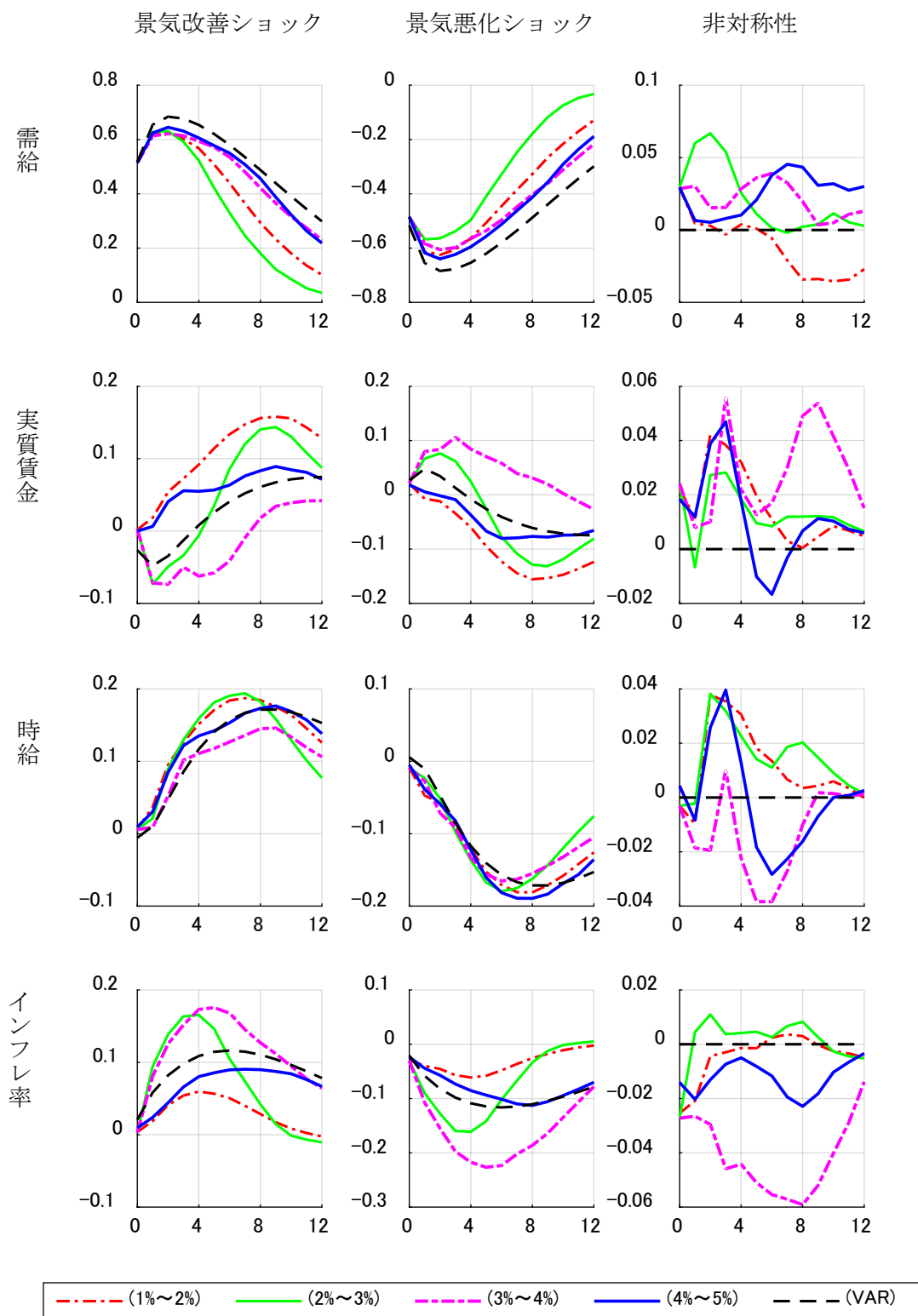
——時間当たり所定内給与、失業率ギャップ、CPI(除く生鮮食品・エネルギー)——



図表 17：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：米国
 ——時給、失業率ギャップ、PCE デフレーター (除く食料・エネルギー)——



図表 18：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：米国
 ——時給、需給ギャップ、PCE デフレータ（除く食料・エネルギー）——



図表 19：インフレ率の水準とインパルス応答の変化：米国
 ——週給、失業率ギャップ、PCE デフレーター (除く食料・エネルギー)——

