



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 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

新谷幸平\*

kouhei.shintani@boj.or.jp

武藤一郎\*\*

ichirou.mutou@boj.or.jp

No.14-J-2  
2014 年 2 月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30 号

\* 調査統計局

\*\* 調査統計局（現・金融機構局）

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

# 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\*

新谷幸平<sup>†</sup> 武藤一郎<sup>‡</sup>

2014 年 2 月

## 【要 旨】

本稿では、賃金と労働市場の需給バランスについて考察を深めるため、賃金上昇率と失業率の関係についての実証分析を、日米のデータを用いて行う。具体的には、Galí (2011)の研究に基づき、ニューケインジアン理論の枠組みの中で、ミクロ的基礎付けを持つ動学的な構造方程式として導出される「賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線 (NKWPC)」を推計する。分析を通じて、日本における NKWPC の実証的パフォーマンスは、米国の結果よりも総じて良好であることが確認された。さらに、日本では、NKWPC の傾きが米国よりも急であることも判明した。この背景には、日本における賃金の粘着性が、米国よりも小さいことが影響している可能性がある。賃金の物価スライド（インデクゼーション）の影響も考慮した推計を行うと、米国ではインフレ率が賃金に与える影響が重要である一方、日本ではその役割がさほど明確でない。時間を通じたパラメータの変化をみると、日本では、NKWPC の傾きが近年フラット化している。また、近年のデータを用いると、インデクゼーションの果たす役割は、日米ともに以前に比べ大きくないと判断されるが、この結果には、近年、両国におけるインフレ率の水準が低位安定してきたことが影響している可能性がある。

JEL 分類番号：E24、E31、E32

キーワード：賃金、失業率、ニューケインジアン理論、フィリップス曲線

---

\* 本稿の作成に際しては、青木浩介准教授（東京大学）、片山宗親氏（京都大学）、および前田栄治氏、亀田制作氏、鎌田康一郎氏、中村康治氏、西崎健司氏、加藤涼氏、福永一郎氏、黒住卓司氏、北村富行氏、池田大輔氏、小田剛正氏、片桐満氏、大井博之氏をはじめとする日本銀行スタッフから貴重なコメントを頂戴した。記して感謝したい。ただし、あり得べき誤りは筆者らに属する。また、本稿に示される内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行、および調査統計局の公式見解を示すものではない。

† 日本銀行調査統計局（kouhei.shintani@boj.or.jp）

‡ 日本銀行調査統計局（現金融機構局、ichirou.mutou@boj.or.jp）

## 1. はじめに

わが国では現在、失業率がリーマン・ショック前と同程度の 4% 近傍まで低下するなど、労働市場の需給バランスが改善を続けており、賃金の上昇圧力が高まりつつある。また、消費者物価指数（除く生鮮食品）の前年比がはつきりとしたプラスに転じるなかで、物価との関係においても賃金の動向に関心が集まっている。こうした状況を背景に、本稿では、賃金と労働市場の需給バランスについて考察を深めるため、賃金上昇率と失業率、インフレ率との関係についての実証分析を、日本と米国のデータを用いて行う。具体的には、Galí (2011) の研究に基づき、賃金の粘着性の下で動学的な構造方程式として導出される「賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線 (New Keynesian Wage Phillips Curve、以下 NKWPC)」を推計する。

フィリップス曲線とは、元来、賃金上昇率と失業率の間の負の相関関係を指すものであったが (Phillips (1958))、この関係性は長い間にわたって「観察された事実」としての位置付けに止まり、その関係性がなぜ生み出されるのかという点に関する理論的背景（ミクロ的基礎付け）が十分に提供されてこなかった。このため、賃金上昇率と失業率の関係が、構造的にどのように決まるのかという点に関して、理論的な洞察を行うことは困難であった。これは、物価に関するフィリップス曲線が、ニューケインジアン理論の発展によって、「ニューケインジアン・フィリップス曲線 (New Keynesian Phillips Curve、NKPC)」として定式化され、多くの実証分析を通じてインフレ率の決定要因に関する理論的解釈が行われてきたのとは対照的である<sup>1</sup>。

しかし、比較的最近になって、Galí (2011) は、既存の粘着賃金モデルに、労働供給に関する追加的仮定を設けることで、賃金上昇率と失業率の関係を、NKWPC として理論的に導くことができることを明らかにした。NKWPC の枠組みでは、賃金上昇率と失業率の関係は、賃金の粘着性や労働供給の賃金弾力性など、構造的なパラメータによって規定されるため、賃金上昇率の決定に関する理論的洞察を行うことができる。また、仮に NKWPC の実証的パフォーマンス

---

<sup>1</sup> Galí and Gertler (1999), Sbordone (2002), Galí, Gertler, and Lopez-Salido (2001), 澁・渡辺 (2002)、Muto (2009) など。NKPC の実証研究のサーベイは、敦賀・武藤 (2008) を参照。

スが良好であるならば、賃金上昇率と失業率の関係を、動学的一般均衡 (DSGE) モデルの構成要素として導入することも可能である (例えば、Galí, Smets, and Wouters (2012))。ただし、NKWPC に関する実証研究は、Galí (2011)以外に見当たらず、分析蓄積が極めて限られるのが現状である。このため、米国以外のデータも用いて推計するなど、分析を積み重ねる必要があると考えられる。本稿では、Galí (2011)により導出された NKWPC に関して、日本のデータを用いて実証研究を行う。その際、米国のデータも用い、日米比較という形で分析を行う。これは、日米の実証結果を比較することにより、両国における賃金決定メカニズムの特徴を明らかにするためである。

なお、先行研究の中には、ニューケインジアン理論に基づく賃金・物価の決定モデルに関する実証研究を行ったものが既に存在する (Sbordone (2006)、古賀・西崎 (2006))。これらの研究は、ニューケインジアン理論に賃金の粘着性を導入した代表的な研究である Erceg, Henderson, and Levin (2000)に基づき、「賃金マークアップ」(あるいは「実質賃金ギャップ」)と呼ばれる変数を、賃金上昇率の主たる決定要因として用いている。賃金マークアップとは、「現実の実質賃金と、賃金の粘着性などの名目的摩擦が仮に存在しなければ実現したであろう仮想的な実質賃金との乖離」として定義される変数である<sup>2</sup>。もともと、こうした理論上の定義の一方で、賃金マークアップは、データとして直接観察することが困難であるという難点があり、上述した先行研究においても、推計に用いられた賃金マークアップの代理変数のデータが、理論的にみてどの程度適切なのかという点に曖昧さが残るのは否めない。

これらの先行研究とは異なり、Galí (2011)および本稿は、労働供給に関する一定の仮定の下では、賃金マークアップと失業率の間に線形の関係が導かれるという理論的帰結に基づき、直接的に観察可能で、労働需給を表わすため直感的にも解釈しやすい、失業率のデータを用いて NKWPC を推計している。このように、理論的枠組みと実証分析に用いるデータの間に概念的な乖離が存在しないことが、Galí (2011)および本稿の実証分析における大きな利点である。また、

---

<sup>2</sup> 名目的摩擦が存在しない場合、実質賃金は、消費と労働 (余暇) に関する家計の限界代替率に一致する。このため、賃金マークアップは、実質賃金の限界代替率からの乖離として定義される。

NKWPC は、失業率の決定に単純な時系列モデルを仮定した下では、賃金上昇率と、失業率（あるいは、失業率とインフレ率）の線形関数として簡潔に記述されるため、Phillips (1958)以来の古典的なフィリップス曲線とも整合的であり、その点で、従来分析と整合的な形で結果を解釈できるというメリットもある。

本稿の構成は以下の通り。2 節では、Galí (2011)において導出された、NKWPC の理論的背景について説明する。3 節では、本稿で用いるデータについて説明したうえで、NKWPC の推計結果について、日米比較を行いながら報告する。4 節では、本分析の結論と留意点を述べる。

## 2. 賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線（NKWPC）の導出

本稿の実証分析は、粘着賃金モデルの中で、賃金上昇率と失業率との関係を明示的に導出した Galí (2011)に従うため、本節ではまずその理論的フレームワークを説明する。ただし、Galí の分析は、代表的な粘着賃金モデルである Erceg, Henderson, and Levin (2000; 以下 EHL と表記)に立脚し、これを拡張する方向で行っているため、以下では最初に EHL のモデルを簡潔に紹介し、その後、Galí による拡張を説明する。

### 2.1. 既存の粘着賃金モデル : Erceg, Henderson, and Levin (2000)

EHL のモデルでは、複数の家計が存在し、各々下記の時点効用関数を持つ<sup>3</sup>。

$$U(C_t, N_t) = \log C_t - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (1)$$

$C_t$  は家計消費、 $N_t$  は労働投入量を表わす。(1)式右辺の第一項は消費から得られる効用、第二項は労働投入に伴う負の効用を表わす。

家計は、以下の予算制約式に直面している。

$$P_t C_t + Q_t B_t \leq B_{t-1} + W_t N_t + \Pi_t \quad (2)$$

---

<sup>3</sup> 時点効用関数をより一般化した場合については、Galí (2011)の 3.4.節を参照。

$P_t$ は物価水準、 $Q_t$ は債券価格、 $B_t$ は債券保有、 $W_t$ は名目賃金、 $\Pi_t$ は配当などランプサムの所得である。

家計は、差別化された労働を供給するため、賃金交渉力を持つと仮定する。このため、(1)式の時点効用関数を前提に、異時点間の効用を最大化するように、名目賃金的水準を決定する。ただし、名目賃金の設定は每期自由に行うことはできず、粘着価格モデルで有名な Calvo (1983)の設定に準え、「家計は每期一定の確率  $(1 - \theta_w)$  で、名目賃金的水準を再設定する機会を得る」と仮定する。

なお、EHL では、所与の実質賃金の下で、企業の労働需要量によって、雇用水準が決定される。標準的な CES 型の集計指数のもとで、企業の労働需要関数は下記のように導かれる。

$$N_{t+k|t} = \left( \frac{W_t}{W_{t+k}} \right)^{-\varepsilon_w} N_{t+k} \quad (3)$$

$N_{t+k|t}$  は  $t$  期に賃金をリセットした家計に対する  $t+k$  期の労働需要量を表わし、 $\varepsilon_w$  は労働需要の賃金弾性値を規定するパラメータである<sup>4</sup>。

こうした状況設定の下で、 $t$  期に賃金改定の機会を得た家計は、「 $t$  期に設定する名目賃金 ( $W_t$ ) が継続すると考えられる期間中の期待効用」を最大化する。このとき、この家計にとっての名目賃金に関する一階の最適化条件は下記のように導かれる ( $W_t^*$  は名目賃金の最適水準)<sup>5</sup>。

$$\sum_{k=0}^{\infty} (\beta \theta_w)^k E_t \left\{ \frac{N_{t+k|t}}{C_{t+k}} \left( \frac{W_t^*}{P_{t+k}} - \Lambda^w MRS_{t+k|t} \right) \right\} = 0 \quad (4)$$

ただし、 $MRS_t$  は消費と労働（余暇）に関する限界代替率を表わし、(1)式の時点効用関数の下では  $MRS_{t+k|t} \equiv C_{t+k} N_{t+k|t}^\varphi$  となる。また、 $\Lambda^w$  は賃金の粘着性が存在しない場合に実現するはずの「賃金マークアップ（実質賃金の、限界代替率との

<sup>4</sup> (3)式の労働需要関数は、雇用と賃金に関する CES 型集計指数の下で、企業の利潤最大化問題の解として導かれるものである。

<sup>5</sup> EHL では、家計の間で完全なリスク・シェアリングが成立していることを仮定している。このため、消費水準は、賃金設定のタイミングによらず、各家計で同一となる。



乖離)」であり、(3)式を前提にすると、 $\Lambda^w \equiv \varepsilon_w / (\varepsilon_w - 1)$  として導かれる<sup>6</sup>。なお、 $\beta$ は割引因子である。

(4)式を定常状態近傍で対数線形近似して表現し直すと、下記 (5)式が得られる。

$$w_t^* = \bar{\mu}^w + (1 - \beta\theta_w) \sum_{k=0}^{\infty} (\beta\theta_w)^k E_t \{ mrs_{t+k|t} + p_{t+k} \} \quad (5)$$

小文字は対応する大文字の変数の対数値であり、 $\bar{\mu}^w \equiv \log \Lambda^w$  である。(1)式の効用関数を前提にすると、 $t$  期に賃金改定の機会を得た家計の  $t+k$  期における限界代替率（対数値）は  $mrs_{t+k|t} = c_{t+k|t} + \varphi n_{t+k|t}$  である。また、経済全体に存在する家計における平均的な限界代替率を  $mrs_t \equiv c_t + \varphi n_t$  として定義する。これらの定義と(3)式の労働需要関数を用いると、 $mrs_{t+k|t}$  と  $mrs_{t+k}$  の関係は下記のように導かれる。

$$mrs_{t+k|t} = mrs_{t+k} - \varepsilon_w \varphi (w_t^* - w_{t+k}) \quad (6)$$

また、賃金に関する CES 型の集計関数を定常状態近傍で対数線形近似すると、下記 (7)式が得られる。

$$w_t = \theta_w w_{t-1} + (1 - \theta_w) w_t^* \quad (7)$$

最後に、(5)～(7)式を再整理すると、下記(8)式が得られる。

$$\pi_t^w = \beta E_t \pi_{t+1}^w - \lambda_w (\mu_t^w - \bar{\mu}^w) \quad (8)$$

$\pi_t^w$  は名目賃金上昇率（ $\pi_t^w \equiv w_t - w_{t-1}$ ）であり、 $\mu_t^w$  は経済全体の平均的な賃金マークアップの対数値（ $\mu_t^w \equiv w_t - p_t - mrs_t$ ）である。また、 $\lambda_w$  は下記で定義されるパラメータである。

$$\lambda_w \equiv \frac{(1 - \theta_w)(1 - \beta\theta_w)}{\theta_w(1 + \varepsilon_w \varphi)} > 0 \quad (9)$$

---

<sup>6</sup> これを一般に「望ましい賃金マークアップ（desired wage markup）」と呼ぶ。

(8)式のように、EHL のモデルでは、名目賃金の上昇率が、その 1 期先の値に関するフォワードルッキングな期待と正の関係を持ち、賃金マークアップの望ましい水準からの乖離と負の関係を持つことが示される。

## 2.2. Galí (2011)による NKWPC の導出

前節の(8)式で示したように、EHL の粘着賃金モデルにおいて、賃金上昇率の主たる決定要因は賃金マークアップ ( $\mu_t^w$ ) であるが、この変数は通常観察することができないため、(8)式をそのまま実証分析することには困難が伴う。Galí は、EHL により設定された、粘着賃金下での代表的家計による最適化問題の枠組みをできる限り踏襲しつつ、労働供給に関する追加的仮定を設けることによって、賃金上昇率の主たる決定要因を、賃金マークアップではなく失業率に置き換えることができることを理論的に示している。その際、Galí が追加した仮定は、以下の 2 つである。

- ① 一つの家計の中には多数の構成員（労働者）が存在し、労働供給の意思決定は個々の構成員が行う。すなわち、賃金水準については前節の EHL と同様に、家計単位での最適化問題の解として導かれる一方で、労働供給の意思決定は、賃金水準を所与として、個々の労働者により行われる。
- ② 個々の構成員の労働供給の意思決定は、「労働する」か「労働しない」かの 2 択である。すなわち、個々の労働者は、働くとすれば、予め決まった単位の労働量（あるいは労働時間）を供給し、そうでない場合、労働供給を行わない。この仮定は労働供給の「分割不可能性 (indivisibility)」と呼ばれる<sup>7</sup>。

以上の仮定を導入したモデルは以下の通り。家計には多数の構成員が連続的に存在し、各構成員は、労働供給に伴う負の効用の程度に応じて、インデックス  $j \in [0, 1]$  により順序づけされる。労働者  $j$  が労働投入を行った場合の負の効用は  $j^\varphi$ （ただし、 $\varphi > 0$ ）であり、労働投入を行わなかった場合の負の効用はゼロである。このとき、家計単位の効用は、下記(10)式のように表わされる。

---

<sup>7</sup> 労働供給の分割不可能性は、現実に観測される労働時間の大きな変動や、失業率の変動を説明することを目的に、リアル・ビジネス・サイクル理論において広く導入される、労働市場の摩擦のモデル化の一つである（Hansen (1985)など参照）。



$$U(C_t, N_t) = \log C_t - \int_0^{N_t} j^\varphi dj = \log C_t - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi} \quad (10)$$

上式で、 $N_t$ は雇用量を表わし、これは前節の EHL のモデルと同様、所与の賃金水準の下で、企業の労働需要によって決定される。

ここで、(10)式と前掲(1)式は同一である。また、家計が直面する制約条件は、前掲(2)式および(3)式である。従って、Galí の設定においても、家計の最適化問題は EHL と同一であり、その結果、EHL で導かれた賃金決定式である前掲(8)式が、この状況設定でも同様に導かれる。

Galí の設定を導入することで追加的に生じるのは、家計の中の各構成員（労働者）による労働供給の意思決定問題である。労働者  $j$  は、実質賃金を獲得することで得られる限界的な効用（消費単位で計測）と、労働の負の効用を比較し、下記の条件が満たされるとき（およびそのときのみ）に、労働供給を行う。

$$\frac{W_t}{P_t} \cdot \frac{1}{C_t} \geq j^\varphi \quad (11)$$

ここで、 $t$  期において、(11)式を等号で満たす労働者のインデックスを  $L_t$  と名付ける（ $W_t / (P_t C_t) = L_t^\varphi$ ）。このとき、 $t$  期において、インデックスの 0 から  $L_t$  までの労働者が労働供給を行う意思を持つことになるため、 $L_t$  は労働供給量を表わしている。労働供給量と実質賃金の関係を対数線形化したものが、下記(12)式の労働供給関数である。

$$w_t - p_t = c_t + \varphi l_t \quad (12)$$

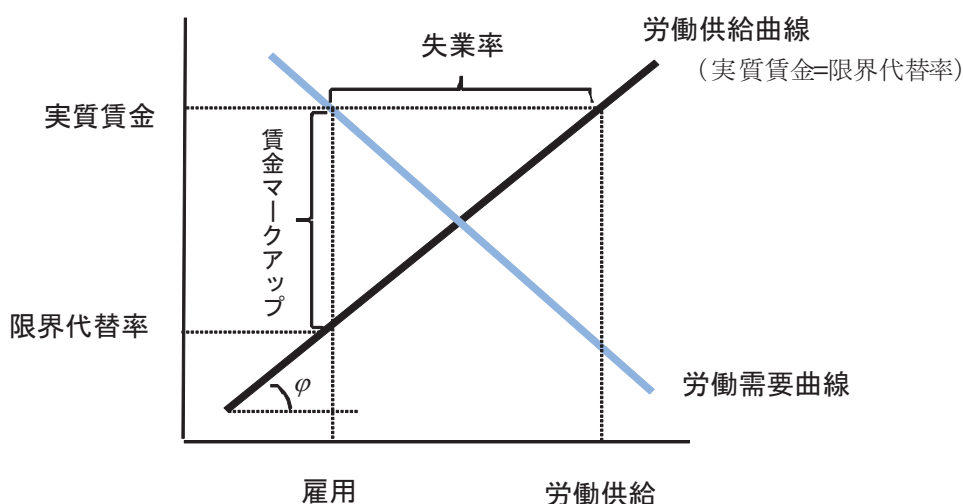
一方、前節の EHL の枠組みにおいて、経済全体の平均的な賃金マークアップの水準は、下記のように定義された。

$$\mu_t^w \equiv w_t - p_t - mrs_t = w_t - p_t - c_t - \varphi n_t \quad (13)$$

ここで、失業率  $u_t$  を、労働供給量と労働需要量（雇用量）の乖離率として定義すると（ $u_t \equiv l_t - n_t$ ）、(12)、(13)式より、賃金マークアップと失業率の間に、

下記(14)式の線形関係があることが導かれる。

$$\mu_t^w = \varphi u_t \quad (14)$$



(14)式の関係式が導かれる背景は、労働供給（ないし雇用）の対数値を横軸とし、実質賃金（ないし限界代替率）の対数値を縦軸とする、上図により理解できる。Galí の仮定を導入することで、図中の、右上がりかつ線形の労働供給曲線（「実質賃金＝限界代替率」の条件式）が得られる。また、実質賃金の水準は、粘着賃金の設定の下で、家計単位的最適化問題の解として設定される。そして、実質賃金を所与として、労働者の意思決定により、労働供給量が決定される。一方、雇用者数は、実質賃金を所与として、企業の労働需要により決定される。この結果、労働供給と労働需要の乖離率として、失業率が決定される。また、雇用者数を所与として、実質賃金と限界代替率の乖離が賃金マークアップとなるが、上図をみると、賃金マークアップと失業率は線形関係を持っている。

(14)式を踏まえると、賃金の粘着性がない場合に実現する失業率を自然失業率  $u^n$  とすれば、それは望ましい賃金マークアップ率と線形関係を持つ定数として与えられる。

$$\bar{\mu}^w = \varphi u^n \quad (15)$$

(14)式と(15)式より、失業率の自然失業率からの乖離は、賃金マークアップの、

望ましい水準からの乖離と線形関係を持つ。これは、このモデルにおいて、失業率の変動が、賃金の粘着性に起因して引き起こされていることを意味する。

$$\mu_t^w - \bar{\mu}^w = \varphi(u_t - u^n) \quad (16)$$

最後に、前掲(8)式と(16)式より、以下の賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線（NKWPC）が導かれる。

**【賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線（NKWPC）：基本形】**

$$\pi_t^w = \beta E_t \pi_{t+1}^w - \lambda_w \varphi(u_t - u^n) \quad (17)$$

上記のとおり、NKWPC では、名目賃金上昇率が失業率と負の相関を持つ。その点は、Phillips (1958)により最初に示された賃金版フィリップス曲線と同様である。しかし、NKWPC は、一期先の賃金上昇率に対する期待項（ $E_t \pi_{t+1}^w$ ）が含まれる動学的な方程式となっている点で、静学的な関係を示した Phillips (1958) によるフィリップス曲線とは異なる。ここで、(17)式の期待項を逐次代入すると、NKWPC は下記(18)式のように、名目賃金上昇率が、現在から将来にかけての失業率の割引現在価値の和と線形関係にあることが示せる。従って、賃金上昇率は、将来にかけてのマクロ的な労働需給環境への期待に依存することが分かる。

$$\pi_t^w = -\lambda_w \varphi \sum_{k=0}^{\infty} \beta^k E_t (u_{t+k} - u^n) \quad (18)$$

NKWPC はミクロ的基礎を持つ構造方程式であり、その傾きは、二つの構造パラメータ（ $\lambda_w$  と  $\varphi$ ）に依存する。このうち、(9)式で示した  $\lambda_w$  の定義に基づくと、 $\lambda_w$  の値は、賃金の粘着性が少ない（ $\theta_w$  が小さい）ほど大きく、NKWPC の傾きは急になる。また、 $\varphi$  は、(12)式の労働供給曲線の傾きを決めるパラメータであり、労働供給が実質賃金に対して非弾力的なほど、 $\varphi$  は大きく、NKWPC の傾きは急になる。

なお、(17)式の NKWPC では、自然失業率が定数となっている。これは、望ましい賃金マークアップが一定の場合に相当する。望ましいマークアップ自体が

変動するのであれば、それに応じて自然失業率も変動する ( $u_t^n = \varphi^{-1} \bar{\mu}_t^w$ )。その場合には、NKWPC は下式のように修正される。

$$\pi_t^w = \beta E_t \pi_{t+1}^w - \lambda_w \varphi(u_t - u_t^n) \quad (19)$$

ただし、ここでの自然失業率とは、「賃金の粘着性が存在しない場合に実現するであろう失業率」であり、いわゆる労働市場の需給ミスマッチを表わす構造失業率とは概念が異なる。Galí は、NKWPC の枠組みに対応した自然失業率が観察不可能であることから、この部分を差し当たり定数値（および攪乱項）と仮定して推計を行い、「自然失業率が定数という強い仮定の下でもなお、NKWPC が米国における賃金上昇率と失業率の相関を概ね良好に説明できている」と報告している。こうした結果を踏まえ、本稿の 3 節の実証分析では、Galí と同様に、自然失業率を定数値に攪乱項を加えたものとみなして推計を行っている<sup>8</sup>。

### 2.3. モデルの拡張：インデクゼーションの導入

Galí は、前節で導いた NKWPC を基礎としながらも、推計に当たっては、モデルの拡張を行っている。前節のモデルでは、賃金改定の機会が得られない場合、名目賃金は前期の水準に据え置かれたが、実際には、賃金の再最適化を行えない場合であっても、インフレ率の動向が賃金決定に反映される可能性がある。例えば、賃金契約の一部に、賃金の自動物価スライドが導入されている場合には、賃金決定の再交渉が行われなくとも、インフレ率の変動分だけは自動的に賃金改定に織り込まれることになる。また、賃金契約に明記されていなくても、インフレ率の動向が名目賃金の決定において事実上勘案されるのであれば、労働需給の要因とは別の要因として、インフレ率が賃金上昇率に影響する可能性がある。

こうした可能性を考慮し、Galí は、再最適化の機会が得られない場合、下記

---

<sup>8</sup> 本稿の分析過程では、米国の自然失業率の代理変数として、米国議会予算局（CBO）の推計による構造的失業率の推計値を用いた推計も行ったが、NKWPC のフィットは、自然失業率を定数とした場合と比べて改善しないか、定式化によっては悪化した。これは、CBO の推計する構造失業率が、労働市場のミスマッチに由来するものであり、Galí の言う「粘着賃金がない場合の失業率」とは概念的に大きく異なるためと考えられる。

のインデクゼーションのルールに従って賃金改定が行われると仮定している。

$$w_{t+k|t} - w_{t+k-1|t} = \gamma \bar{\pi}_{t+k-1}^p + (1-\gamma)\pi^p + g \quad (20)$$

$w_{t+k|t}$  は  $t$  期に最後の賃金改定の機会を得た家計の  $t+k$  期の名目賃金（対数値）、 $\bar{\pi}_t^p$  はインデクゼーションに用いられるインフレ率の指標、 $\pi^p$  は定常状態のインフレ率、 $g$  は定常状態における生産性上昇率である。(20)式のルールに基づく、(17)式の NKWPC は下記のように修正される（ $\alpha \equiv (1-\beta)((1-\gamma)\pi^p + g)$ ）。

#### 【インデクゼーション付き NKWPC】

$$\pi_t^w = \alpha + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \beta E_t(\pi_{t+1}^w - \gamma \bar{\pi}_t^p) - \lambda_w \varphi(u_t - u^n) \quad (21)$$

(21)式を推計するうえで、Galí は、失業率の決定に関する単純な自己回帰モデルを仮定している。例えば、失業率が AR(1)モデル（ $u_t = \phi_0 + \phi_1 u_{t-1} + \varepsilon_t$ 、ただし  $\varepsilon_t$  は iid に従う攪乱項）に従うとする<sup>9</sup>。このとき、(21)式の期待項を AR(1)モデルに基づき逐次代入すると、NKWPC の誘導形は下記のように表わされる。

#### 【NKWPC の推計式（誘導形）】

$$\pi_t^w = \delta + \gamma \bar{\pi}_{t-1}^p + \psi u_t \quad (22)$$

なお、 $\delta \equiv \frac{1}{1-\beta} \left\{ \alpha + \lambda_w \varphi(u^n - \frac{\beta \phi_0}{1-\beta \phi_1}) \right\}$ 、 $\psi \equiv -\frac{\lambda_w \phi}{1-\beta \phi_1}$  である。次節における NKWPC の実証分析では、この(22)式を OLS 推計する方法で行う<sup>10</sup>。

<sup>9</sup> 本稿では、失業率の決定式として、主に AR(1)モデルを用いている。これは、日米ともに、AR(1)モデルの決定係数が非常に高く（1980 年 Q1～2013 年 Q2 のサンプルで、日本：0.986、米国：0.961）、これを AR(2)に拡張することによる説明力向上が小さいことと、本分析における主要な結論が、いずれのモデルでも変わらないことを踏まえたものである。ただし、Galí の分析では AR(2)モデルが主に用いられているため、計表には、AR(2)モデルを用いた場合の推計結果も掲載した。なお、日米における AR(2)モデルの推計パラメータは、定常性を確保するための安定性条件（Galí (2011) の 3.5 節を参照）を満たしている。

<sup>10</sup> 推計においては、(22)式の右辺に誤差項を追加し、その誤差項が失業率およびインフレ率と無相関であることを仮定する。概念上、この誤差項は、賃金上昇率のデータの計

### 3. 日米のデータを用いた NKWPC の実証分析

#### 3.1. 実証分析に用いるデータ：日米比較

本節では、日米のデータを用いた実証分析を行う（図表 1）。その際、日本については、代表的な名目賃金のデータとして、厚生労働省の「毎月勤労統計」における時間当たり賃金（現金給与総額／総実労働時間）を用いる。また、失業率については、総務省の「労働力調査」における完全失業率を用いる。一方、米国については、Galí（2011）の分析で主に用いられた名目賃金と失業率のデータを使用する<sup>11</sup>。なお、インデクゼーションに用いられる物価指標には、代表的なコアインフレ率として、日本については CPI 総合（除く生鮮食品、消費税調整済み）を、米国については CPI（除く食料品・エネルギー）を用いる。Galí は、インデクゼーションに用いられるインフレ率として、一期前の前期比（ $\pi_{t-1}$ ）ないしその後方 4 期移動平均（ $\pi_{t-1}^{(4)} = \frac{1}{4}(\pi_{t-1} + \pi_{t-2} + \pi_{t-3} + \pi_{t-4})$ ）を用いており、本稿でもこの点は同様とする。

ここで、NKWPC の推計を行う前に、賃金上昇率と失業率の関係を散布図としてプロットしてみると（図表 2、3）、米国では円環状に散布し、全期間を通じた相関係数がほぼゼロであることから分かるように、明確な右下がりの関係を見て取ることができない。これは、Galí によって既に報告されているところではあるが、1970 年代から 1980 年代半ばにおいて、散布図でみた賃金版のフィリップス曲線はシフトしており、この間も含めたサンプルでみると、賃金上昇率と失業率の間の負の相関関係は確認されない。

その一方で、日本についてみると、米国とは対照的に、きわめて明確な右下

---

測誤差や、自然失業率のランダムな変動を含むものである。

<sup>11</sup> Galí は、賃金のデータとして、Bureau of Labor Statistics（BLS）が公表している、家計の収入サイドのデータ（*Establishment Survey* における the earnings data for production and non-supervisory workers）と、企業サイドの雇用者報酬のデータ（*Productivity and Costs* の hourly compensation）を比較したうえで、データの振れが少ない前者のデータを主たる分析に用いている。このため、本節の分析では、Galí と同様に、前者のデータを用いる。ただし、本稿で用いた日本の賃金データは雇用者報酬ベースのものであり、統計概念上は、後者の方がより直接的に対応する。このため、本稿の補論では、米国に関して雇用者報酬ベースのデータを用いた推計結果を示しているが、そこでは、雇用者報酬ベースのデータを用いても、本稿の主たる分析結果は不変であることが確認される。



がりの関係が存在し、1970 年代以降のサンプル期間を通じた相関係数は $-0.755$ となっている。また、10 年単位の年代ごとのプロットを見ても、日本では、各年代において、右下がりの関係があることが見て取れる<sup>12</sup>。このような明確な右下がりの関係は、フィリップス曲線の誕生の元になった Phillips (1958)の研究が、1861~1957 年の英国のデータを用いて発見した、賃金上昇率と失業率の安定的な負の相関関係と、ほぼ同様といえる。

もっとも、前節で説明した NKWPC は、賃金上昇率と失業率の間の動学的な関係を表すため、静学的に捉えた散布図における相関関係が、そのまま NKWPC の実証的パフォーマンスに直結するわけではない<sup>13</sup>。例えば、米国に関しては、賃金の物価スライド（インデクゼーション）の存在によって、散布図上の相関関係は崩れているものの、同要因を考慮した推計を行えば、NKWPC が米国のデータにもフィットすることが、Galí によって報告されている。また、日本に関しては、散布図上では右下がりの安定した関係があるように窺われるが、実際には、インフレ率の動向が影響を与えている可能性もあり、同要因を勘案したうえでの賃金上昇率と失業率の関係性については、実際に NKWPC を推計して確認を行う必要がある。こうした点を踏まえ、以下では賃金上昇率と失業率の動学的・構造的な関係式である NKWPC の推計を行う。

### 3.2. NKWPC の推計（前期比関数）

NKWPC の推計は、前節で示した NKWPC の誘導形（(22)式）を OLS 推計するという方法で行う。なお、本稿の推計は、主として 1980 年以降のデータを用いて行っている<sup>14</sup>。また、本節では、NKWPC の定式化に即して、賃金上昇率の

---

<sup>12</sup> 10 年ごとの相関係数は、1970 年代が $-0.828$ 、1980 年代が $-0.842$ 、1990 年代が $-0.835$ 、2000 年代が $-0.388$ となっている。

<sup>13</sup> 平成 22 年度版『経済財政白書』（第 1 章 2 節、pp.78-82）も、日米における賃金上昇率の決定要因を分析し、日本の賃金上昇率は失業率と負の相関を持つ一方、米国では明確な関係がないことなどを報告している。ただし、この分析は NKWPC に基づく動学的ないし構造的なものではない。

<sup>14</sup> 本稿の主たる推計では、オイルショックの発生を受けて、日米ともに高インフレが進行した 1970 年代以前のデータをサンプルから除去している。これは、同時期における賃金設定のメカニズムが、低インフレ下におけるメカニズムと異なる可能性を念頭に置いたためである。ただし、3.4 節では、1970 年代以降のサンプルを用いて、推計パラメー

データとして、時間当たり賃金の前期比を用いる。

最初に、NKWPCの基本形 ( $\gamma=0$  を仮定して(22)式を推計した場合) に関する推計結果をみると (図表 4)、米国については、Galí の分析でも報告されているように、失業率が統計的に有意な説明力を持っていない。一方、日本については、失業率が統計的に有意な説明力を持っている。この結果は、NKWPCの基本形が、米国では当てはまらないが、日本では当てはまることを示すものである。

次に、インデクゼーションを考慮した場合の NKWPC ((22)式で  $\gamma$  に係数制約をかけない場合) を推計すると、米国でも失業率が有意になる (図表 5)。一方、日本については、インフレ率にかかる係数は 5%水準に照らして統計的に有意でない。また、NKWPCの基本形と比較して、推計式のフィット改善効果が小さい。このことは、米国ではインデクゼーションを勘案しなければ NKWPC が実証的にサポートされないほどに、同要因が重要である一方で、日本では、米国対比、その役割が明確でないことを示すものである。この結果は、米国では一部の賃金契約で自動物価スライドが実際に導入されているのに対し、日本では賃金の物価スライドが明示的に導入されている事例がほぼ存在しないというミクロ的な事実とも整合的である<sup>15</sup>。

ここで、推計された NKWPC の傾きを確認すると、いずれの推計結果を見比べても、日本の方が米国よりも急である (図表 6、7)。すなわち、失業率の単位当たりの変動が、時間当たり賃金の伸びに与えるインパクトは、日本の方が米国よりも大きい。なお、NKWPC の誘導形の傾きは、失業率の AR モデルのパラメータ ( $\phi$ ) にも依存するため、この点を調整してみる必要がある。計表には、AR モデルのパラメータを調整したうえでの、構造方程式としての NKWPC の傾き ((17)式ないし(21)式における  $\lambda_w\phi$ ) も掲載しているが、これをみても、日本の

---

タの変化を確認している。

<sup>15</sup> 黒田・山本 (2005) のサーベイを通じた分析によれば、米国における賃金契約のうち、物価へのインデクゼーションが明示的に導入されている割合は、1970 年代半ばから 1980 年代にかけて 60%を超していたが、その後はその割合は低下し、2000 年代には 20%程度となった模様である。その一方で、彼らは、日本では、物価へのインデクゼーションが、賃金契約に明文化されている例は見当たらないとしている。これらを踏まえると、近年においても、賃金契約においてインデクゼーションが明示的に導入されている割合は、日本では米国よりも少ないと考えられる。

方が米国よりも、傾きを表わす係数の絶対値が、かなり大きい。このため、構造的な推計結果としても、日本の方が米国よりも NKWPC の傾きが急であるといえる。

前節で説明したように、NKWPC の傾きは、主として①賃金粘着性の程度、②労働供給の賃金弾力性、の 2 つに依存する。このため、Galí のモデルに依拠すれば、日本の方が米国よりも NKWPC の傾きが急であることは、日本の方が、(i)賃金粘着性が小さいか、(ii)労働供給の弾力性が低いか、(iii)その両方である、という可能性が考えられるが、そのいずれであるかは本分析の結果のみから確認することは不可能である。もっとも、労働供給の賃金弾力性については、理論的にみてある程度妥当な範囲が想定でき、その値についてカリブレーションを行うことで、賃金の粘着性の程度を計算することが可能である。ここでは、Galí と同様に、労働供給の賃金弾力性（フリッシュ弾力性）の逆数であるパラメータ（ $\phi$ ）の値について、先行研究に基づき、 $\phi=1$ および $\phi=5$ の場合（フリッシュ弾力性が1または0.2の場合）を想定し、その場合の賃金改定頻度に関するパラメータ（ $\theta_w$ ）を算出するという方法をとる<sup>16, 17</sup>。

図表 6、7 の計表には、日米におけるパラメータ  $\theta_w$  の計算結果を掲載した。結果は NKWPC を推計する際の定式化にも依存するため、ある程度幅を持ってみる必要はあるものの、日本についてみると、 $\phi=1$  の場合には、 $\theta_w$  の値は 0.32～0.60、 $\phi=5$  の場合には、 $\theta_w$  の値は 0.58～0.79 のレンジにある。一方、米国についてみると、 $\phi=1$  の場合には、 $\theta_w$  の値は 0.79～0.91、 $\phi=5$  の場合には、 $\theta_w$  の値は 0.90～0.96 のレンジにある<sup>18</sup>。この結果を踏まえると、日米における労働

---

<sup>16</sup> 労働供給の弾力性については、黒田・山本（2007）が、日本のデータを用いた推計を行っている。彼らは、人々の労働市場への参入・退出を表わす「就業の選択」と、労働時間の変化を表す「労働時間の選択」という 2 つの労働供給行動を考慮すると、1990 年代以降の日本において、労働供給のフリッシュ弾力性値が、男女計で 0.7～1.0 程度であると報告している。ただし、彼らは、この推計結果が米国における労働供給弾力性値と比べて高いか低いか、といった直接的な評価は行っていない。

<sup>17</sup> 理論モデルに基づく、労働需要を規定するパラメータ  $\varepsilon_w$  は、 $\varepsilon_w = (1 - \exp(-\phi u^n))^{-1}$  となる。1980～2013 年における失業率の平均値は日本が約 3.5%、米国が約 6.5%であり、これを自然失業率の水準とみなすと、 $\phi=1$ または5として、 $\varepsilon_w$  の値は、日本では 29.07 または 6.23、米国では 15.89 または 3.60 となる。

<sup>18</sup> これらの値は、Galí が報告したものよりもやや大きい。Galí の推計が 1964 年を始期

供給の賃金弾力性がともに、先行研究の多くが示しているレンジにあるとすれば、日米における NKWPC の傾きの違いには、賃金粘着性の程度の相違、すなわち、日本では米国よりも賃金粘着性の程度が小さいこと、が影響している可能性がある<sup>19</sup>。この点、山本（2010）も、主としてバブル崩壊前の日本では、米欧対比で、散布図上の賃金版フィリップス曲線の傾きが急であったことを指摘し、その背景は、名目賃金が他国比伸縮的であったことにあるとの見解を、先行研究（Gordon（1982）、Freeman and Weitzman（1987）など）を踏まえながら示している。

最後に、推計された NKWPC において、失業率が果たしている定量的重要性を時系列的に確認するため、図表 4、5 で示した推計式に基づき、時間当たり賃金前年比の寄与度分解を行うと（図表 8）、日本では失業率が、賃金上昇率の循環的および趨勢的変動の、かなり多くの部分を説明している様子が見て取れる。その一方、米国では、賃金上昇率の変動のうち、失業率が説明できる部分は、時系列的にみてもさほど大きくない。この結果をみても、賃金上昇率の主たる決定要因として、失業率変動で表わされるような、労働市場の需給バランスの役割が、米国よりも日本において、より重要であることが窺われる。

### 3.3. NKWPC の推計（前年比関数）

前節の推計では、NKWPC の定式化に即して、時間当たり賃金の前期比を用いたが、前期比ベースの推計では、特に日本について、データの振れが激しいために、（自由度調整済みの）決定係数でみた NKWPC のフィットは、日本のデータを用いても、必ずしも良好ではなかった。本節では、賃金上昇率のデータの短期的な振れを考慮し、前年比ベースでの推計も行った。なお、インデクゼーションを考慮した推計には、インフレ率についても前年比（ $\pi_{t-1}^{yy}$ ）を用いた。

---

としていることを踏まえると、この結果の相違は、米国において 1980 年代以降、それ以前よりも賃金の粘着性が幾分増した可能性を示唆している。

<sup>19</sup> 日本に関する賃金のデータとして、賃金総額ではなく所定内給与を用いると、推計結果は現金給与総額の場合よりも幾分良好になる（参考図表 1）。 $\theta_w$  の値については賃金総額を用いた場合と大きく異ならないため、所定内給与のみのベースでみても、日本では米国と比べて賃金の粘着性が小さいように窺われる。

推計結果（図表 9、10）をみると、前年比ベースでは、日本についても、（自由度調整済の）決定係数が概ね 0.7~0.8 程度となっており、この場合、米国よりも全般的にフィットが良好となっている。この結果は、時間当たり賃金の前期比のデータに関して、とりわけ日本において、ノイズとみられるデータの振れが大きく、こうした短期的な振れを除いてみれば、NKPWC のフィットは、米国よりも日本において全般的に良好であることを示唆している。また、日本では、NKPWC の基本形の当てはまりが良好であり、インデクゼーションを考慮することによる追加的な説明力の向上はさほどみられない。一方、米国では、前年比ベースでも、NKPWC の基本形は実証的にサポートされず、インデクゼーションを考慮することによる説明力の改善幅は大きい。

なお、本稿のここまでの分析では、賃金上昇率に対して、労働生産性上昇率の変動が与える影響を明示的に考慮してこなかった。(21)式で示した Galí のモデルでは、労働生産性上昇率の長期的トレンドが、賃金決定におけるインデクゼーションの一要素として導入されている。これは、同トレンドが長期的にみて概ね一定であるとの仮定に基づくためである。この仮定は、米国では概ね当てはまると考えられるが、日本では、1990 年代以降、労働生産性の伸びが趨勢的に低下したことが確認される（図表 11）。このため、日本では、賃金上昇率の変動を説明するに当たり、労働生産性上昇率のトレンド・シフトを勘案することが必要と考えられる。ここでは、この要因を考慮するため、NKPWC の推計に際して、賃金上昇率のデータから労働生産性上昇率のトレンド成分を除去した系列を被説明変数に用いた推計を行った（図表 12）<sup>20</sup>。その結果、労働生産性のトレンド要因を除いても、日本における NKPWC の推計パフォーマンスは良好であった。すなわち、生産性のトレンド・シフトの影響を除いても、日本において、失業率で表される労働需給の動向が、時間当たり賃金の伸びに重要な影響を与えていることが示唆された。

---

<sup>20</sup> 労働生産性は、実質 GDP を、「労働力調査」の雇用者数と「毎月勤労統計」の総労働時間の積で除して算出した。また、労働生産性上昇率のトレンド成分は、HP フィルターを用いて算出した。



### 3.4. 時間を通じたパラメータ変化とその背景

ここでは、NKWPC のパラメータが、時間を通じてどのように変化してきたかという点を検証する。具体的には、NKWPC の誘導形 ((22)式) について、サンプル期間を区分した推計を行うことで、パラメータの変化をチェックする。

前掲図表 3 でみたように、日本では、賃金上昇率と失業率の間に明確な右下りの関係があるが、最近になるにつれて、その傾きが緩やかになってきているように窺われる。ここではまず、失業率が 3%を超えて推移するようになった 1995 年以降とそれ以前にサンプル期間を区分して、NKWPC の誘導形を推計した（賃金上昇率は前年比ベース）。推計結果をみると（図表 13）、1995 年以降のサンプルでは、失業率にかかる係数の絶対値は、それ以前の時期と比べて明確に低下している。また、インフレ率にかかる係数も、1995 年以降のサンプルでは、それ以前と比べて小さくなり、統計的な有意性も失われている。

こうした結果は、サンプル期間の区切り方にも依存する可能性があるため、図表 14 では、推計期間を 20 年間に固定したローリング推計も行った<sup>21</sup>。なお、時間当たり賃金のデータとしては、前期比と前年比の双方を用いる。結果をみると、前期比および前年比ベースのいずれについても、NKWPC の基本形において、失業率にかかる係数の絶対値は、趨勢的に低下している。これは、日本では、NKWPC の誘導形が近年になるにつれてフラット化してきていることを示すものである。次に、インデクゼーションを考慮した NKWPC の推計結果をみると、ここでも、失業率にかかる係数の絶対値は低下してきている。また、インフレ率にかかる係数についてみると、1970 年代初頭から 1990 年代初頭のサンプル期間の推計では、インフレ率にかかる係数の点推定値が 1 に近く、統計的にも有意であったが、その後は点推定値が低下傾向を続け、近年では統計的な有意性も失われている。

---

<sup>21</sup> なお、構造形の NKWPC の傾きの変化を確認するためには、失業率の AR(1)モデルに関するパラメータの変化を確認する必要がある。しかし、サンプル期間を 20 年に固定したローリング推計を行うと、AR(1)パラメータが 1 を超える推計が得られる局面が確認された。このため、ここでは構造形の NKWPC の傾きに関するローリング推計に基づく識別は見送ることとした。



図表 15 では、米国に関する NKWPC（誘導形）のローリング推計も行った。結果をみると、日本とは異なり、前期比および前期比ベースのいずれの推計でも、NKWPC の基本形において、失業率が、賃金上昇率の決定要因としてより明確な影響力を持つようになっている。この結果は、Galí において、「1980 年代半ば以降のサンプルに限ってみれば、賃金上昇率と失業率の間に負の相関が認められる」と指摘されていることと整合的である。一方、インデクゼーションを考慮した推計結果をみると、インフレ率にかかる係数は、日本と同様に、趨勢的に低下傾向にあり、最近のサンプルを用いた推計では、その統計的な有意性が失われている。

以上の分析結果のうち、日本における NKWPC のフラット化の原因を、Galí の理論に依拠して挙げれば、日本では近年、(i)賃金の粘着性が強まっている、(ii)労働供給の賃金弾力性が高まっている、(iii)その両方、のいずれかが生じている可能性が考えられる。本稿の分析結果のみからこの背景を考察することは不可能であるが、黒田・山本（2007）の実証分析によれば、日本における労働供給弾性値は、1990 年代以降、横ばいないし低下傾向にあると報告されている<sup>22</sup>。こうした分析に照らすと、日本における NKWPC のフラット化には、近年になって賃金の粘着性が強まったことが影響している可能性がある<sup>23</sup>。

インデクゼーションについては、3.2 節で報告したように、長いサンプル期間でみると、米国では同要因が重要な役割を果たす一方、日本ではその役割が米国と比べ明瞭でない。しかし、時間を通じた変化でみると、日米ともに、インデクゼーションの役割は、趨勢的に低下（ないし不明瞭化）してきているように窺われる。インデクゼーションの程度がどのような要因によって決まるのかは NKWPC の理論モデルの枠外であり、断定することは難しい。しかし、日米

---

<sup>22</sup> 彼らは、1990 年代以降の日本において、「労働時間の選択」に関する労働供給弾性値は横ばいないし若干の上昇傾向にある一方で、「就業の選択」に関する労働供給弾性値は低下傾向にあり、両者を合わせた労働供給弾性値は、横ばいないし低下傾向にあるとの分析結果を報告している。

<sup>23</sup> 黒田・山本（2006）は、日本では、1990 年代において、名目賃金の下方硬直性が顕在化したことにより、賃金の粘着性が高まったことを、各種データを用いて包括的に示している。また、山本（2007）は、2000 年代に入っても、フルタイム労働者の所定内給与については引き続き下方硬直性が存在していることを示している。

のインフレ率の趨勢的な動きをみると（図表 16）、主として 1990 年代以降、それ以前と比べてインフレ率は低位安定している。このようにインフレ率が安定的に推移した期間においては、賃金契約に際して、インフレ率の変動を明示的に考慮する必要性が小さかった可能性は考えうる。図表 14 でみたように、日本においても、1970 年代前半を含む推計では、インフレ率が賃金上昇率に与えた影響が大きいとの結果が得られており、このことは、賃金契約においては明記されずとも、時々におけるインフレ率の水準が、賃金契約において実質的に考慮されることがあることを示唆している。その意味で、本稿で推計されたインデクゼーションの影響度については、今後のインフレ率の推移によっては変化するとも考えられる<sup>24</sup>。

#### 4. おわりに

本稿では、粘着賃金の下での失業率と賃金上昇率の関係を「賃金版ニューケインジアン・フィリップス曲線（NKWPC）」として導出した Galí (2011)に基づき、日米のデータを用いて実証分析を行った。分析結果を踏まえると、日本における NKWPC の実証的パフォーマンスは、全体として、米国の結果よりも良好である。また、日本では、NKWPC の傾きが米国よりも急であることも判明した。この背景には、日本における賃金の粘着性が、米国よりも小さいことが影響している可能性がある。賃金の物価スライド（インデクゼーション）の影響も考慮した推計を行うと、米国では同要因が重要である一方、日本ではその役割が米国と比べ明確でない。時間を通じたパラメータの変化をみると、日本では、NKWPC の傾きが近年になるにつれてフラット化している。一方、米国では、インデクゼーションの影響が近年薄れるなかで、失業率と賃金上昇率の関係が、以前よりは観察されるようになってきている。近年のデータを用いると、イン

---

<sup>24</sup> 企業へのアンケート調査（参考図表 2）をみても、日本において賃金改定に際し物価を重視する企業の割合は、近年はごく僅かな割合に止まっているが、1970 年代には半数を超えていたことが確認される。また、米国については、インデクゼーションを明示的に導入していた賃金契約の割合が、1980 年代前半以前には現在よりも多かったことが確認される（前掲脚注 15 参照）。これらの事実を踏まえると、賃金契約に明記されるか否かはともかく、局面によっては、インフレ率の変動が賃金決定に実質的な影響を及ぼす可能性はあると考えられる。

デクゼーションの果たす役割は、日米ともに以前に比べ大きくないと判断されるが、この結果には、近年、両国におけるインフレ率水準が低位安定してきたことが影響している可能性がある。

上記の分析結果のうち、日本における今後の賃金動向を考えるうえで、最も重要な点は、日本では賃金版フィリップス曲線の傾きが近年フラット化しているとはいえ、米国と比べれば、労働需給が賃金上昇率の決定において引き続き大きな役割を果たしているということである<sup>25</sup>。日本では現在、失業率がリーマン・ショック前の水準である 4% 近傍まで低下しているが、こうした労働需給のタイト感、米国対比でみて、より賃金上昇率の押し上げにつながりやすいと考えられる。なお、こうした推計結果については、日本ではワークシェアリングの慣行や柔軟な賃金制度の存在もあって、労働市場の調整が雇用よりも賃金で行われやすいという事実とも関係があるかもしれない。ただし、そうした考察は、本稿の理論モデルで扱える域を超えている。

また、もうひとつ重要な結果は、これは日米ともに当てはまるが、インフレ率が賃金上昇率の決定に与える影響は、期間によって異なることである。本稿で示したように、近年のサンプルでは、インデクゼーションの果たす役割が小さいとの結果になったが、日本でも、1970 年代などインフレ率が高めに推移した時期においては、インフレ率の動向が、労働需給とは独立に、賃金上昇率に影響を与えていたことも確認される。この点を踏まえると、今後インフレ率の動向次第では、インデクゼーションの影響が再び強まる可能性も考えられる。もっとも、そのタイミングや程度は、本稿の分析からは不明である<sup>26</sup>。

本稿の分析は、賃金決定に関する部分均衡モデルとしての NKWPC の妥当性を検討したものであるが、NKWPC を、マクロ経済全体を描写する DSGE モデルの一ブロックとして捉えるのであれば、DSGE モデル全体の実証的パフォーマンス

---

<sup>25</sup> 2000 年代以降のみのサンプルを用いても、前年比ベースの誘導形 NKWPC の傾きは、日本の方が米国よりも急であることが確認される。

<sup>26</sup> 本稿では、Galí (2011) と同様に、賃金の物価スライドの際には、インフレ率の実績値が参照されると仮定した。別の可能性として、実際の賃金改定では、先行きのインフレ率に対する期待が影響することも考えられるが、こうした点については、インフレ期待に関するデータ制約等もあり、分析に含めていない点は留意が必要である。

ンスが、NKPWC を導入することによって、改善するのか否かという点が検証される必要もあると考えられる。日本経済に関する DSGE モデルの蓄積は、現状、米国対比では必ずしも多くないほか、その構成要素として NKPWC を導入した研究は、現時点ではほぼ存在しないように窺われる。このため、今後の研究では、NKPWC を日本経済の DSGE モデルに導入したうえでの実証分析が蓄積されることが期待される<sup>27</sup>。さらに、本稿では日本と米国に関する分析を行ったが、NKPWC の実証分析は、それ以外の国のデータも用いて、より広範な国際比較が行われる必要がある。こうした点については、今後の研究課題としたい。

以 上

---

<sup>27</sup> 本稿では、Galí (2011)に従い、失業率の決定モデルを単純な AR モデルとして定式化したため、誘導形 NKPWC に含まれる先行きの賃金上昇率への期待が、失業率の実績値のみにより決定される形となった。Galí, Smets, and Wouters (2012)が米国のデータを用いて行っているように、経済全体を描写する DSGE モデルでは、先行きの賃金上昇率への期待は、様々な経済変数や外生変数に依存する。本稿の分析結果の頑健性を確認するためにも、NKPWC を導入した DSGE モデルが日本のデータを用いて推計されることが期待される。

## 補論：雇用者報酬ベースの賃金データを用いた米国の NKWPC の推計結果

3 節の実証分析では、米国の賃金データとして、Galí (2011)が主に用いた、家計の収入サイドのデータを使用した。米国の賃金データとしてはこの他にも、企業サイドの雇用者報酬ベースのデータが存在する。Galí は、同データは短期的な振れが激しいことから、計測誤差を多く含む可能性があるとし、主たる分析に用いていない。しかし、本稿では、日本の実証分析に、雇用者報酬ベースのデータを用いているため、直接的な比較という点では、米国についても雇用者報酬ベースのデータを用いるべきとも考えられる。このため、ここでは雇用者報酬ベースのデータ（具体的には、BLS 公表の *Productivity and Costs* における *hourly compensation*）を用いた米国の実証結果を報告する。

参考図表 3 は、雇用者報酬ベースの賃金上昇率と失業率をプロットしたものである。散布図をみると、家計収入ベースのデータの場合（図表 2）と同様に、ここでも賃金上昇率と失業率の間に明確な相関関係は存在していない。時系列的にみると、雇用者報酬ベースでは、家計収入ベースのデータに比べ、賃金上昇率の短期的な振れが大きいように窺われる。

参考図表 4 は、雇用者報酬ベースの賃金上昇率（前期比）を用いた NKWPC の推計結果を示している。推計結果をみると、家計収入ベースのデータを用いた推計結果（図表 7）と比べて、（自由度調整済みの）決定係数でみた NKWPC のフィットは芳しくない。これは、Galí が指摘するように、雇用者報酬ベースのデータが、米国でも短期的な振れが大きいことを反映したものである。この点、同じ雇用者報酬ベースのデータで日本の推計結果（図表 6）と比べれば、定式化によっては、フィットは米国の方が悪いことも確認される。

もっとも、フィット以外の点では、家計収入ベースのデータを用いた推計結果と、大きくは変わらない。すなわち、失業率のみを説明変数とする基本形 NKWPC は米国では実証的に当てはまらず、インフレ率を説明要素に追加することが重要との結果は、雇用者報酬ベースのデータを用いても同様に確認される。また、失業率に関する AR(1)モデルの係数を用いて算出した、構造形の NKWPC のパラメータをみると、家計収入ベースのデータを用いた推計と比べて、大きく異なっていない。そのため、賃金粘着性の程度を表わすパラメータ ( $\theta_w$ ) に

についても、家計収入ベースのデータを用いた推計とは、大きく異ならない。このため、米国では、日本よりも賃金の粘着性の度合いが小さいということが、雇用者報酬ベースの推計結果からも示唆される。

参考図表 5 は、雇用者報酬ベースのデータを用いて、誘導形 NKWPC のローリング推計を行った結果である。家計収入ベースの結果（図表 14）と比較すると、雇用者報酬ベースのデータは振れが激しいため、特に前期比ベースの推計では標準誤差が大きくなるが、全体としてみると、近年になるにつれて、失業率が賃金上昇率に対して与える影響がより明確になってきていることが確認される。また、インフレ率が賃金上昇率に対して与える影響は、趨勢的に低下している。こうした点を踏まえると、3 節で報告した主要な分析結果は、雇用者報酬ベースのデータを用いても、少なくとも定性的には同様とみることができる。



## 【参考文献】

- 黒田祥子、山本勲（2005）、「なぜ名目賃金には下方硬直性があり、わが国ではその度合いが小さいのか？：行動経済学と労働市場特性・マクロ経済環境の違いによる説明」、『金融研究』、24(4)、pp. 51-100。
- 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』、東京大学出版会。
- 黒田祥子、山本勲（2007）、「人々は賃金の変化に応じて労働供給をどの程度変えるのか？：労働供給弾性値の概念整理とわが国のデータを用いた推計」、『金融研究』、26(2)、pp. 1-40。
- 古賀麻衣子、西崎健司（2006）、「物価・賃金フィリップス曲線の推計：粘着価格・賃金モデル」、『金融研究』、25(3)、pp. 73-106。
- 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』、27(2)、pp. 65-100。
- 渕仁志、渡辺努（2002）、「フィリップス曲線と価格粘着性—産業別データによる推計—」、『金融研究』、21(1)、pp. 35-70。
- 山本勲（2007）、「デフレ脱却期における賃金の伸縮性——国際比較の観点から」、『三田商学研究』、50(5)、pp.1-14。
- 山本勲（2010）、「賃金調整・雇用調整とフィリップス曲線の変化—1990年代の変化とその背景」、樋口美雄編『労働市場と所得分配：バブル/デフレ期の日本経済と経済政策6』、pp. 47-80、内閣府経済社会総合研究所。
- Calvo, Guillermo. A. (1983), “Staggered prices in a utility-maximizing framework,” *Journal of Monetary Economics*, 12(3), pp. 383-398.
- Erceg, Christopher, Dale Henderson, and Andrew Levin (2000), “Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts,” *Journal of Monetary Economics*, 46(2), pp. 281-313.
- Freeman, Richard and Martin Weitzman (1987), “Bonuses and employment in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 1(2), pp. 168-194.
- Galí, Jordi (2011), “The return of the wage Phillips curve,” *Journal of the European Economic Association*, 9(3), pp. 436-461.

- 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 David Lopez-Salido (2001), "European inflation dynamics," *European Economic Review*, 45(7), pp. 1237-1270.
- Galí, Jordi, Frank Smets, Rafael Wouters (2012), "Unemployment in an Estimated New Keynesian Model," in *NBER Macroeconomics Annual 2011*, pp. 329-360.
- Gordon, Robert (1982), "Why U.S. wage and employment behavior differs from that in Britain and Japan" *Economic Journal*, 92(365), pp. 13-44.
- Hansen, Gary (1985), "Indivisible labor and the business cycle," *Journal of Monetary Economics*, 16(3), pp. 309-327.
- Muto, Ichiro (2009), "Estimating a New Keynesian Phillips curve with a corrected measure of real marginal cost: evidence in Japan," *Economic Inquiry*, 47(4), pp. 667-684.
- Phillips, A. W. (1958), "The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1861-1957," *Economica*, 25, pp. 283-299.
- Sbordone, Argia (2002), "Prices and unit labor costs: a new test of price stickiness," *Journal of Monetary Economics*, 49(2), pp. 265-292.
- Sbordone, Argia (2006), "U.S. wage and price dynamics: a limited-information approach," *International Journal of Central Banking*, 2(3), pp. 155-191.

図表 1：データセットの概要

(1) 時間当たり賃金

	日本	米国
統計名称	毎月勤労統計 (厚生労働省)	Establishment Survey (Bureau of Labor Statistics)
対象データ	現金給与総額(月額)／総実労働時間(月) 所定内給与(月額)／所定内労働時間(月)	Average hourly earnings of production and nonsupervisory employees: total private*
季節調整値／原系列	季節調整値	季節調整値
データ作成方法	季調値が公表されていない所定内給与の指数 については、同統計で利用されている手法 (X11デフォルト)で季節調整。月次の指数を 平均化して四半期ベースの指数を作成し、 基準値を用いて実数化。	公表値
データ始期	1970/Q1(事業所規模30人以上、現金給与総額) 1979/Q2(同、所定内給与)	1964/Q1

(2) 失業率

	日本	米国
統計名称	労働力調査 (総務省)	Employment Situation (Bureau of Labor Statistics)
対象データ	完全失業率	Civilian unemployment rate*
季節調整値／原系列	季節調整値	季節調整値
データ作成方法	労働力人口および失業者数の公表値(月次) を平均して四半期化し、失業率を計算。	公表値
データ始期	1953/Q1	1948/Q1

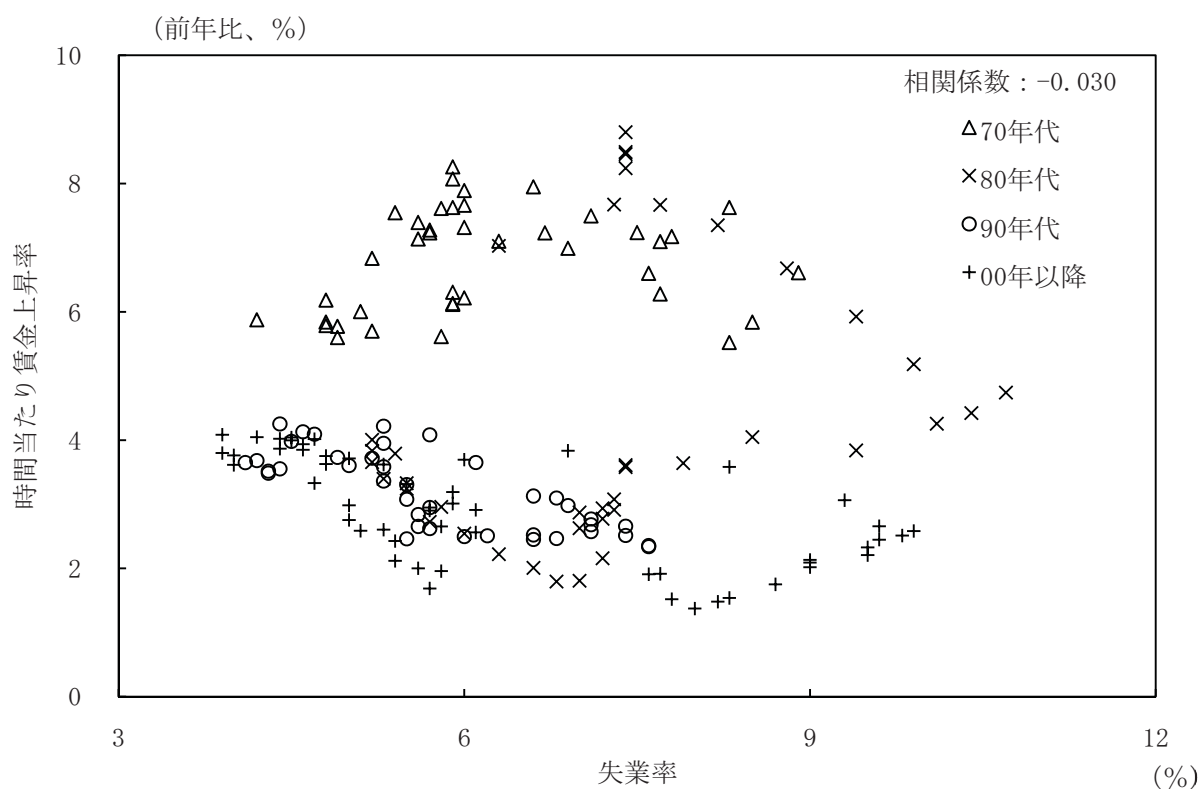
(3) インフレ率

	日本	米国
統計名称	消費者物価指数 (総務省)	Consumer Price Index (Bureau of Labor Statistics)
対象データ	総合(除く生鮮食品)	総合(除く食料・エネルギー)*
季節調整値／原系列	季節調整値	季節調整値
データ作成方法	原系列指数から、1989年および1997年の 消費税導入・増税の寄与を除いた上で、 季節調整。月次の指数を平均して四半期化。	公表値
データ始期	1970/Q1	1957/Q1

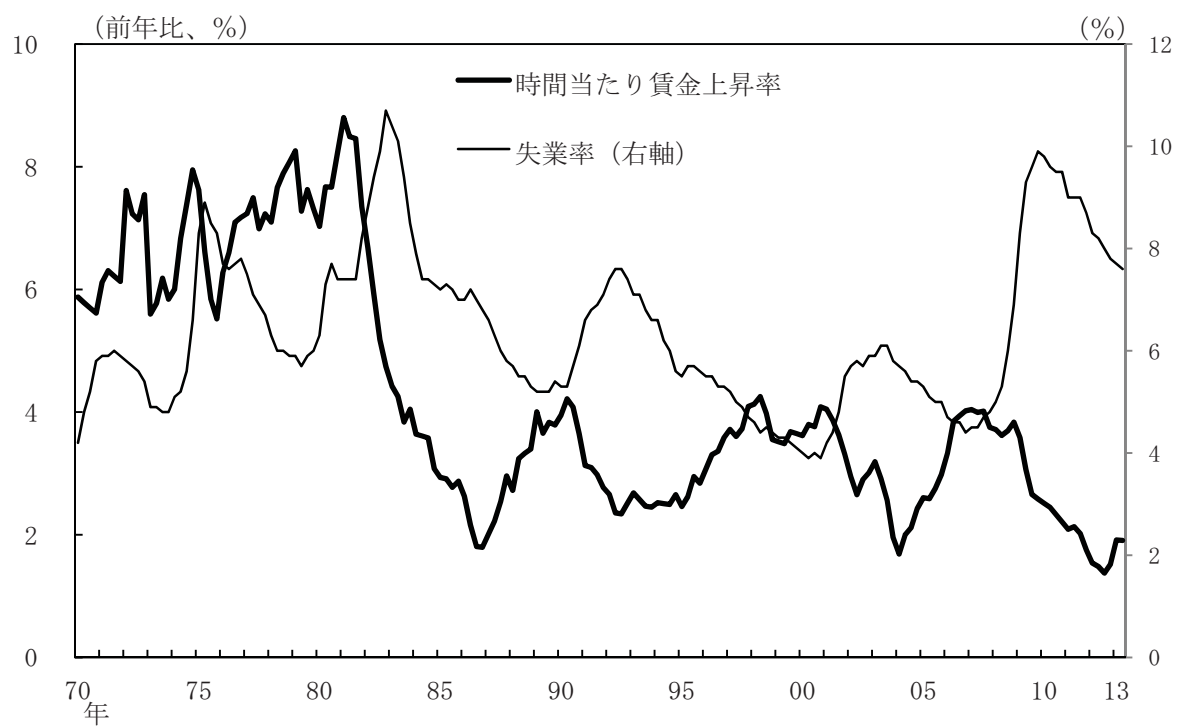
(注) 対象データに\*を付しているものは、セントルイス連邦準備銀行が提供する  
データベース FRED (<http://research.stlouisfed.org/fred2/>) から  
四半期ベースの時系列を取得した。

図表 2：賃金上昇率と失業率（米国）

(1) 散布図



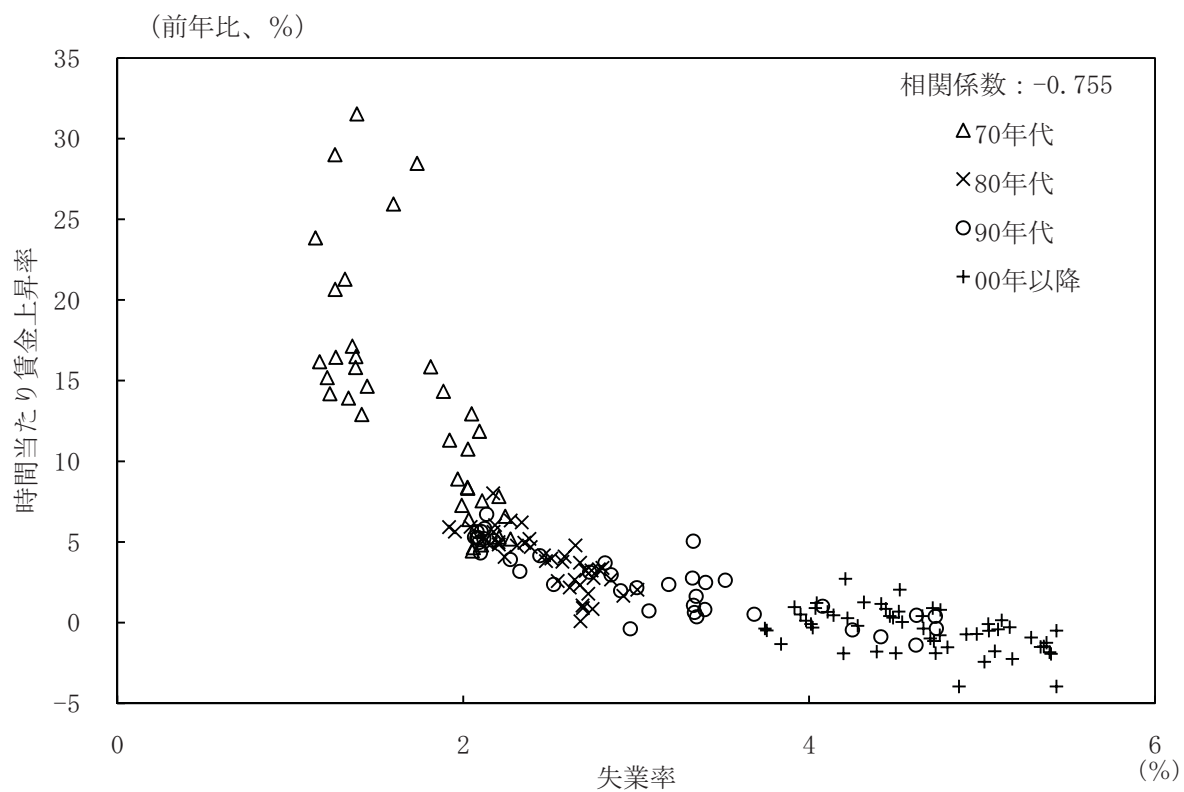
(2) 時系列



(資料) 米国労働統計局 (B L S)

図表3：賃金上昇率と失業率（日本）

(1) 散布図



(2) 時系列



（資料）厚生労働省「毎月勤労統計」、総務省「労働力調査」

図表 4：推計結果（NKWPCの基本形）

$$\Delta \log(\text{時間当名目賃金}_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\text{失業率}_t}{100}$$

○日本

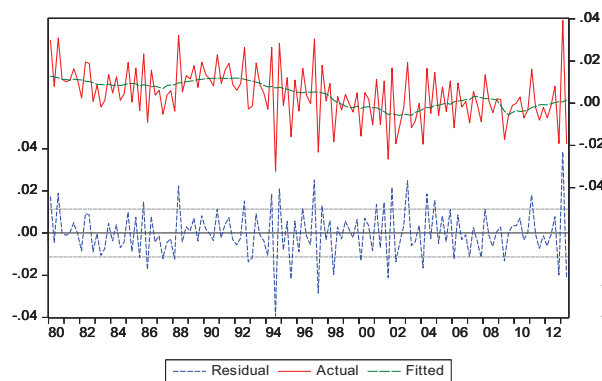
推計期間	$\alpha_0$	$\alpha_1$	Adj-R2
1980Q1-2013Q2	0.023 (6.92)	-0.525 (-5.88)	0.202

○米国

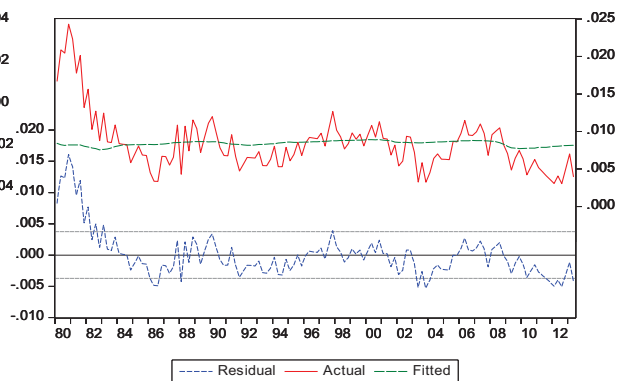
推計期間	$\alpha_0$	$\alpha_1$	Adj-R2
1980Q1-2013Q2	0.010 (7.49)	-0.020 (-1.02)	0.000

(注) ()内はt値。

○日本



○米国





図表 5：推計結果（インデクゼーションを考慮したNKWPC）

$$\Delta \log(\text{時間当名目賃金}_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\text{失業率}_t}{100} + \alpha_2 \Delta \log(\text{CPI}_{t-1})$$

○日本

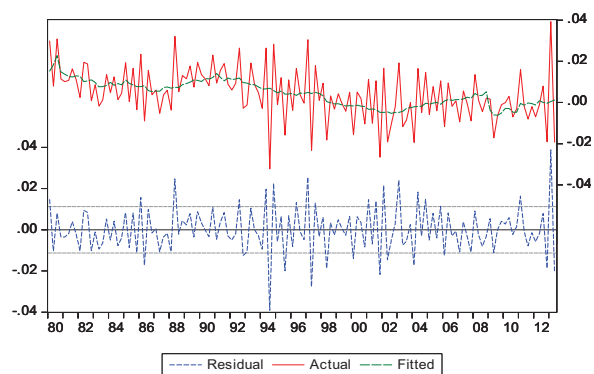
推計期間	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	Adj-R2
1980Q1-2013Q2	0.017 (3.52)	-0.389 (-3.19)	0.449 (1.63)	0.212

○米国

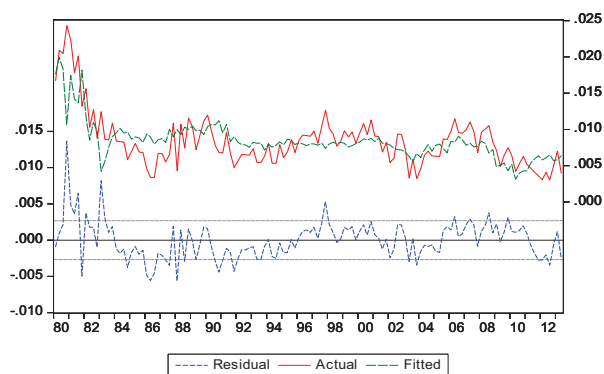
推計期間	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	Adj-R2
1980Q1-2013Q2	0.008 (8.20)	-0.048 (-3.39)	0.433 (11.20)	0.486

(注) ()内はt値。

○日本



○米国



図表 6 : 推計結果一覧 (日本、前期比、総賃金)

	( 1 )	( 2 )	( 3 )	( 4 )	( 5 )	( 6 )
$u_t$	-0.525 (-5.88)	-0.389 (-3.19)	-0.446 (-3.31)	-2.390 (-3.28)	-2.204 (-3.00)	-2.436 (-3.35)
$u_{t-1}$				1.868 (2.58)	1.806 (2.50)	2.044 (2.78)
$\pi_{t-1}$		0.449 (1.63)			0.411 (1.52)	
$\pi_{t-1}^{(4)}$			0.259 (0.78)			0.428 (1.30)
定数項	0.023 (6.92)	0.017 (3.52)	0.019 (3.57)	0.023 (7.12)	0.018 (3.73)	0.017 (3.25)
$Adj-R^2$	0.202	0.212	0.199	0.235	0.242	0.239
$\phi_1$	0.987	0.987	0.987	1.359	1.359	1.359
$\phi_2$	—	—	—	-0.373	-0.373	-0.373
$\lambda_w \varphi$	0.012	0.009	0.010	0.048	0.044	0.049
$\theta_w(\varphi=1)$	0.557	0.603	0.581	0.348	0.334	0.318
$\theta_w(\varphi=5)$	0.762	0.792	0.778	0.580	0.592	0.577

(注) ( ) 内はt値。推計期間は、いずれも1980年Q1～2013年Q2。

図表 7 : 推計結果一覧 (米国、前期比、総賃金)

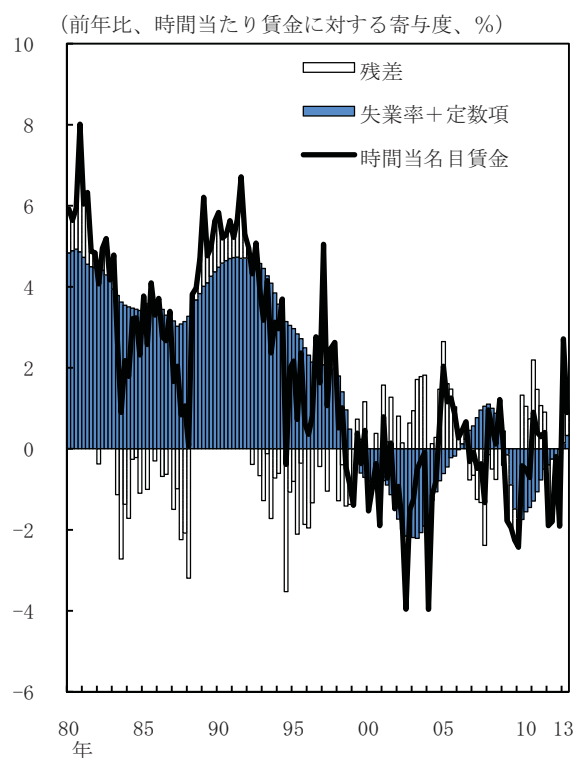
	( 1 )	( 2 )	( 3 )	( 4 )	( 5 )	( 6 )
$u_t$	-0.020 (-1.02)	-0.048 (-3.39)	-0.067 (-5.36)	0.183 (1.89)	-0.047 (-0.64)	-0.091 (-1.41)
$u_{t-1}$				-0.208 (-2.14)	-0.001 (-0.01)	0.024 (0.38)
$\pi_{t-1}$		0.433 (11.20)			0.433 (10.77)	
$\pi_{t-1}^{(4)}$			0.512 (14.40)			0.515 (13.96)
定数項	0.010 (7.49)	0.008 (8.20)	0.008 (10.06)	0.010 (7.76)	0.008 (8.09)	0.008 (9.89)
$Adj - R^2$	0.000	0.486	0.610	0.027	0.482	0.608
$\phi_1$	0.982	0.982	0.982	1.660	1.660	1.660
$\phi_2$	—	—	—	-0.694	-0.694	-0.694
$\lambda_w \varphi$	0.001	0.001	0.002	-0.007	0.002	0.003
$\theta_w (\varphi=1)$	0.908	0.866	0.840	NA	0.848	0.794
$\theta_w (\varphi=5)$	0.958	0.936	0.923	NA	0.927	0.898

(注) ( )内はt値。推計期間は、いずれも1980年Q1～2013年Q2。

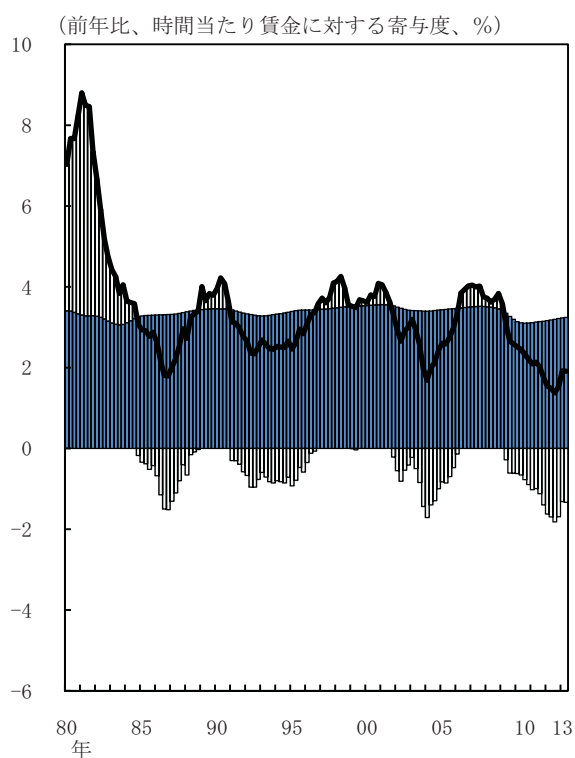
図表8：NK PWCに基づく賃金上昇率の寄与度分解

(1) NKWPCの基本形に基づく寄与度分解

○日本

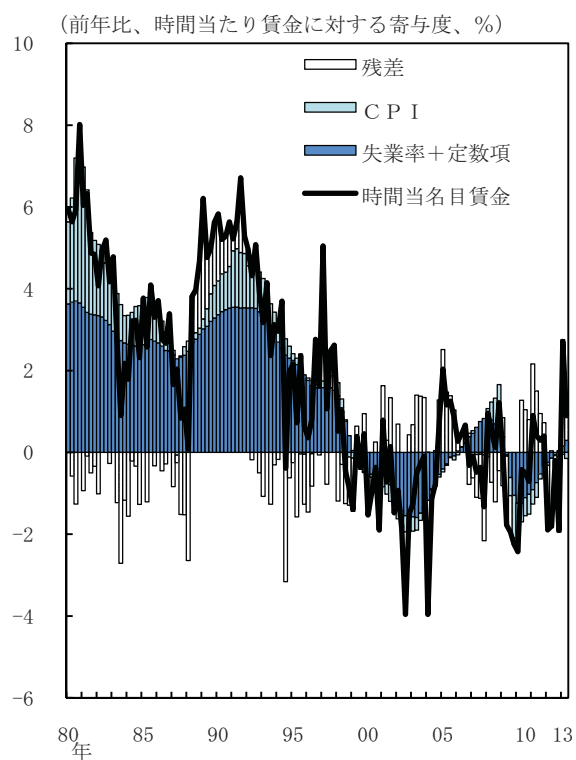


○米国

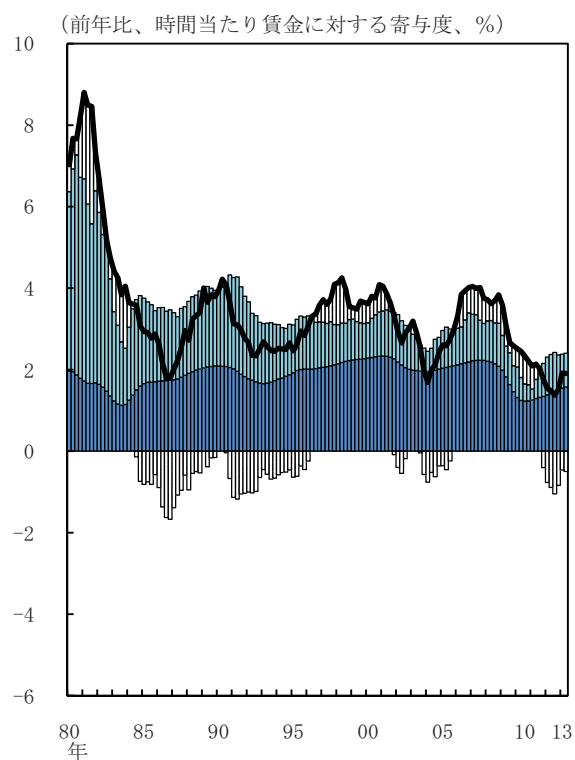


(2) インデクゼーションを考慮したNKWPCに基づく寄与度分解

○日本



○米国



(資料) 米国労働統計局 (BLS)

総務省「労働力調査」「消費者物価指数」、厚生労働省「毎月勤労統計」

図表 9 : 推計結果一覧 (日本、前年比、総賃金)

	(1)	(2)	(3)	(4)
$u_t$	-2.041 (-20.96)	-1.560 (-11.46)	-1.965 (-2.41)	-2.141 (-2.84)
$u_{t-1}$			-0.076 (-0.09)	0.596 (0.78)
$\pi_{t-1}^{yoy}$		0.396 (4.72)		0.409 (4.78)
定数項	0.089 (24.88)	0.069 (12.48)	0.089 (24.78)	0.068 (12.24)
$Adj-R^2$	0.767	0.800	0.766	0.799

(注) ()内はt値。推計期間は、いずれも1980年Q1～2013年Q2。

図表10：推計結果一覧（米国、前年比、総賃金）

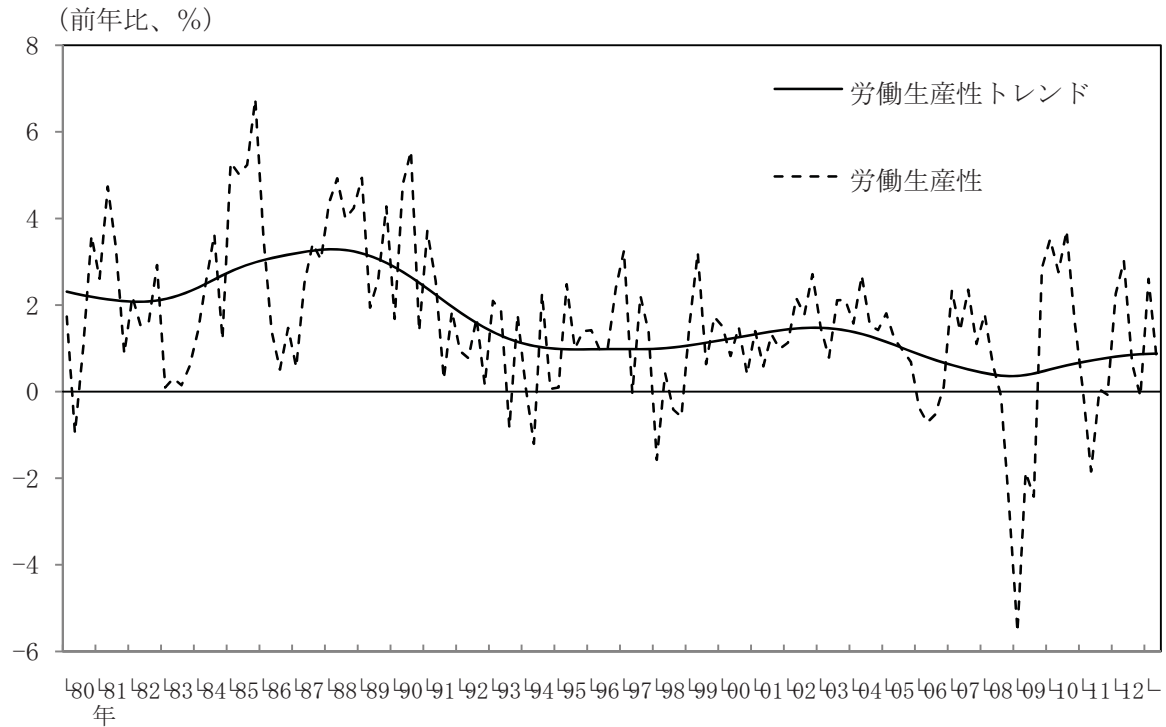
	(1)	(2)	(3)	(4)
$u_t$	0.005 (0.07)	-0.191 (-4.49)	1.356 (3.76)	0.266 (1.23)
$u_{t-1}$			-1.380 (-3.82)	-0.460 (-2.17)
$\pi_{t-1}^{yoy}$		0.529 (17.56)		0.512 (16.63)
定数項	0.034 (6.78)	0.028 (10.04)	0.036 (7.45)	0.028 (10.37)
$Adj-R^2$	-0.008	0.697	0.086	0.706

（注）（）内はt値。推計期間は、いずれも1980年Q1～2013年Q2。



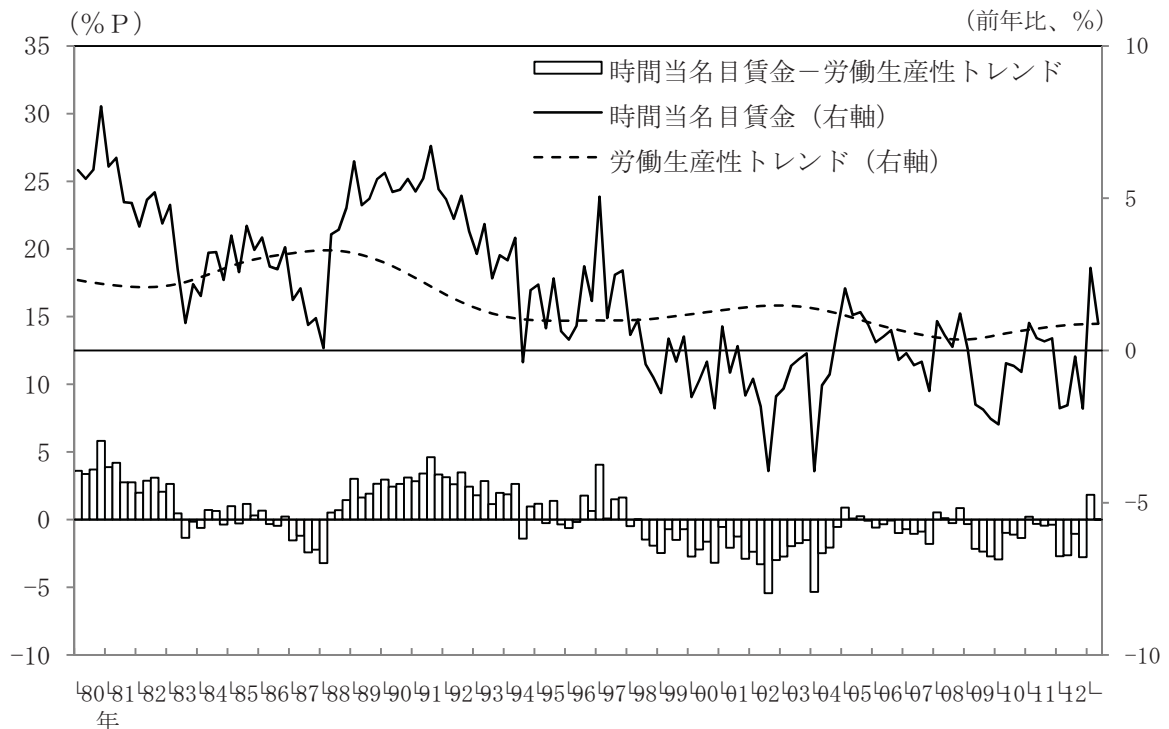
図表11：労働生産性トレンドを除去した賃金上昇率（日本）

（１）労働生産性トレンド



(注) 労働生産性は、実質GDPを、「労働力調査」の雇用者数と「毎月勤労統計」の総労働時間の積で除して算出。労働生産性上昇率のトレンド成分は、HPフィルターを用いて算出。

（２）労働生産性トレンドを除いた賃金上昇率（総賃金ベース）



(資料) 総務省「労働力調査」、厚生労働省「毎月勤労統計」  
内閣府「国民経済計算」

図表12：推計結果（日本、前年比、総賃金）  
—労働生産性トレンドを除去した推計—

（１）NKWPCの基本形

$$\log\left(\frac{\text{時間当名目賃金}_t}{\text{時間当名目賃金}_{t-4}} \bigg/ \frac{\text{労働生産性トレンド}_t}{\text{労働生産性トレンド}_{t-4}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\text{失業率}_t}{100}$$

推計期間	$\alpha_0$	$\alpha_1$	Adj-R2
1980Q1-2013Q2	0.055 (13.85)	-1.513 (-14.09)	0.598

（注）（）内はt値。

（２）インデクゼーションを考慮したNKWPC

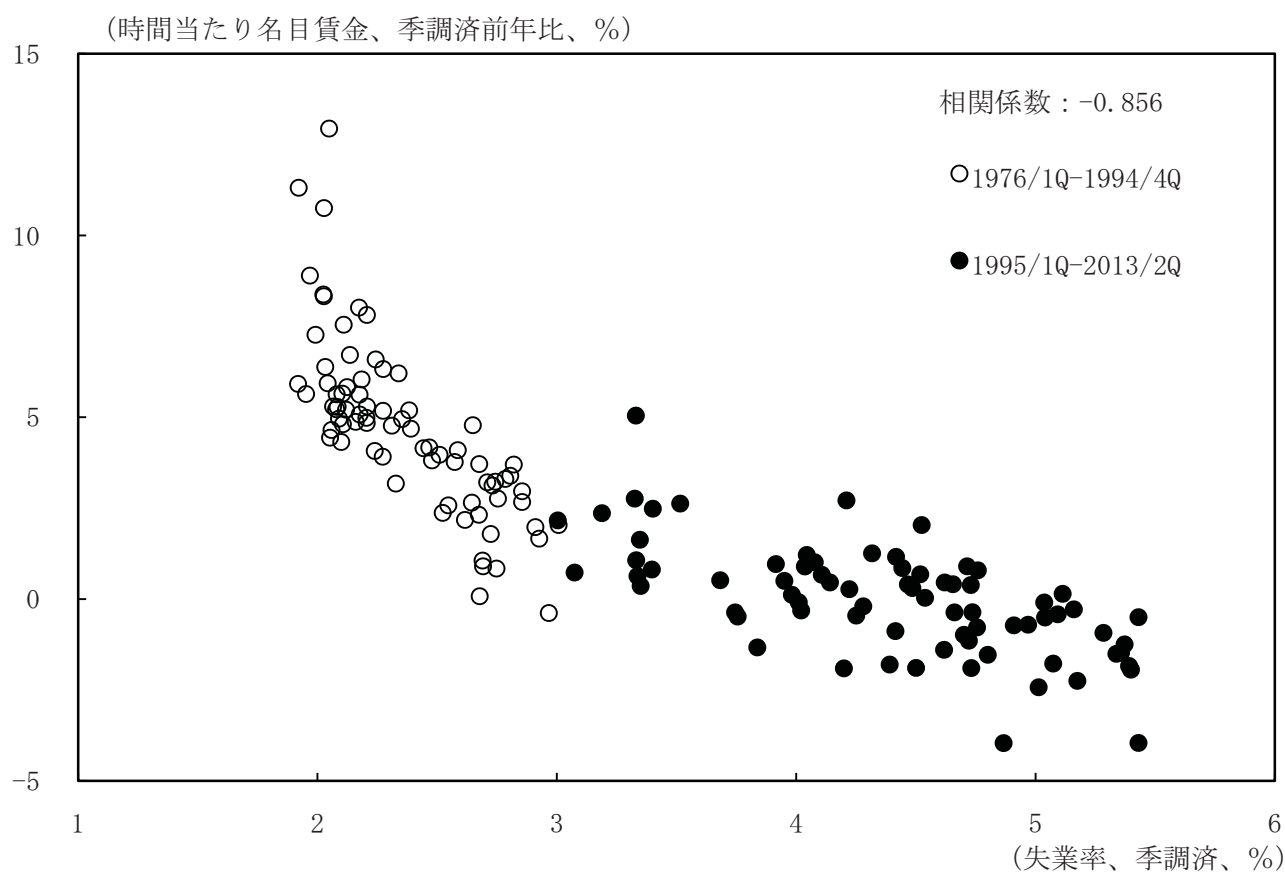
$$\log\left(\frac{\text{時間当名目賃金}_t}{\text{時間当名目賃金}_{t-4}} \bigg/ \frac{\text{労働生産性トレンド}_t}{\text{労働生産性トレンド}_{t-4}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\text{失業率}_t}{100} + \alpha_2 \log\left(\frac{\text{CPI}_{t-1}}{\text{CPI}_{t-5}}\right)$$

推計期間	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	Adj-R2
1980Q1-2013Q2	0.031 (5.17)	-0.962 (-6.45)	0.453 (4.93)	0.658

（注）（）内はt値。

図表13：サンプル期間を分けた誘導形NKWPCの推計（日本）

（１）賃金上昇率と失業率



（２）サンプル期間を分けた誘導形NKWPCの推計

① 推計式

$$\log\left(\frac{\text{時間当たり名目賃金}_t}{\text{時間当たり名目賃金}_{t-4}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\text{失業率}_t}{100} + \alpha_2 \log\left(\frac{CPI_{t-1}}{CPI_{t-5}}\right)$$

② 推計結果

推計期間	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	Adj-R <sup>2</sup>
1976/1Q～1994/4Q	0.113 <6.53>	-3.397 <-5.22>	0.475 <5.98>	0.724
1995/1Q～2013/2Q	0.062 <5.36>	-1.409 <-5.29>	0.206 <0.78>	0.427

(注) CPIは総合除く生鮮食品、<>内はt値。

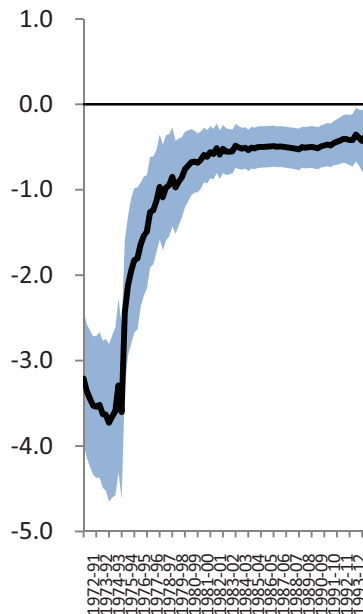
(資料) 総務省「労働力調査」「消費者物価指数」、厚生労働省「毎月勤労統計」

図表14：誘導形NKWPCのローリング推計（日本）

## 1. 前期比ベース推計

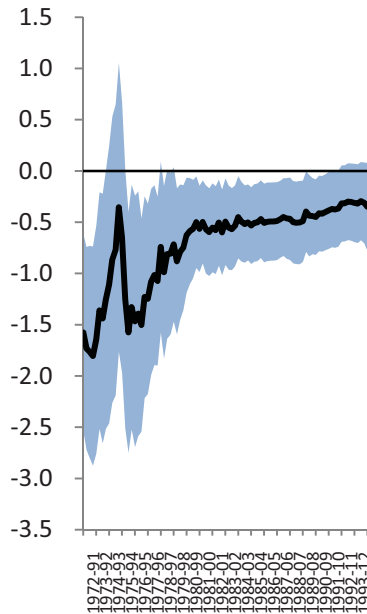
### (1) NKWPCの基本形

〈失業率にかかる係数〉

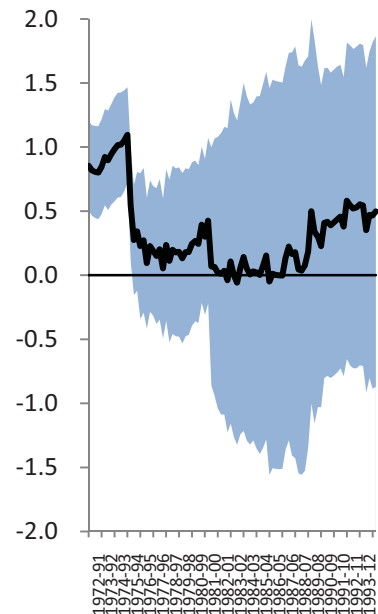


### (2) インデクゼーションを考慮したNKWPC

〈失業率にかかる係数〉



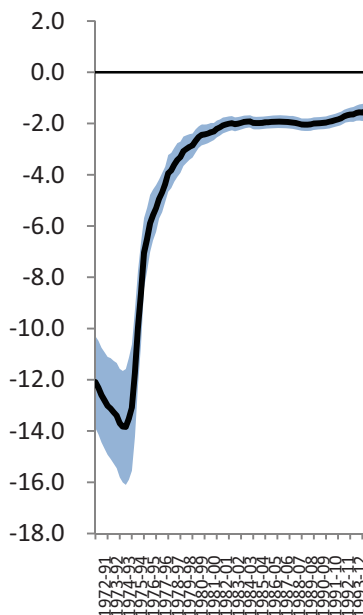
〈インフレ率にかかる係数〉



## 2. 前年比ベース推計

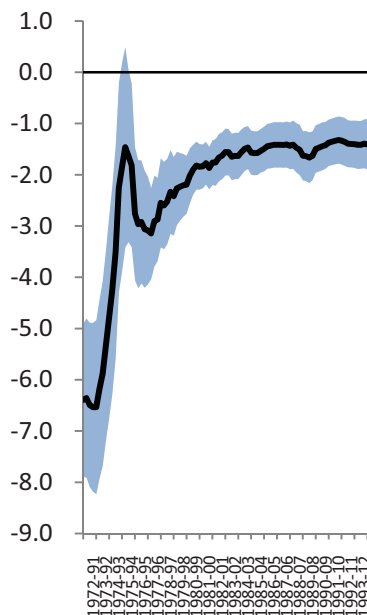
### (1) NKWPCの基本形

〈失業率にかかる係数〉

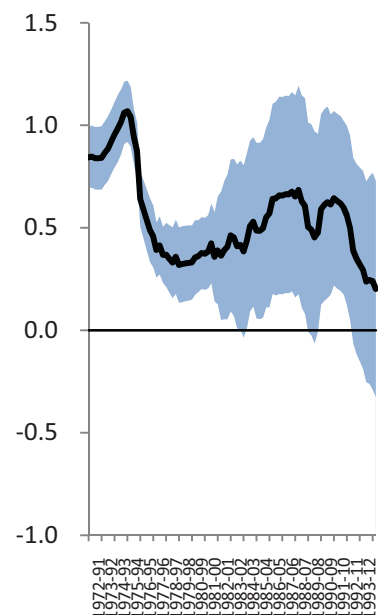


### (2) インデクゼーションを考慮したNKWPC

〈失業率にかかる係数〉



〈インフレ率にかかる係数〉



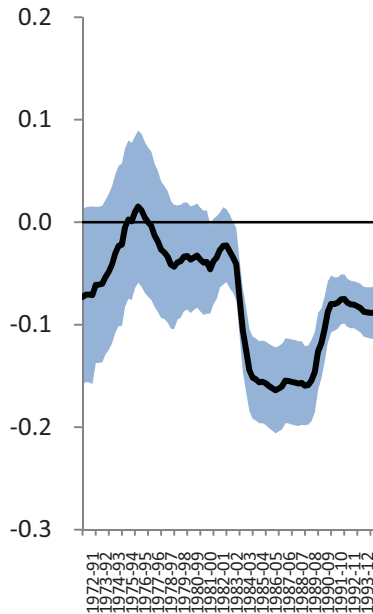
(注) 20年間のウィンドウのローリング推計。シャドーは2標準誤差の範囲を表わす。

図表15：誘導形NKWPCのローリング推計（米国）

## 1. 前期比ベース推計

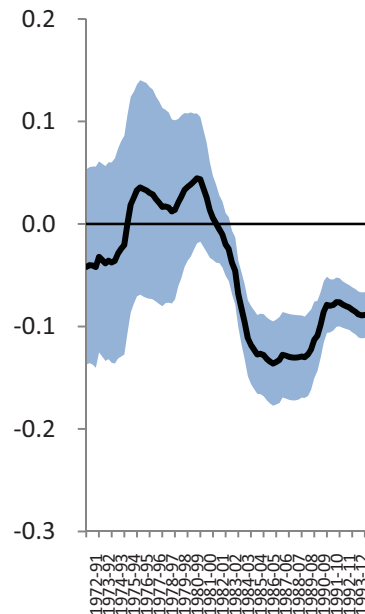
### (1) NKWPCの基本形

〈失業率にかかる係数〉

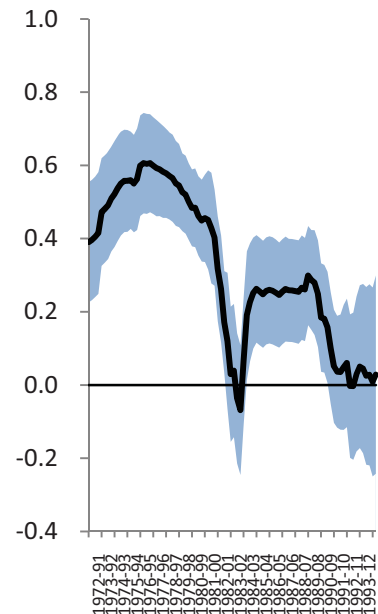


### (2) インデクゼーションを考慮したNKWPC

〈失業率にかかる係数〉



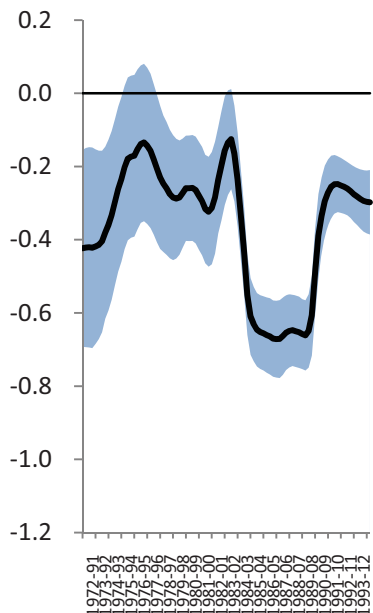
〈インフレ率にかかる係数〉



## 2. 前年比ベース推計

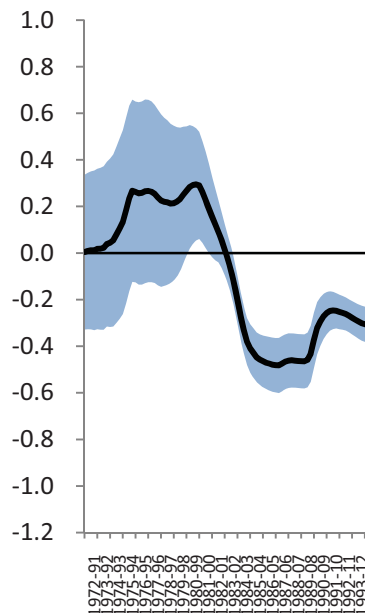
### (1) NKWPCの基本形

〈失業率にかかる係数〉

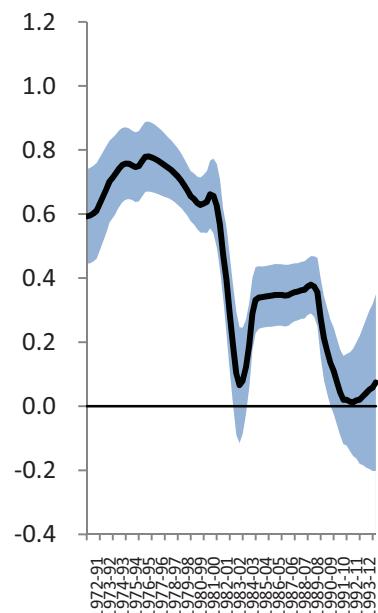


### (2) インデクゼーションを考慮したNKWPC

〈失業率にかかる係数〉



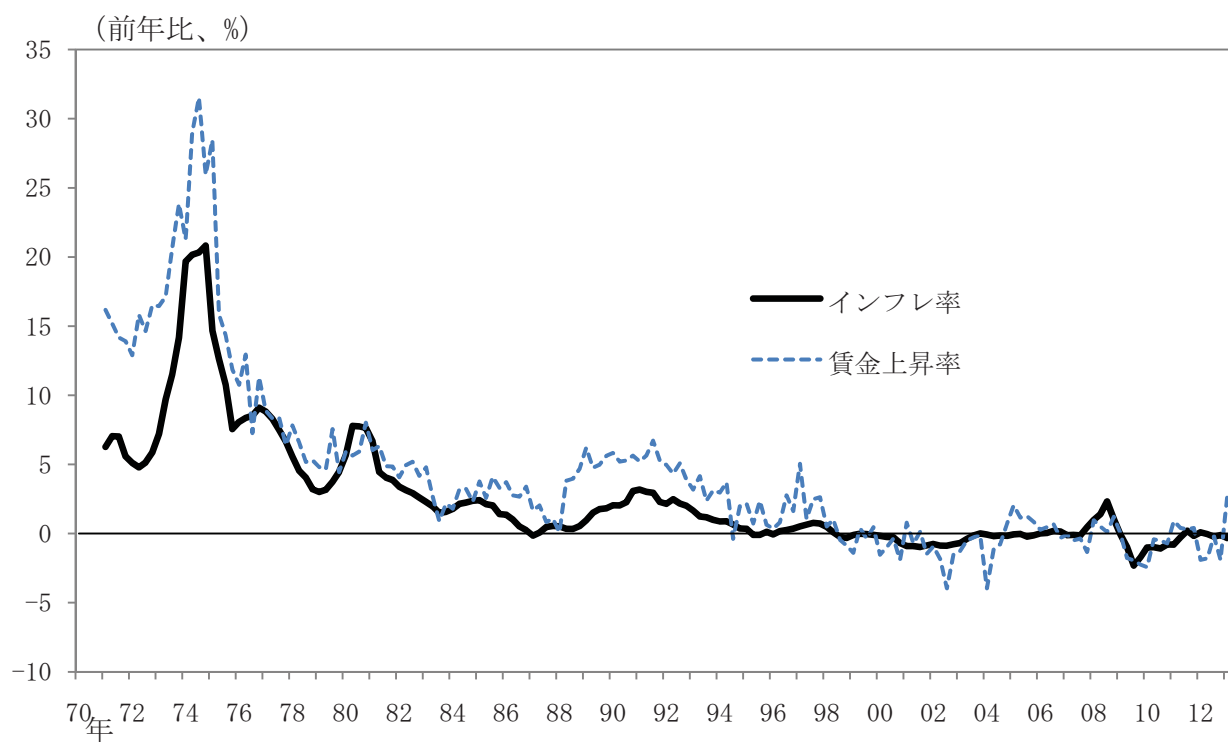
〈インフレ率にかかる係数〉



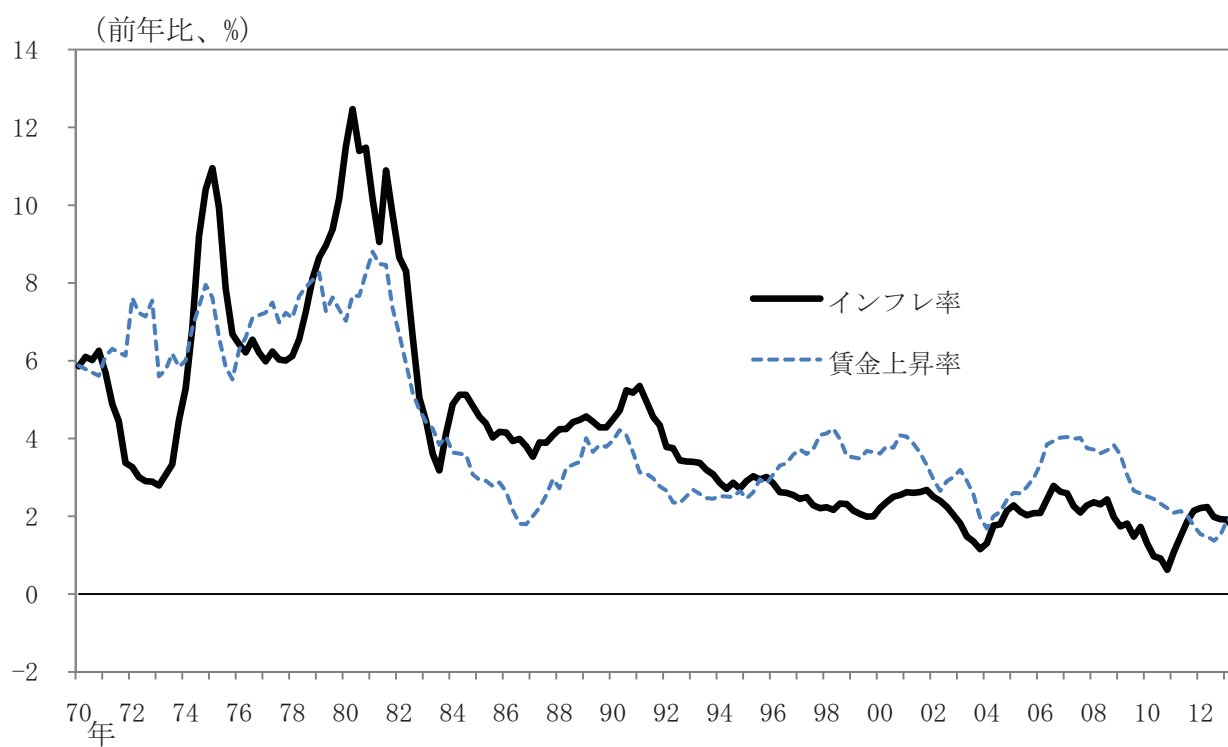
（注）20年間のウィンドウのローリング推計。シャドーは2標準誤差の範囲を表わす。

図表16：インフレ率と賃金上昇率

1. 日本



2. 米国



(注) データの出所は図表 1 参照。

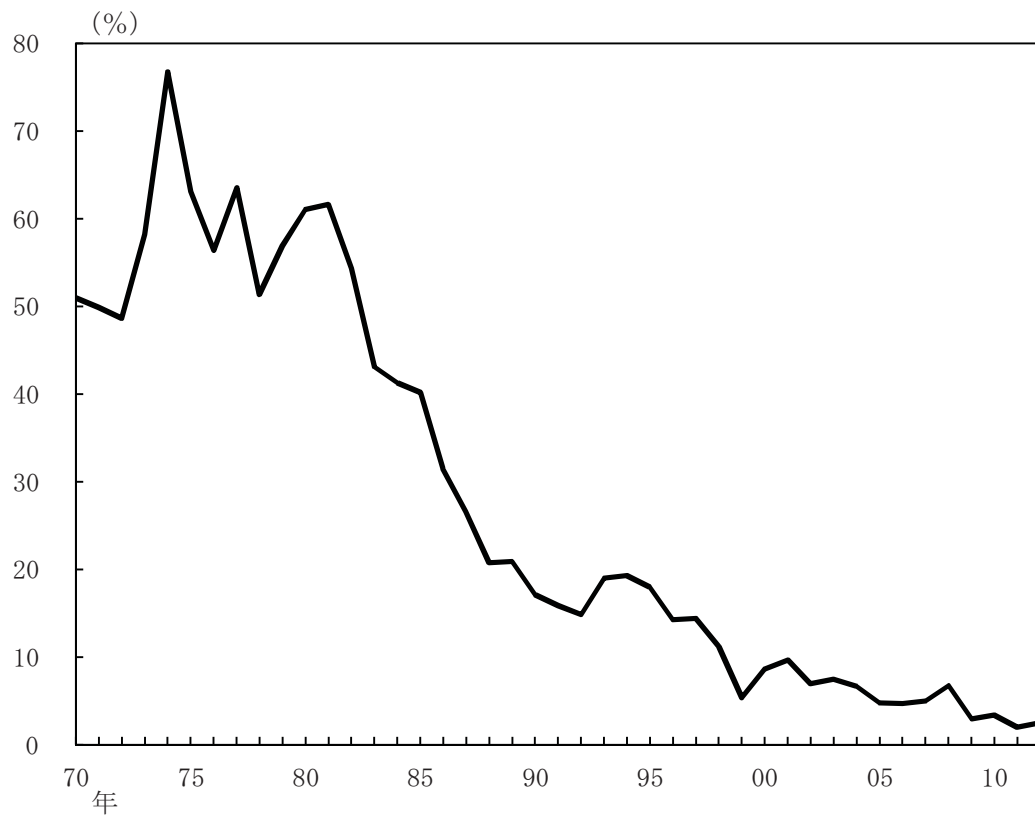


参考図表 1 : 推計結果一覧 (日本、前期比、所定内給与)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$u_t$	-0.465 (-7.58)	-0.378 (-4.51)	-0.363 (-3.94)	-1.041 (-2.04)	-0.915 (-1.77)	-1.084 (-2.14)
$u_{t-1}$				0.577 (1.13)	0.535 (1.06)	0.741 (1.44)
$\pi_{t-1}$		0.289 (1.52)			0.278 (1.46)	
$\pi_{t-1}^{(4)}$			0.338 (1.49)			0.400 (1.74)
定数項	0.021 (9.40)	0.018 (5.28)	0.017 (4.53)	0.021 (9.43)	0.018 (5.34)	0.016 (4.22)
$Adj - R^2$	0.298	0.305	0.304	0.300	0.306	0.310
$\phi_1$	0.987	0.987	0.987	1.359	1.359	1.359
$\phi_2$	—	—	—	-0.373	-0.373	-0.373
$\lambda_w \varphi$	0.011	0.009	0.008	0.021	0.018	0.022
$\theta_w (\varphi = 1)$	0.575	0.607	0.612	0.463	0.485	0.456
$\theta_w (\varphi = 5)$	0.774	0.794	0.798	0.697	0.713	0.692

(注) ()内はt値。推計期間は、いずれも1980年Q1～2013年Q2。

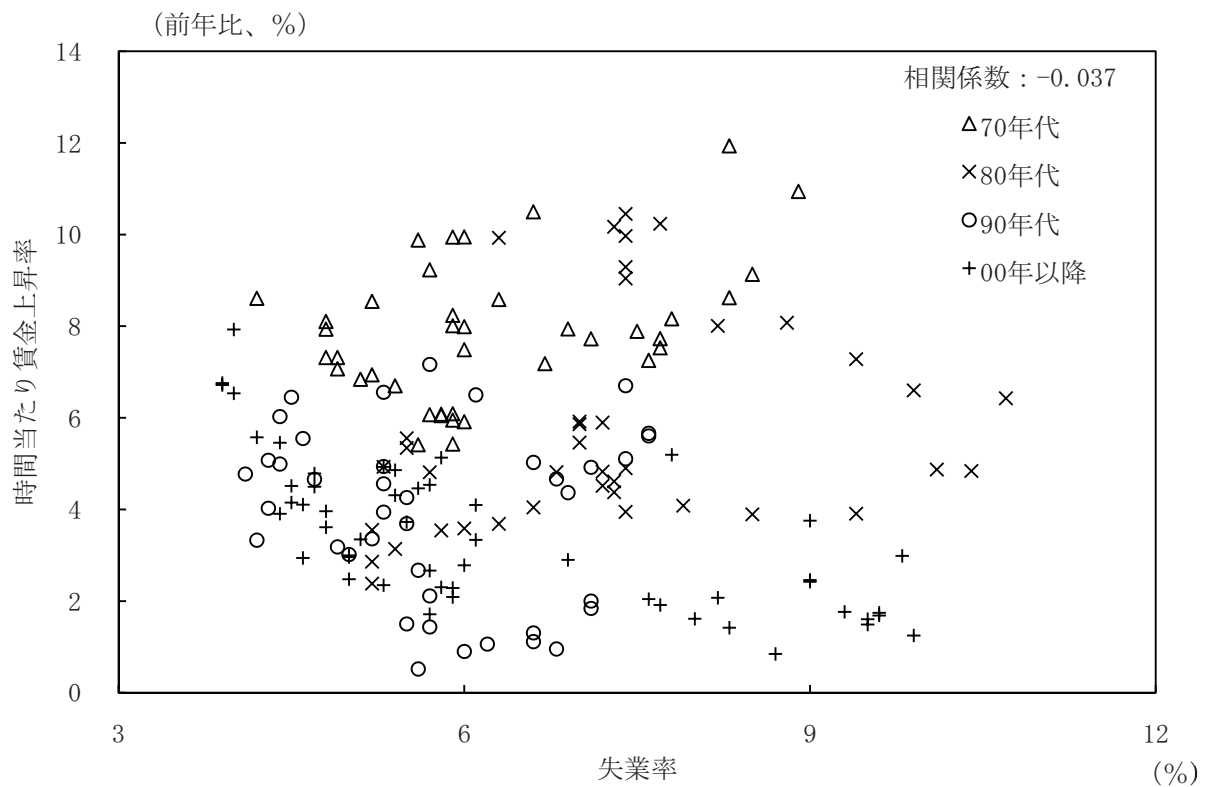
参考図表 2：賃金改定において物価を重視する企業の割合



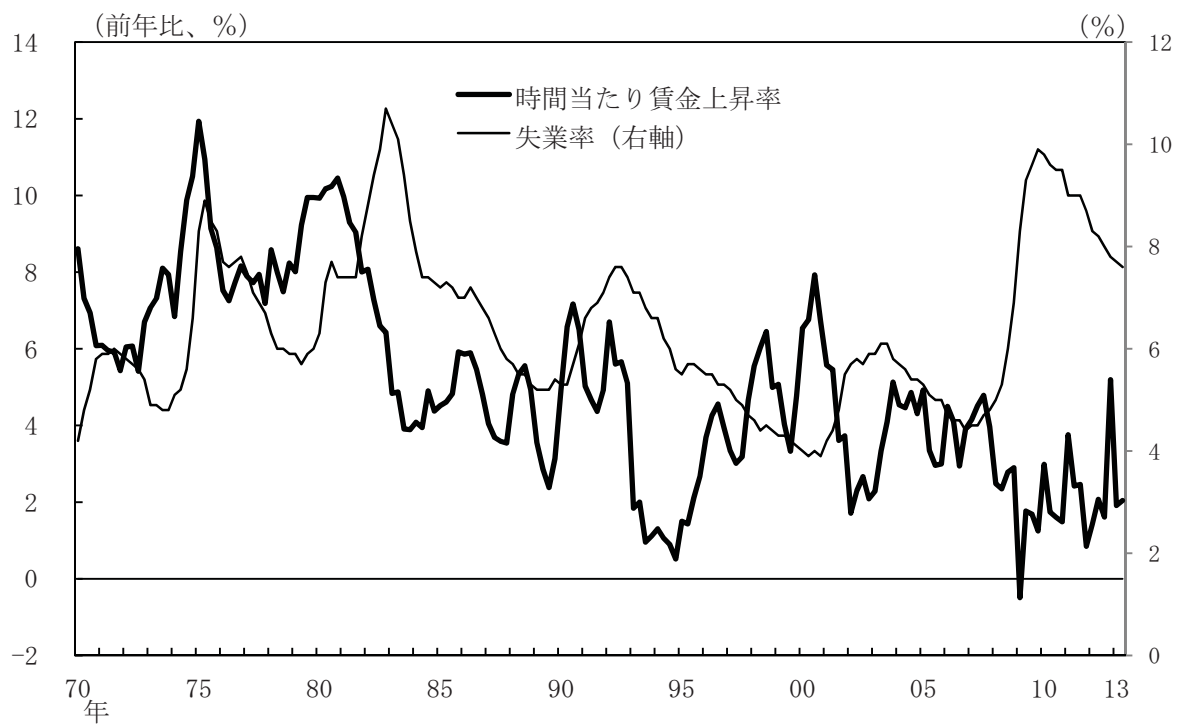
(資料) 厚生労働省、「賃金引上げ等の実態に関する調査」

参考図表 3：賃金上昇率と失業率（米国、雇用者報酬ベース）

(1) 散布図



(2) 時系列



(資料) 米国労働統計局 (BLS)

参考図表 4：推計結果一覧（米国、前期比、総賃金、雇用者報酬ベース）

	( 1 )	( 2 )	( 3 )	( 4 )	( 5 )	( 6 )
$u_t$	-0.039 (-0.86)	-0.078 (-1.87)	-0.103 (-2.47)	0.040 (0.18)	-0.297 (-1.37)	-0.348 (-1.63)
$u_{t-1}$				-0.081 (-0.35)	0.222 (1.03)	0.247 (1.17)
$\pi_{t-1}$		0.602 (5.30)			0.634 (5.39)	
$\pi_{t-1}^{(4)}$			0.691 (5.87)			0.728 (5.98)
定数項	0.013 (4.29)	0.010 (3.65)	0.011 (4.01)	0.013 (4.29)	0.010 (3.46)	0.010 (3.83)
$Adj-R^2$	-0.002	0.169	0.201	-0.009	0.169	0.203
$\phi_1$	0.982	0.982	0.982	1.660	1.660	1.660
$\phi_2$	—	—	—	-0.694	-0.694	-0.694
$\lambda_w \varphi$	0.001	0.002	0.003	-0.001	0.011	0.013
$\theta_w(\varphi=1)$	0.877	0.829	0.805	NA	0.658	0.637
$\theta_w(\varphi=5)$	0.942	0.917	0.905	NA	0.821	0.808

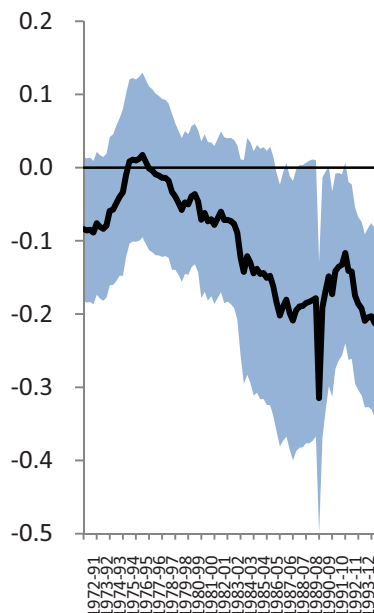
(注) ()内はt値。推計期間は、いずれも1980年Q1～2013年Q2。

参考図表 5：誘導形NKWPCのローリング推計（米国、雇用者報酬ベース）

## 1. 前期比ベース推計

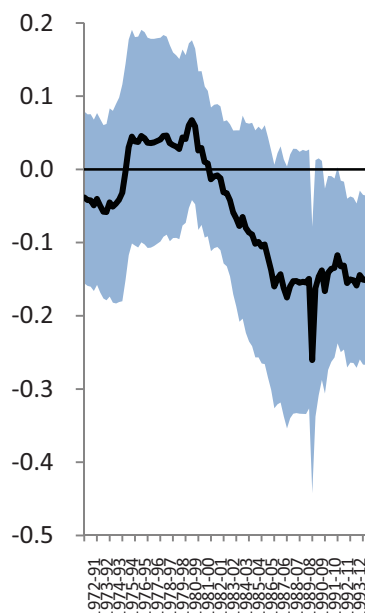
### (1) NKWPCの基本形

〈失業率にかかる係数〉

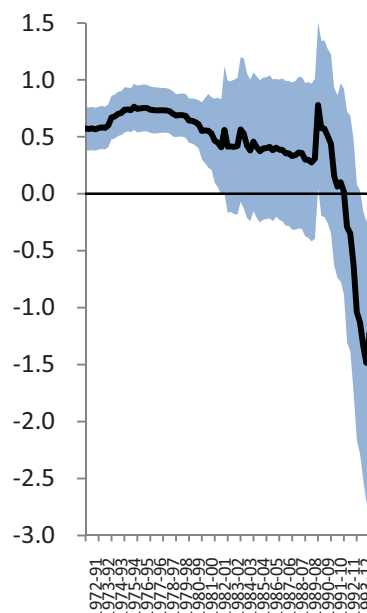


### (2) インデクゼーションを考慮したNKWPC

〈失業率にかかる係数〉



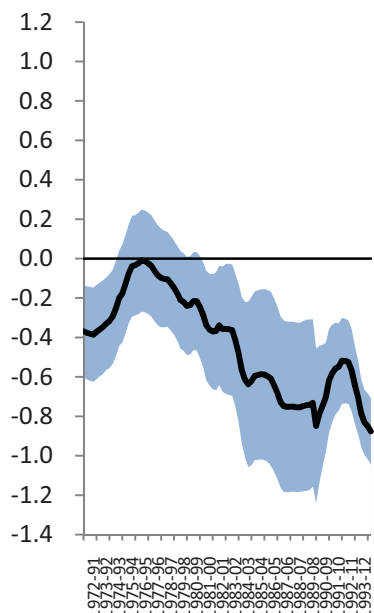
〈インフレ率にかかる係数〉



## 2. 前年比ベース推計

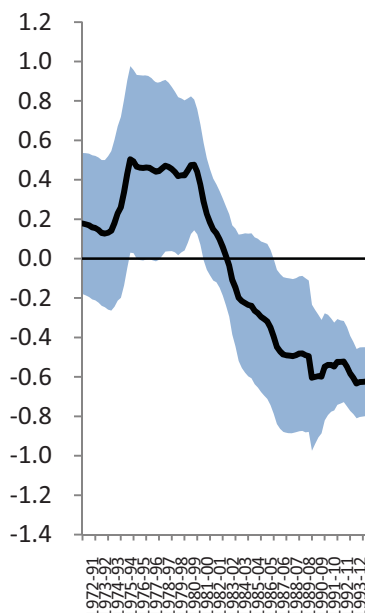
### (1) NKWPCの基本形

〈失業率にかかる係数〉

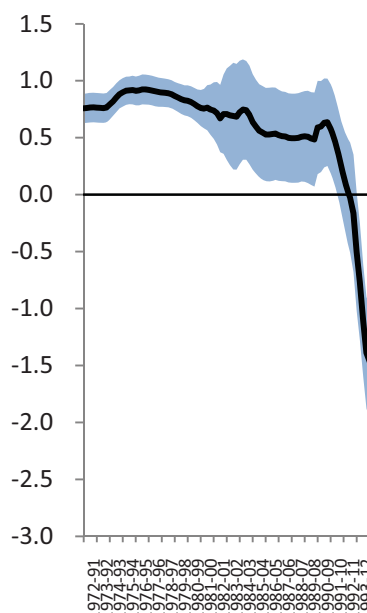


### (2) インデクゼーションを考慮したNKWPC

〈失業率にかかる係数〉



〈インフレ率にかかる係数〉



(注) 20年間のウィンドウのローリング推計。シャドーは2標準誤差の範囲を表わす。