



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 賃金版フィリップス曲線のフラット化と 名目賃金の下方硬直性: 2010年代の経験

平田 渉\*

wataru.hirata@boj.or.jp

丸山 聡崇\*

toshitaka.maruyama@boj.or.jp

嶺山 友秀\*

tomohide.mineyama@boj.or.jp

No.20-J-3  
2020年7月

日本銀行  
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱30号

\* 企画局

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。

# 賃金版フィリップス曲線のフラット化と名目賃金の下方硬直性： 2010年代の経験\*

平田 渉<sup>†</sup>、丸山 聡崇<sup>‡</sup>、嶺山 友秀<sup>§</sup>

2020年7月

## 【要旨】

本稿では、長期雇用という慣行を有する日本の正社員を念頭に置き、名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生み出し、賃金版フィリップス曲線のフラット化をもたらした可能性について理論・実証両面から検討した。長期雇用を前提とした理論モデルによれば、名目賃金の下方硬直性は、次の二つのメカニズムを通じて上方硬直性を生む。第一に、企業は、景気後退局面において賃金を十分に下げられなかったため、その後の景気回復局面で賃金引き上げに消極的になる。第二に、企業は、景気拡大局面であっても将来の賃金引き下げリスクを回避しようとする結果、賃金引き上げを抑制する。この後者のメカニズムの強さは、期待成長率や成長の不確実性などに大きく依存する。これらの結果、賃金版フィリップス曲線は、下方硬直性が無かりし場合と比べてフラット化する。実際、日本の正社員について、パネルデータを用いた実証分析を行ったところ、下方硬直性の度合いが強い労働者の緩慢な月給（賞与を除き残業代等を含む）の動きが、2010年から2017年にかけての労働需給改善局面におけるマクロでみた正社員の月給上昇率を、年平均でみて0.4%ポイント程度（下方硬直性の識別に関する不確実性を考慮すると、0.2~0.6%ポイント程度）押し下げていることが判明した。とくに労働需給の引き締まりが顕著になった2010年代後半においては、企業による将来の賃金引き下げリスクを回避しようとする動きの影響が、相対的に強まっていた可能性が示唆された。

JEL 分類番号：E24、E31、J30

キーワード：賃金版フィリップス曲線、名目賃金の下方硬直性、長期雇用

---

\* 本稿の分析に際しては、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターによる「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」の個票データの提供を受けた。また、本稿の作成に当たり、北村富行氏、田中雅樹氏、西崎健司氏、平木一浩氏、武藤一郎氏をはじめとする日本銀行スタッフから有益なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。もちろん、本稿のあり得べき誤りは、全て筆者たち個人に属する。なお、本稿に示される内容や意見は、筆者たち個人に属するものであり、日本銀行および企画局の公式見解を示すものではない。

<sup>†</sup> 日本銀行企画局 ([wataru.hirata@boj.or.jp](mailto:wataru.hirata@boj.or.jp))

<sup>‡</sup> 日本銀行企画局 ([toshitaka.maruyama@boj.or.jp](mailto:toshitaka.maruyama@boj.or.jp))

<sup>§</sup> 日本銀行企画局 ([tomohide.mineyama@boj.or.jp](mailto:tomohide.mineyama@boj.or.jp))

# 1 はじめに

先進国では、2010年代を通じて、労働需給の改善対比でみて名目賃金の上昇が緩やかにとどまってきた。日本においても、2010年代は息の長い労働需給の改善が続く中で、正社員（図1（1）の一般労働者に相当）の所定内給与の上昇は緩やかなものにとどまり、日本銀行（2017）が指摘したように、同期間の賃金版フィリップス曲線は、それ以前と比べてフラット化しているようにみえる（図1（2））。

こうした賃金版フィリップス曲線のフラット化の背景に関しては、近年盛んに議論されており、多様な論点が提示されている<sup>1</sup>。中でも、中銀関係者からは、名目賃金の下方硬直性の重要性が指摘されてきた。例えば Yellen 前 FRB 議長は、名目賃金の下方硬直性の存在により、企業は2000年代後半の世界金融危機時に賃金を下げられなかったため、その後の景気回復局面で賃金引き上げに消極的になった可能性（“pent-up wage deflation”）を指摘した（Yellen 2014）。また、黒田（2019）が指摘するように、企業は将来の賃金引き下げリスクを回避するため、目先の賃金引き上げより長期的な雇用安定を優先する可能性もある。とくに長期雇用という慣行を有する日本の正社員については、こうした要因が働きやすいと考えられる。

このような問題意識を踏まえ、本稿では、日本の正社員を念頭に置き、名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生み、賃金版フィリップス曲線のフラット化に寄与した可能性について、理論・実証両面から分析する。その際、名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生むメカニズムとして、次の二つに焦点を当てる。第一に、景気後退局面において賃金を十分に下げられなかったため、その後の景気回復局面で賃金引き上げに消極的になるメカニズム（「過去の賃金調整不足に起因するメカニズム」）である。第二に、長期的な雇用安定を優先するもとで、将来の賃金引き下げリスクを意識する結果、景気拡大局面においても賃金引き上げを抑制するメカニズム（「将

---

<sup>1</sup>例えば、米国については、Elsby et al. (2015) が世界金融危機後、求職意欲喪失者（discouraged worker）等の広義の労働市場のスラックが残存している可能性を指摘しているほか、Krueger et al. (2014) は同期間に増加した長期失業者の存在が賃金上昇を緩慢なものにする可能性に言及している。また、Acemoglu and Restrepo (2018) は、近年の自動化等の進展により一部の労働が代替されることで賃金押し下げ圧力が生じる可能性を論じている。日本に関しては図1で示したパート労働者の名目賃金のほか、正社員の賞与など、正社員の所定内給与と比べてはっきりとした上昇が観察される賃金項目も存在するが、これらのいずれも、労働需給や収益の改善対比でみると、なお抑制的であるとの見方が存在する。この点、玄田編（2017）では、2010年代の緩慢な賃金上昇の背景について、非正規労働市場の拡大や業種ごとの賃金制度等の観点から多面的に分析されているほか、日本銀行（2018）や尾崎・玄田（2019）等では、非正規労働市場における周縁労働力の弾力的な労働供給や、上下非対称な賞与の調整等について検討が行われている。

来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズム」) である。

本稿の分析結果を予め要約すると以下の通りである。まず、理論分析では、長期雇用を前提として、名目賃金の下方硬直性の存在が賃金版フィリップス曲線に与える影響について考察した。この結果、名目賃金に下方硬直性が存在する場合、賃金版フィリップス曲線は、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムと将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムの双方を通じて、下方硬直性が無かりし場合と比べてフラット化することが確認された。また、労働需給の改善が進むにつれて、前者のメカニズムの影響と比べて、後者のメカニズムの影響が大きくなる傾向があり、その程度は、期待成長率や成長の不確実性といった要因に大きく依存することも示された。

次に、実証分析では、理論分析で示唆されるメカニズムが、日本の正社員について実際に働いていたかを、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが提供する日本の個別労働者のパネルデータである「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」(以下、慶應パネル) を用いて検証した。その結果、正社員のうち名目賃金の下方硬直性の度合いが強い労働者の月給<sup>2</sup>上昇率は、下方硬直性の度合いが弱い労働者の月給上昇率と比べて、2010年から2017年にかけての労働需給改善局面において、有意に低かったことが示された。この結果をもとに、名目賃金の下方硬直性の度合いが強い労働者の緩慢な月給の動きが、同時期のマクロでみた正社員の月給上昇率を、年平均でみて0.4%ポイント程度(下方硬直性の識別に関する不確実性を考慮した場合には0.2~0.6%ポイント程度)押し下げたことが確認された。また、この背後には、理論モデルが示唆するように、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムと、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムの双方が作用しており、とくに労働需給の引き締まりが顕著になった2010年代後半には、後者のメカニズムの影響が相対的に強まっていた可能性が示唆された。

名目賃金の下方硬直性と賃金版フィリップス曲線の関係については、これまで理論面を中心に研究が蓄積されてきた。Akerlof et al. (1996) や Benigno and Ricci (2011) 等の景気後退局面に注目した研究に加え、より最近の研究では、景気回復・拡大局面における影響についても分析が進んでいる。例えば、Daly and Hobijn (2014) や Iwasaki et al. (2018) は、名目賃金の下方硬直性の影響から賃金版フィリップス曲線

---

<sup>2</sup>本稿における月給は、賞与を除き残業代等を含む。

の形状がL字型 (bending) になる、すなわち景気回復初期に名目賃金の伸びが鈍くなることを示している。本稿の理論分析の貢献は、こうした先行研究を発展させ、下方硬直性が上方硬直性を生み、賃金版フィリップス曲線がフラット化するメカニズムを、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムと将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムに明示的に区別したことである。これにより、景気の各局面における両者の相対的な重要性が明らかとなったほか、各メカニズムの決定要因の分析も可能となった。本稿の分析結果は、賃金版フィリップス曲線の傾きが各メカニズムを規定する様々な要因によって内生的に決定されることを示している。

このように名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生むことを通じて、賃金版フィリップス曲線のフラット化に寄与する可能性について実証的に検証した研究は、極めて少ない<sup>3</sup>。数少ない例の一つが、日本の企業サーベイデータを使って分析を行った山本・黒田 (2016) である。山本・黒田 (2016) は、過去に所定内給与を引き下げなかった企業は、引き下げた企業に比べて、2014～2015年の景気拡大局面において所定内給与や賞与の引き上げに消極的だったことを明らかにしている。本稿の実証分析の貢献は、山本・黒田 (2016) よりも長い期間 (2017年まで) をカバーした個別労働者のパネルデータを用いて、2010年代における息の長い労働需給改善にもかかわらず名目賃金の上昇が緩やかにとどまった背景について、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムと将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムの双方に関して妥当性を検証している点である。

なお、名目賃金の下方硬直性の存在やその程度については、様々な角度から研究が蓄積されてきた。例えば、Kim and Ruge-Murcia (2009) や Iwasaki et al. (2018) は、マクロデータを用いて一般均衡モデルを推計することで、他のマクロ変数との整合性を加味しつつ、名目賃金の下方硬直性の度合いを評価している。また、欧米諸国を中心に、1990年代頃から個別労働者の賃金改定等のマイクロデータを用いた分析が盛んに行われてきている。Dickens et al. (2007) は、欧米16か国のマイクロデータを用いて包括的な検証を行い、国により程度の差は大きいものの、下方硬直性が存在することを見出している。とくに、米国では Fallick et al. (2020)、EU諸国に関しては Branten et al. (2018) 等によって、世界金融危機時の大きな景気後退の

---

<sup>3</sup>近年では、Pischke (2018) や Born et al. (2019) のように、名目賃金の下方硬直性が賃金以外の変数の動学に与える影響を実証的に分析した研究がみられ始めているものの、筆者らの知る限り賃金版フィリップス曲線への影響を明示的に分析したものは見当たらない。

中でも下方硬直性が相当程度残存していたことが指摘されている。日本においても、2000年代以降、マイクロデータの拡充とともに、主として2000年代前半までを対象とした実証研究が蓄積されてきており、黒田・山本(2003、2005)、山本(2007)、神林(2011)等が、賃金変化率の分布の形状等から下方硬直性の度合いを分析している。こうした研究の中には、日本の労働市場では1992～1997年頃までは名目賃金に下方硬直性が観察されたものの、日本の金融危機すなわち1998年以降は、フルタイム労働者の年間給与等について下方硬直性が観察されなくなったとの指摘がみられる(黒田・山本2005)。もっとも、就業形態や給与項目ごとにみると、正社員の所定内給与については、国際的にみても強い下方硬直性が存在することも報告されている(山本2007)。本稿では、これらの先行研究や、2010年代においては正社員を中心に所定内給与の上昇が緩やかなものにとどまっていたという事実を踏まえ、下方硬直性の度合いが強いと想定される正社員の給与に焦点を当てて分析を行っている。

本稿の構成は以下の通りである。2章の理論分析では、長期雇用と名目賃金の下方硬直性を前提とした理論モデルを用いて、下方硬直性が上方硬直性を生むことを通じて、賃金版フィリップス曲線に与える影響を分析する。3章の実証分析では、日本の家計パネルデータを用いて、こうした下方硬直性の影響が2010年代の日本の正社員市場において働いていたか検証する。4章は結語である。

## 2 理論分析

本章では、長期雇用と名目賃金の下方硬直性を前提としたElsby(2009)の理論モデルをベースに、次の二つの点で拡張を加えた賃金決定モデルを構築する。第一に、Elsby(2009)が労働時間を固定している一方、本稿では労働時間を可変とすることで、名目賃金と労働時間がともに内生的に決定される状況を描写する。第二に、Elsby(2009)がマクロ変数をすべて一定としている一方、本稿では、マクロレベルの外生ショックを考慮することで名目賃金と労働時間の集計値に関する動学も分析できる枠組みを構築する。これにより、賃金版フィリップス曲線について考察を行うとともに、後に続く3章の実証分析で検証すべき仮説を提示する。

## 2.1 名目賃金の下方硬直性があるモデル

### 各労働者の賃金設定

本稿のモデルでは、日本の正社員に関する典型的な雇用形態を記述するため、代表的企業が多数の労働者と個別に長期雇用の契約を結んでいると想定する。後述する通り、企業が各労働者の名目賃金を設定すると仮定するが、その際、企業は労働者が賃金に応じて労働強度を変化させることを織り込む。ここで、労働強度は労働者の労働意欲や士気 (morale) を含む概念であり、労働強度が強いほど労働時間当たりの産出量が増加すると想定している。本稿では、Elsby (2009) に従い、労働強度  $z(\cdot)$  が以下のように決まると仮定する。

$$z\left(\frac{W_{it}}{P_t}, \frac{W_{it}}{W_{it-1}}\right) = \ln(b) + \ln\left(\frac{W_{it}}{P_t}\right) + c \ln\left(\frac{W_{it}}{W_{it-1}}\right) 1_{\{W_{it}/W_{it-1} < 1\}} \quad (1)$$

ここで、 $W_{it}$  は労働者  $i \in [0, 1]$  の労働時間当たりの名目賃金、 $P_t$  は一般物価水準である。また、 $1_{\{W_{it}/W_{it-1} < 1\}}$  は、名目賃金が前期に比べて低下した場合 ( $W_{it} < W_{it-1}$ ) に 1 をとり、それ以外は 0 を取る指示関数である。(1) 式の右辺の第一項におけるパラメータ  $b > 0$  はベースラインの労働強度を表す。第二項では、効率賃金仮説 (例えば、Solow 1979 を参照) にみられるように、実質賃金の水準が高いほど労働強度が高まると想定している。さらに、第三項では、名目賃金の引き下げが労働強度を低下させると仮定している。これは、労働者や企業に対するサーベイの結果から、名目賃金の引き下げは労働者の労働意欲や士気の低下につながるということが指摘されていることに基づく (例えば、Kahneman et al. 1986 や Bewley 1999、日本については Kawaguchi and Ohtake 2007 を参照)。  $c > 0$  は名目賃金引き下げによる労働強度低下の度合いを表す。また、同項が名目賃金変化率  $\ln(W_{it}/W_{it-1})$  に依存していることは、名目賃金の引き下げ率が大きいほど労働強度の低下幅が大きくなることを意味している。こうした名目賃金の引き下げ時だけに生じる非対称なコストが、このモデルにおける名目賃金の下方硬直性の源泉となっている。

各労働者の賃金と労働時間は、企業が長期的な雇用関係から生じる収益の割引現

在価値を最大化する結果、以下の価値関数を満たすように与えられる。

$$V(W_{it-1}, A_{it}) = \max_{W_{it}, H_{it}} A_{it} \left( z \left( \frac{W_{it}}{P_t}, \frac{W_{it}}{W_{it-1}} \right) H_{it} \right)^\alpha - \frac{W_{it}}{P_t} H_{it} - \delta \frac{W_{it}}{P_t} \max \{ H_{it} - \tilde{H}, 0 \} + \beta \mathbb{E}_t [V(W_{it}, A_{it+1})], \quad (2)$$

$$s.t. \quad \underline{H} \leq H_{it} \leq \bar{H} \quad (3)$$

ただし、労働者  $i$  について、 $H_{it}$  は労働時間、 $A_{it}$  は外生的な生産性を表し、 $z(\cdot)$  は (1) 式で与えられる。名目賃金を引き下げると、労働者の労働強度の低下を通じて産出量が低下するため、企業の価値関数は、前期の名目賃金にも依存する。(2) 式の右辺の第一項は労働投入から得られる今期の産出量であり、 $0 < \alpha < 1$  は労働投入に対する収穫逓減の度合いである。第二、第三項は今期の労働に対する賃金支払いのうち、それぞれ定例的に支払われる部分と超過労働時間 ( $H_{it} - \tilde{H}$ ) に対するプレミアム部分を指す。最終項は来期以降の収益の割引現在価値であり、最終項にかかるパラメータ  $0 < \beta < 1$  は、将来の収益に適用される割引率である。これは、時間選好率のほか、雇用関係が来期以降も継続する確率も反映していると解釈することができる。例えば、雇用関係が今期限りである場合には  $\beta = 0$  となる一方、雇用関係が長期であれば  $\beta$  は 1 に近づく。

本稿のモデルでは、Elsby (2009) とは異なり、労働時間が内生化されており、企業は名目賃金と労働投入を調整しながら収益の割引現在価値を最大化する。この際、日本の労働法制・慣行と整合的になるよう、超過労働時間  $H_{it} - \tilde{H}$  に対して賃金プレミアム  $\delta > 0$  が支払われるほか、労働時間には  $\underline{H}$  と  $\bar{H}$  で表される下限と上限が存在すると仮定する。

本稿のモデルのもう一つの特徴は、外生的な生産性  $A_{it}$  が、マクロ (aggregate) 要因  $A_t^{agg}$  と個別 (idiosyncratic) 要因  $A_{it}^{id}$  からなると仮定していることであり、それぞれ以下の過程に従うと仮定する。

$$\ln A_{it} = \ln A_t^{agg} + \ln A_{it}^{id} \quad (4)$$

$$\ln A_t^{agg} = (1 - \rho^{agg})g + \rho^{agg} \ln A_{t-1}^{agg} + \epsilon_t^{agg}, \quad \epsilon_t^{agg} \sim N(0, (\sigma^{agg})^2) \quad (5)$$



$$\ln A_{it}^{id} = \begin{cases} \rho^{id} \ln A_{it-1}^{id} + \epsilon_{it}^{id}, & \epsilon_{it}^{id} \sim N(0, (\sigma^{id})^2) & \text{with probability } 1 - \gamma \\ \ln A_{it-1}^{id} & & \text{with probability } \gamma \end{cases} \quad (6)$$

ここで、 $\rho^{agg}$ 、 $\sigma^{agg}$ 、 $\rho^{id}$ 、 $\sigma^{id}$  はそれぞれ、マクロ要因と個別要因に関する自己回帰係数とショックの標準偏差である。マクロ要因は、確定的なトレンド成長率  $g$  と、一階の自己回帰過程で与えられると仮定する。本稿のモデルでは、Elsby (2009) とは異なり、マクロ的な生産性が変動することを許容しているため、賃金や労働時間の集計値も変動する。他方、個別要因は、確率  $1 - \gamma$  で一階の自己回帰過程に従い新たなショックが発生する一方、確率  $\gamma$  で前期の水準が引き継がれると仮定する。これは、各労働者や各企業の生産性等の動学を記述するためにしばしば用いられる設定であり（例えば、Kaplan et al. 2018、Vavra 2014 を参照）、こうした設定により、データで観察される各労働者の賃金変化率の分布の尖り—すなわち、賃金を据え置く労働者が多い一方、賃金を改定する場合には変化率の裾野が広い—などの特徴を上手く捉えることができる。なお、 $A_{it}$  の上昇（低下）は労働投入の生産性を上昇（低下）させることを通じて、各労働者が直面する労働需要を増加（減少）させる。そこで、以下の分析では、 $A_{it}$  の変動を労働需要の増減とみなして分析を進める。

### 労働市場の集計値の動学

労働市場における、名目賃金と労働時間の集計値は、各労働者の変数を集計することで、以下の通り定義される<sup>4</sup>。

$$W_t = \int_0^1 W_{it} di \quad (7)$$

$$H_t = \int_0^1 H_{it} di \quad (8)$$

ここで、 $W_t$  はマクロの名目賃金、 $H_t$  はマクロの労働時間である。なお、本稿のモデルでは、労働供給主体である家計の行動について明示的に記述していないが、企業

<sup>4</sup>次章の実証分析で各労働者の賃金への平均的な影響を分析していることに合わせて、ここでは名目賃金の集計値を各労働者の平均賃金として定義した。もっとも、総労働所得 ( $\int_0^1 W_{it} H_{it} di$ ) を総労働時間 ( $\int_0^1 H_{it} di$ ) で除した賃金指数として名目賃金の集計値を定義しても、分析結果が大きく変わらないことを確認している。

によって決定される賃金と労働時間を所与として、消費を行っており、財市場の需要と供給が均衡していると想定できる。マクロの名目賃金上昇率は  $\pi_t^w = \ln(W_t/W_{t-1})$  で与えられる。また、本稿では一般物価のインフレ率  $\pi_t$  は一定 ( $\pi$ ) と仮定する。

$$\pi_t \equiv \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) = \pi \quad (9)$$

この点、本稿のモデルは、一定のインフレ率のもとで各労働者の賃金等の動学を記述した部分均衡モデルと解釈できる。ただし、前述の通り、マクロの生産性が変動することを許容しているため、非線形な動学的一般均衡モデルを構築することによって、簡潔に労働市場全体のダイナミクスを分析できる枠組みとなっている。また、次章の実証分析では、マクロ要因を所与としたもとの各労働者の賃金決定を分析しており、そうした実証分析とも整合的なモデル構造となっている<sup>5</sup>。

## 2.2 数値分析

### 数値計算手法とカリブレーション

前節で記述した各労働者の賃金決定は名目賃金の下方硬直性等の非線形性を含んでおり、摂動法等の近似手法を用いることができない。そこで、本稿では、価値関数反復法により、各労働者の賃金関数  $f$  の数値解析を行う。

$$W_{it} = f(A_{it}, W_{it-1}) \quad (10)$$

この基本ケースでは、 $f(\cdot)$  は、下方硬直性の存在により、外生的な生産性  $A_{it}$  だけでなく前期の賃金水準  $W_{it-1}$  にも依存する点に留意されたい。

また、以下の分析では、下方硬直性が上方硬直性を生む要因を分解するために、下方硬直性の影響のうち、過去の賃金の影響を受けないと仮定した場合の賃金  $W_{it}^*$

---

<sup>5</sup>潜在的な拡張としては、名目価格の硬直性等を導入することで、賃金と物価の相互連関を分析することが考えられる。もっとも、本稿で注目する名目賃金の下方硬直性の含意はインフレ率が可変のもとでも維持されると考えられる。なお、一般均衡モデルを用いて賃金と物価の相互連関を分析した研究としては、Kim and Ruge-Murcia (2009) や Iwasaki et al. (2018) を参照されたい。

を以下のように定義する。

$$W_{it}^* = f(A_{it}, \underline{W}) \quad (11)$$

ここで、 $f(\cdot)$  の形状は基本ケースと同一であるが、 $\underline{W}$  は十分に低い値である。このケースでは、前期の賃金が十分に低いため、各企業は今期、名目賃金の下方硬直性に服することはない一方、今期設定した賃金に応じて、来期以降は下方硬直性の影響を受けると想定している。

さらに、比較の観点から、下方硬直性が存在せず、名目賃金が伸縮的な場合の賃金  $W_{it}^{**}$  も算出する。

$$W_{it}^{**} = g(A_{it}) \quad (12)$$

ここで、 $g(\cdot)$  は、(2) 式で  $c = 0$  と設定した場合に算出される賃金である。なお、このケースでは、下方硬直性が存在しないことから、今期の賃金は前期の賃金  $W_{it-1}$  に依存しない。

以上を踏まえたうえで、本稿ではモデルパラメータを与え、確率的シミュレーションにより、多数の労働者について賃金や労働時間の動学を算出する。マクロ変数は、各労働者の変数を集計して得る。なお本稿では、名目賃金に下方硬直性があるもとの賃金版フィリップス曲線の性質について理解を深めるとともに、3章にて日本の実証分析を実施する際の経済的な仮説を得る目的で、モデルシミュレーションを行う。このため、パラメータのカリブレーションにあたっては、2010年代までの日本の労働市場の特徴を大まかに捉えることをターゲットとしつつ、いくつかのパラメータについては、合理的な範囲で尤もらしいと考えられる値を与えることとした。

設定したパラメータは表1に示されている。モデルの1期間は1年間である。割引率  $\beta$  は0.95（年率5%）と設定した。これは、日本の家計パネルデータ（慶應パネル、詳細後述）における月給労働者の離職率（年率約3%）と、主観的割引率（先行研究では概ね年率2%程度）を反映したものである。労働強度のパラメータについてベースラインの労働強度  $b$  は、定常状態における実質賃金が1となるよう  $b = \exp(1)$  に基準化した。下方硬直性の度合い  $c$  は、賃金の硬直性の結果生じる労働時間と賃金上昇率の関係がデータと概ね整合的となるよう  $c = 1.00$  と設定した。収穫逓減の度

合い  $\alpha$  は、一般的なマクロ経済学の文献で用いられる値と整合的に、0.66 と設定した。労働時間に関する条件は、労働基準に関する法制度や慣行を参考に設定した<sup>6</sup>。具体的には、労働時間の上限  $\bar{H}$  は、労働基準法における時間外労働の上限（いわゆる三六協定）とデータで観察される平均的な労働時間（モデルの定常状態における労働時間  $H^{ss}$  に相当）の比率から  $\bar{H}/H^{ss} = 1.30$  と設定した。一方、労働時間の下限  $\underline{H}$  は、各企業の就業規則等で規定される一般的な所定労働時間をもとに  $\underline{H}/H^{ss} = 0.85$  と設定した。なお、労働時間に下限を設けていることは、景気後退時でも容易に労働者の解雇が行われないことを前提としたものである。超過労働時間プレミアムは、労働基準法で法定外労働時間に対して 25 % 以上の割増賃金が求められていることから、 $\delta = 0.25$  と設定した。ここで、 $\tilde{H}$  は法定労働時間であり、データで観察される平均的な労働時間と同程度と想定している ( $\tilde{H}/H^{ss} = 1.00$ )。インフレ率  $\pi$  は年率 2 % に設定した。ベースラインのカリブレーションでは生産性のトレンド成長率  $g$  を 0 % と設定しているが、後段の分析でトレンド成長率が変動した場合を分析している。外生的な生産性変動に関するパラメータは、マクロ・労働者レベルそれぞれの賃金変化率の分散等に合わせて、 $\rho^{agg} = 0.70$ 、 $\sigma^{agg} = 0.015$ 、 $\rho^{id} = 0.70$ 、 $\sigma^{id} = 0.15$ 、 $\gamma = 0.5$  と設定した。

#### 個別労働者の賃金設定に対する含意

図 2 (1) は、理論モデルから数値的に導出された個別労働者の賃金関数を示している。ここから、名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生む二つのメカニズムを指摘することができる。第一は、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムである。図の青色の領域 ( $W_{it} > W_{it}^*$ ) では、前期の賃金が高止まりしている、すなわち生産性対比で高すぎる賃金を労働者が受け取っていたため、過去の賃金調整不足が解消されるまでは労働需要が高まっても賃金引き上げが行われない。第二は、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムである。図の赤色の領域 ( $W_{it} < W_{it}^{**}$ ) では、労働需要が高水準となって賃金の高止まりが解消されているが、企業は将来賃金を容易に引き下げられないリスクを意識することから、賃金上昇率は名目賃金が伸縮的な場合と比べて低位に抑えられる。

また、図 2 (2) は、確率的シミュレーションから得られた賃金変化率の分布を示

<sup>6</sup>ただし、現実には、こうした労働条件は法制度の範囲内で各企業の就業規則等によっても変わり得るため、ここでのカリブレーションはある程度幅をもってみる必要がある。

している。名目賃金の下方硬直性がある場合、賃金引き下げを経験する労働者の割合が低下するだけでなく、下方硬直性が上方硬直性を生む結果、賃金上昇を経験する労働者の割合も低下している。この結果、労働者の賃金変化率のクロスセクション分布は、名目賃金が伸縮的な場合に比べて全体としてばらつきが小さくなっている。

### 賃金版フィリップス曲線に対する含意

Elsby (2009) と比べた本稿のモデルの特徴は、マクロ的ショックに対して名目賃金と労働時間の集計値が反応することに伴い、賃金版フィリップス曲線が観察されるようになることにある。図3（1）では、賃金版フィリップス曲線、すなわち確率的シミュレーションで得られたマクロの賃金上昇率と労働時間の間の2次回帰曲線を示している。ここから、マクロの労働時間と賃金上昇率の間には正の関係があることがわかる。さらに同図では、名目賃金に下方硬直性が存在する場合と、名目賃金が伸縮的な場合の二つのケースについて賃金版フィリップス曲線を描いている。これをみると、名目賃金に下方硬直性が存在する場合に、同曲線がよりフラットになることがわかる。

名目賃金の下方硬直性によって賃金版フィリップス曲線がフラット化するの、労働需要が減少する局面で賃金引き下げが抑制されるだけでなく、労働需要が増加する局面においても名目賃金の上方硬直性が内生的に生まれるためである。後者は、個別労働者の賃金関数に関する考察から示唆される通り、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムと将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムの二つに起因する。この点をより詳細にみるため、図3（2）では、賃金版フィリップス曲線のフラット化の要因を上記二つのメカニズムの寄与に分解している。これをみると、一貫して両方のメカニズムが働いているが、労働需要が高まるにつれて、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムの寄与が大きくなることが確認される。これは、労働需要の増加が進む中で、徐々に過去の賃金調整不足が解消していくものの<sup>7</sup>、先行き労働需要が反転して減少する可能性がより強く意識される中で、賃金引き上げを抑制する行動が支配的になることを示している。

---

<sup>7</sup>労働需要の増加が進んでも、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムは完全にはなくならない。これは、労働者レベルでみると、個別の労働需要の変動によって賃金調整不足が残存する労働者がいるためである。

## 将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムの形成要因

将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムは、将来賃金を引き下げたくても労働強度の低下への懸念からそれを容易に行えない状況を回避したいという誘因から生じる。したがって、同メカニズムは、こうしたリスクが高まる場合、例えば、経済の期待成長率が低下する、ないし成長の不確実性が高まる場合に強く働くと予想される。

これらの点を検証するために、本稿のモデルで期待成長率に相当するマクロのトレンド成長率  $g$  と不確実性を表す労働需要ショックの標準偏差  $\sigma$  が近似的に1階の自己回帰過程に従うよう拡張を加えたうえで、これらの変数へのショックに対する一般化インパルス応答関数を分析する<sup>8</sup>。図4は、名目賃金に下方硬直性があるケースのほか、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムだけを抽出したケース（個別労働者の賃金関数は(11)式に対応）と名目賃金が伸縮的な場合の各ショックに対する賃金上昇率の一般化インパルス応答関数を示している。まず、期待成長率の低下ショックに対する反応をみると、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムだけを抽出したケースにおいて、賃金上昇率は名目賃金が伸縮的な場合と比べて大きく低下している<sup>9</sup>。また、不確実性の上昇ショックに対しては、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムだけを抽出したケースで賃金上昇率が一時的に大きく押し下げられる<sup>10</sup>。

これらの結果は、景気が拡大し、労働需要が増加する局面においても、経済の期待成長率が低位にとどまる場合や、先行きの不確実性が高まる場合には、賃金版フィリップス曲線のフラット化を通じて賃金上昇率が緩やかなものにとどまる可能性を示唆する。

<sup>8</sup>具体的には、簡略化のため、生産性のトレンド成長率が  $g_t = \{g_h, g_l\}$  の二つの値 ( $g_h > g_l$ ) を取り得るよう離散化する。両値の間の推移確率はそれぞれ、 $p_{hl}$  と  $p_{lh}$  で与えられる。同様に、生産性ショックの標準偏差が  $\sigma_t^s = \{\sigma_h^s, \sigma_l^s\}$  の二つの値を取り得るよう離散化する ( $s \in \{agg, id\}$ ,  $\sigma_h^s > \sigma_l^s$ )。生産性のマクロ要因と個別要因は同じレジームに属すると仮定する。図4の分析では、推移確率を  $p_{hl} = p_{lh} = 0.2$  と設定したうえで、期待成長率が1%ポイント低下した場合 ( $g_h = 0.01, g_l = 0.00$ ) の反応と、生産性のマクロ要因の不確実性が1%ポイント・個別要因の不確実性が10%ポイント上昇した場合 ( $\sigma_h^{agg} = 0.02, \sigma_l^{agg} = 0.01, \sigma_h^{id} = 0.20, \sigma_l^{id} = 0.10$ ) の反応を示している。なお、各パラメータは二つの値を取るよう離散化しているが、一般化インパルス応答関数はショックに対する反応の条件付き期待値であるため連続的に推移することに注意されたい。

<sup>9</sup>なお、名目賃金の下方硬直性の影響全体を含む場合では、下方硬直性の存在によって賃金引き下げができない労働者が多数存在するため、名目賃金が伸縮的な場合と比べて賃金上昇率の低下が抑えられる。

<sup>10</sup>なお、名目賃金が伸縮的な場合には、外生ショックが生じた時点で賃金が上下どちらにも調整可能であるため、平均的な賃金上昇率は不確実性上昇の影響を受けない。

### 3 実証分析

2章では、名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生む結果、労働需要の回復・引き締まりの各局面における賃金上昇率が、名目賃金が伸縮的な場合と比べて低いものにとどまるという理論的予測が導かれた。本章では、日本の家計パネルデータを用いて、この理論的予測に関する実証分析を行う。

#### 3.1 データ

##### 利用したデータ

本章の実証分析では、慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センターが実施する「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」(以下、慶應パネル)の個票データを用いる。慶應パネルは、同一個人の家計を含む就業状況や消費活動等を追跡調査した日本では数少ない家計パネルデータのの一つである。調査対象の家計は、日本経済全体の人口構成を反映するよう抽出されている。調査対象者のみならず、その配偶者に対しても同様の質問項目が設けられている。

本稿で利用するサンプルは、2年連続して同一企業で勤務した59歳以下の労働者に限定し、自営業者、自由業者、家族従業者、委託労働・請負等の企業との雇用関係がない人は除いている。また、長期雇用を前提とした正社員の賃金変動に注目するため、転職者を除いたうえで、サンプルを常勤かつ賃金支払形態が月給である労働者に限定する。加えて、休業等が賃金に与える影響を除くため、調査対象年に毎月従業していた労働者のみにサンプルを限定している。その結果、配偶者を含めたサンプル数は、2018年調査時点で約3,300人となった。分析の対象とする賃金には、月給(賞与を除き残業代等を含む)と賞与を用いる。分析期間は、2003~2017年(2004年調査から2018年調査までの回答情報)である。

##### 要約統計量

表2は、分析対象サンプルの要約統計量を示している<sup>11</sup>。まず、表2-1では、分析対象サンプルの属性について、就業状況に関するわが国の代表的な統計である「就業構造基本調査」と比較している。これをみると、慶應パネルの分析対象サンプル

---

<sup>11</sup>慶應パネルのサンプル全体の特性は、樋口編(2005)等で纏められている。

は、男女比率や最終学歴等の基本的な属性情報のほか、業種や企業規模といった就業先の状況についても、「就業構造基本調査」における正規の職員・従業員と整合的な姿となっている。また、表2-2でわが国の代表的な賃金統計である「賃金構造基本調査」（以下、賃金センサス）と比較すると、月給や賞与、週平均労働時間といった変数も賃金センサスにおける一般労働者とほぼ同水準である<sup>12</sup>。さらに、図5（1）で、分析対象のサンプルの平均月給の時系列推移をみると、慶應パネルの平均賃金の動きは、賃金センサスや「毎月勤労統計調査」といったマクロ統計と概ね整合的となっている。これらを踏まえると、慶應パネルは、日本の正社員労働市場の代表性を相当正確に反映していると考えられる。

## 3.2 実証分析のストラテジー

### 差分の差分法

本稿の実証分析では、慶應パネルに収録されている個々の労働者について、2000年代の終わりに発生した世界金融危機時において名目賃金が下方硬直的であったかどうか、また下方硬直的であった場合に、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムと将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムのいずれが作用しやすい属性を有するかについて情報を抽出したうえで（詳細後述）、これら労働者の賃金上昇率が、2010年代の労働需給回復・引き締まりの各局面において、名目賃金が伸縮的な労働者と比べて低かったか否かを、差分の差分法（Differences-in-Differences）を用いて推計し、下方硬直性が名目賃金の変動に及ぼしてきた影響を評価する。推計式の一般形は以下の通り与えられる。

$$\Delta W_{it} = c + \beta X_{it} Y_{it} + \gamma' Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (13)$$

(13) 式の左辺の  $\Delta W_{it}$  は、労働者  $i$  の  $t$  年における賃金上昇率（前年比）、右辺の  $X_{it}$  は後述する下方硬直性に関する情報、 $Y_{it}$  は労働需給等の指標である。 $c$  は定数項、 $\epsilon_{it}$  は誤差項である。例えば、 $X_{it}$  を下方硬直性の度合いが強い労働者に1、同弱い

<sup>12</sup>仔細にみれば、慶應パネルの分析対象サンプルの賞与は賃金センサスと比べてやや低いのが、これは賃金センサスの「年間賞与その他特別給与額」には賞与以外の特別給与が含まれていることが影響している可能性がある。また、慶應パネルの年齢・勤続年数が若干高いのは、慶應パネルのサンプルが20歳以上に限定されているためであるとみられる。



労働者に0をとるダミー変数とし、全ての労働者が概ね同一の労働需要に直面していると仮定して  $Y_{it}$  にマクロの労働需給を用いた場合、交差項の係数  $\beta$  は、下方硬直性の度合いが異なる二つのグループ ( $X_{it} = 0$  or  $1$ ) の間におけるマクロの労働需給の変化 ( $Y_{it}$ ) に対する賃金上昇率の感応度の違い—マクロ的な労働需給が改善する中でも、下方硬直性により賃金上昇率が抑制される度合い—を捉えることになる。ここで、各労働者の個別要因とマクロの共通要因はそれぞれ  $\mu_i$  と  $\lambda_t$  で捉えられるほか、各労働者の観察可能な要因はコントロール変数のベクトル  $\mathbf{Z}_{it}$  に含まれることに注意されたい。差分の差分法では、こうした様々な要因をコントロールしたうえで、関心のある影響を推計できることが利点である<sup>13</sup>。

### 労働者の分類方法

以上の実証分析のストラテジーを実際に遂行するには、名目賃金の下方硬直性の度合いが強い労働者を如何に検出するかが重要である。先行研究では、観察される労働者の賃金上昇率の分布にゼロ近傍で尖りがあり、かつ負の値をとる割合が正の値をとる割合よりも小さい場合、すなわち同分布が正の方向に歪む場合に、名目賃金に下方硬直性があると判断されるケースが多い。ただし、黒田・山本 (2003、2005) や Barattieri et al. (2014) らが指摘する通り、インフレ率が定常的に高い、ないし経済が好況にある場合には、名目賃金を引き下げる誘因がそもそも小さいため、これらの状態を考慮しない平均的な分布情報だけをもって、下方硬直性の度合いを判断することは適切ではないと考えられる。

そこで本稿では、深い景気後退に陥り、多くの企業において賃金支払いの原資となる売上が急減した「世界金融危機時 (2008年および2009年) において賃金引き下げを一度も経験していない労働者」を、下方硬直性の度合いが強い労働者として分類する。これは、往時の日本の低インフレ環境のもとで、幅広い労働者に賃金引き下げ圧力が生じていた世界金融危機時においてさえ賃金引き下げを実施しなかった労働者には、賃金調整に何らかの摩擦が働いていた蓋然性が高いとの想定に基づく。金融危機時の賃金改定の情報に基づいて下方硬直性の度合いを評価する方法は、Branten et al. (2018) や Fallick et al. (2020) でも用いられているほか、日本におい

---

<sup>13</sup>一方、こうした差分の差分法の定式化では、下方硬直性の影響以外の賃金決定要因はコントロール変数等に含まれることとなる。このため、本稿の実証分析は、2010年代の緩慢な賃金上昇に関する下方硬直性以外の仮説を排除するものではない。

ても、山本・黒田（2016）が過去の賃金引き下げ経験の有無に基づいて下方硬直性の度合いを評価している。

この分類手法に基づくと、月給に関して名目賃金の下方硬直性の度合いが強い労働者は、世界金融危機時の労働者サンプルの約1/3を占める<sup>14</sup>。これは、全期間平均でみて単年のうちに賃金下落を経験しなかった労働者の割合（約7割）と比べると低い値であるが、それでもなお日本には、賃金を引き下げられない何らかの摩擦がある正社員が無視しえない割合で存在することを示唆する。ただし、下方硬直性の識別には不確実性を伴うため、3.3節の後半において、下方硬直性の度合いが強い労働者を分類する基準について頑健性の確認を行っている。

さらに、3.4節において、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムと将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムを検証する際には、それぞれのメカニズムが作用しやすい労働者を分類する必要がある。この分類は、下方硬直性の度合いが強い労働者について、実際の賃金水準と勤続年数等から推計される潜在賃金<sup>15</sup>を比較することで行う。すなわち、実際の賃金が潜在賃金を上回っている労働者は、賃金が高止まりしていると考えられるため、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムが働きやすい労働者に分類する。一方、実際の賃金が潜在賃金を下回っている労働者は、過去の賃金調整不足が残存していないと考えられ、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムが働きやすい労働者に分類する<sup>16</sup>。

---

<sup>14</sup> こうした分類基準に基づく推計は、以下の二点において、下方硬直性の影響を保守的に見積もると考えられる。第一に、慶應パネルでは、データの制約上、月給を基本給と残業代等に分割することはできない。この点、景気後退局面においては、基本給が引き下げられなくても労働時間の削減により月給が減少し得るため、本稿で用いる月給に基づく分類基準は基本給を用いた場合と比べて、下方硬直性の度合いを過小評価する可能性がある。第二に、下方硬直性の度合いの分類にも計測誤差が生じる可能性が否定できない。推計においては、説明変数に計測誤差が存在する場合、係数の推計値が0に近づく中心化バイアス（attenuation bias）が生じる。

<sup>15</sup> 具体的には、ミンサー型賃金関数（Mincer 1974）を拡張し、勤続年数などの各労働者の要因のほかマクロの労働需給等の要因から潜在賃金を推計している。この潜在賃金は、中長期的に賃金調整が進捗するもつと各要因によって規定される平均的な賃金水準を捉えており、理論モデルにおける伸縮賃金に近似的に対応していると考えられることができる。詳細は、補論 A を参照されたい。

<sup>16</sup> この比較は、各時点において前年の賃金水準を比較することによって行う。このため、ある時点で過去の賃金調整不足に起因するメカニズムが働きやすいと分類された労働者が、その後、賃金調整不足が解消し、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムが働きやすい労働者に分類されることが起こり得る。

### 3.3 名目賃金の下方硬直性が全体として賃金上昇率に与えた影響

本節では、名目賃金の下方硬直性が、そのメカニズム如何に関わらず全体として世界金融危機後の正社員の賃金上昇率に与えた影響を検証する。ここでは、世界金融危機以降の期間を 2008～2009 年の労働需給悪化局面、2010～2012 年の労働需給回復局面、2013～2017 年の労働需給引き締め局面に分割する（図 5（2））。そのうえで、下方硬直性の度合いが強い労働者の賃金上昇率が、各局面において、下方硬直性の度合いが弱い労働者の賃金上昇率と比べて、どの程度低かったのか（あるいは高かったのか）を推計する。推計式は以下の通り与えられる。

$$\Delta W_{it} = c + \beta_1 X_i D_{08-09} + \beta_2 X_i D_{10-12} + \beta_3 X_i D_{13-17} + \gamma' Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (14)$$

ここで、 $X_i$  は下方硬直性ダミーであり、世界金融危機時（2008 年および 2009 年）に賃金引き下げを経験しなかった労働者について 1 をとり、それ以外の労働者については 0 をとるダミー変数である。 $D_{08-09}$ 、 $D_{10-12}$ 、 $D_{13-17}$  は、それぞれ 2008～2009 年、2010～2012 年、2013～2017 年の期間に 1 をとり、それ以外の期間に 0 をとるダミー変数である。 $Z_{it}$  は各労働者が属する業種・地域に関する情報を含むコントロール変数のベクトルである<sup>17</sup>。 $\mu_i$  は労働者の変量効果<sup>18</sup>、 $\lambda_t$  はマクロ要因を捉える時間ダミーである。推計期間は 2004～2017 年である。

#### 推計結果

表 3 は推計結果を示している。月給に関する結果をみると、 $\beta_2$  および  $\beta_3$  はいずれも有意に負となっている。この結果は、理論分析と整合的に、下方硬直性の度合いが強い労働者の 2010 年代の労働需給回復・引き締め局面における月給上昇率は、

<sup>17</sup> コントロール変数は、業種×年ダミー（業種は、製造業、卸売・小売業、建設業、医療・福祉業、その他非製造業）、勤続年数、年齢階層ダミー（20～59 歳を 5 歳ごとの階層に区分）、役職ダミー、組合加入ダミー、企業規模ダミー（従業員数 1～29 人、30～99 人、100～499 人、500 人以上、官公庁）、性別ダミー、学歴ダミー（中学校、高校、短大・高専、大学、大学院）、地域ダミー（北海道地方、東北地方、関東地方、中部地方、近畿地方、中国地方、四国地方、九州地方）、職種ダミー（サービス職従事者、管理的職種、専門的・技術的職業従事者、事務従事者、販売従事者、農林漁業・採掘作業者、その他）、地域別 CPI、前年の労働時間（月給に関する推計のみ）である。

<sup>18</sup> 慶應パネルには 2008 年以降にサンプルに追加された労働者が相応に含まれており、こうした労働者については、各労働者の固定効果を用いると、固定効果と下方硬直性ダミーの両者が時間を通じて不変な変数となり、両者の効果の識別ができなくなる。このため、ここでの分析では変量効果を採用した。また、各労働者の属性は、 $Z_{it}$  に含まれるコントロール変数によっても捉えられている。

下方硬直性の度合いが弱い労働者の月給上昇率と比べて、有意に低かったことを示している。

なお、 $\beta_1$  が正であることは、下方硬直性ダミーの定義上、世界金融危機時に賃金を引き下げなかった労働者を下方硬直性が強いと分類していることを反映している。一方、賞与については、推計された  $\beta_2$  および  $\beta_3$  は負ではあるものの、統計的に有意な結果を得られなかった。以上の結果は、正社員のコア部分の賃金を含む月給については、名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生む一方、賞与については、世界金融危機時に引き下げを経験しなかった労働者がそもそも少ないことも相俟って、下方硬直性が上方硬直性を生んでいるとまではいえないことを示している。こうした分析結果を踏まえて、以下では、下方硬直性が上方硬直性を生む程度が大きいと考えられる月給に注目して分析を進める。

### マクロ的な影響の試算

次に、名目賃金の下方硬直性が、マクロでみた正社員の月給上昇率に与えた影響を試算する。マクロ的な影響を分析するためには、表3で示した各労働者の賃金に与える影響に加え、下方硬直性が強い労働者が全労働者に占める割合を考慮する必要がある。この点3.2節で示した通り、月給に関して名目賃金の下方硬直性の度合いが強い労働者が、世界金融危機時における分析対象サンプル全体の1/3を占めることを踏まえて<sup>19</sup>、2010年代の労働需給回復・引き締め局面において、名目賃金の下方硬直性がマクロでみた正社員の月給上昇率に与えた影響を試算した結果が図6(1)である。下方硬直性の存在により、2010~2012年および2013~2017年、どちらの期間も年平均でみて0.4%ポイント程度の下押し効果が生じたことが示される。このように、2010年代の労働需給回復・引き締め局面では、正社員の名目賃金の下方硬直性は上方硬直性を生み、マクロの賃金版フィリップス曲線に対して無視しえない程度のフラット化要因となったと考えられる。この背景に存在するメカニズムについての検証は、3.4節で行う。

---

<sup>19</sup>世界金融危機時の賃金変化が観察され、かつその後も継続して賃金変化が観察できるサンプルにおいては、2010年以降も下方硬直性の度合いが強い労働者の割合が3割程度で安定して推移していることを確認している。

## 頑健性の確認

これまでの推計結果は、下方硬直性の度合いが強い労働者を分類する際の仮定に依存している可能性を否定できない。そこで、推計結果の頑健性を確認するため、下方硬直性の度合いが強い労働者の分類について、二つの代替的な基準を考える。第一に、「各時点において過去3年間賃金引き下げを経験していない労働者」を下方硬直性の強い労働者と分類する。これは、対象期間に景気回復・拡大局面を含む点で、ベースラインの基準を緩めたものだと考えられる。第二に、ベースラインよりも厳しい基準として、「世界金融危機時における実際の賃金上昇率が同時期の潜在賃金上昇率を上回っている労働者」を下方硬直性が強い労働者と分類する。ここで、日本の正社員については、勤続年数の増加等を反映した定期昇給が存在するため、世界金融危機時のように労働需給が緩和する局面においても、全体としてみれば、潜在賃金変化率は正の値をとり得ることに注意されたい。

表4は、これらの代替的な基準のもとでの下方硬直性の影響の推計結果を示している<sup>20</sup>。推計結果をみると、下方硬直性の計測に代替的な基準を用いた場合でも、労働需給の改善時には、下方硬直性の存在が月給上昇率を有意に押し下げていることが示唆される。

また、代替的な基準のもとでのマクロ的な影響の試算結果は、図6(2)に示されている。マクロでみた正社員の月給上昇率に対する影響は、下方硬直性の基準を緩めた場合で0.6%ポイント程度、同厳しくした場合で0.2%ポイント程度と、いずれも有意な押し下げ効果が確認される。ここで、下方硬直性の基準を緩めた場合には、下方硬直性の影響の推計値がベースラインに比べて大きくなったことで、マクロ的な影響度合いも大きくなっている。他方、同基準を厳しくした場合には、推計された係数はベースラインと同程度であるものの、下方硬直性の度合いが強いと分類される労働者の割合がベースラインに比べて低下した結果、マクロ的な影響度合いが小さくなっている。このように推計値に多少の幅はあるものの、2010年代の労働需給回復・引き締め局面において、正社員の名目賃金の下方硬直性が上方硬直

---

<sup>20</sup> 下方硬直性の基準を緩めた場合の推計では、下方硬直性ダミーと、マクロの失業率が改善した時期に1をとる労働需給改善ダミー ( $Y_t$ ) の交差項の係数に注目する。なお、この基準のもとでは、下方硬直性ダミーが時間変化し得るため、各労働者の固定効果も考慮できる。コントロール変数は、ベースラインに比べて、各労働者の時間変化しない要因を除いた一方、下方硬直性ダミーを加えている。下方硬直性の基準を厳しくした場合の定式化は、ベースラインと同様である。推計期間は、いずれもベースラインと同じく2004～2017年である。

性を生み、賃金版フィリップス曲線のフラット化の一因となったとの結論は、下方硬直性の計測方法に対して頑健である<sup>21</sup>。

### 3.4 二つのメカニズムに関する分析結果

#### 過去の賃金調整不足に起因するメカニズムの検証

次に、名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生む背景として、実際に、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムが働いていたかを検証する。具体的には、理論分析が予想するように、下方硬直性の度合いが強い労働者の中で、賃金水準が潜在賃金より高い労働者ほど、2010年代の労働需給回復・引き締め局面での賃金上昇率が、下方硬直性の度合いが弱い労働者よりも低い傾向を有するのか推計する。推計式は以下の通りである。

$$\Delta W_{it} = c + \beta_4 X_i \text{Gap}_{it-1} 1_{\{\text{Gap}_{it-1} \geq 0\}} D_{10-17} + \gamma' \mathbf{Z}_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (15)$$

ここで、 $\text{Gap}_{it-1}$  は前年における実際の賃金の潜在賃金からの乖離率である。 $\text{Gap}_{it-1} 1_{\{\text{Gap}_{it-1} \geq 0\}}$  は、乖離率が正の時のみ非ゼロの値をとり、それ以外はゼロとなるよう変換している。 $D_{10-17}$  は、2010～2017年の期間のみ1をとるダミー変数である。 $\mu_i$  は各労働者の固定効果を捉えている<sup>22</sup>。その他の変数の定義は(14)式と同様である<sup>23</sup>。推計期間は、世界金融危機の影響に焦点を絞る観点から、2008～2017年とした。過去の賃金調整不足に起因するメカニズムが働いていれば、下方硬直性の度合いが強く ( $X_i = 1$ )、かつ賃金水準が高止まりしている ( $\text{Gap}_{it-1} \geq 0$ ) 労働者ほど、名目賃金

<sup>21</sup>なお、ベースラインの推計では、2009年以降に追加されたサンプルの下方硬直性についての情報（世界金融危機時の賃金改定情報）が把握できないため、便宜的に、これらの労働者は下方硬直性の度合いが弱い ( $X_i = 0$ ) と設定している。この点、世界金融危機後の賃金改定情報を参考に、追加サンプルの下方硬直性の度合いを算出し、ベースラインモデル（(14)式）を再推計しても結果が大きく変わらないことを補論Bにおいて確認している。

<sup>22</sup>(15)式で注目する  $X_i \text{Gap}_{it-1} 1_{\{\text{Gap}_{it-1} \geq 0\}}$  は時間変化するため、その影響が固定効果に含まれることがない。このため、本分析では各労働者の固定効果を採用した。

<sup>23</sup>コントロール変数には、(14)式で用いた変数に加えて、 $X_i D_{08-09}$ 、 $X_i \text{Gap}_{it-1}$ 、 $X_i | \text{Gap}_{it-1} | 1_{\{\text{Gap}_{it-1} < 0\}} D_{10-17}$  を加えている。これらは、ベースラインの労働者に比べて、下方硬直性の度合いが強い労働者の賃金上昇率が世界金融危機時にどれだけ抑制されていたか、また下方硬直性の度合いは強いが賃金調整不足は解消されている労働者の賃金上昇率が、どれだけ抑制されていたかをコントロールするために加えている。また、コントロール変数のうち時間変化しない要因は固定効果に含まれるため除いている。

が伸縮的な労働者と比べて、労働需給改善局面 ( $D_{10-17} = 1$ ) における賃金上昇率が低位にとどまると考えられる。したがって、 $\beta_4$  は負の値をとることが予想される。

表5は、月給に関する推計結果を示しており、 $\beta_4$  が有意に負となっている。これは、世界金融危機時の賃金調整が十分ではなく、賃金水準が高止まりしていた労働者では、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムが、2010年代の労働需給回復・引き締め局面において働いていたことを示唆している。

こうした過去の賃金調整不足に起因するメカニズムがマクロでみた賃金上昇率に与える影響は、経済全体で、下方硬直性の度合いが強かつ賃金水準が潜在賃金を上回っている労働者が各時点でどの程度存在するかに依存する。この点、図7では、下方硬直性の度合いが強い労働者と弱い労働者のそれぞれについて、各局面における実際の賃金の潜在賃金からの乖離率の分布を示している。これをみると、2008～2009年においては、下方硬直性の度合いが強い労働者の乖離率の分布は、正の方向に偏った形状となっている。これは、世界金融危機時において賃金水準が過大な労働者が、下方硬直性が強い労働者に多く偏在していたことを示しており、その後の回復局面における賃金上昇の重石となったと考えられる。一方、2013～2017年における同分布をみると、分布の偏りが解消する方向に向かったことが窺われる。このことは、世界金融危機後に労働需給の改善が続く中で、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムのマクロ的な影響が緩和傾向にあった可能性を示している。

#### 将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムの検証

最後に、名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生むもう一つのメカニズムである、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムについて検証する。分析にあたっては、理論分析が予想するように、下方硬直性の度合いが強い労働者の中で、実際の賃金水準が潜在賃金を下回る労働者の賃金上昇率が、(1) 属する業種の期待成長率が低いほど、また(2) 属する業種が直面する不確実性が高いほど、下方硬直性の度合いが弱い労働者の賃金上昇率よりも低いかなかを推計する。推計に用いた式は以下の通りである。

$$\begin{aligned} \Delta W_{it} = & c + \beta_5 X_i |Gap_{it-1}| 1_{\{Gap_{it-1} < 0\}} Y_{1t}^j + \beta_6 X_i |Gap_{it-1}| 1_{\{Gap_{it-1} < 0\}} Y_{2t}^j \\ & + \gamma' Z_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \end{aligned} \quad (16)$$

ここで、 $|Gap_{it-1}|1_{\{Gap_{it-1}<0\}}$  は、前年における実際の賃金の潜在賃金からの乖離率が負の場合にその絶対値をとり、それ以外はゼロをとる。 $Y_{1t}^j$  は業種別の期待成長率指標、 $Y_{2t}^j$  は業種別の不確実性指標である。その他の変数の定義は、(14) 式と同様である<sup>24</sup>。推計期間は、2008～2017年である。将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムが働いていれば、下方硬直性の度合いが強く ( $X_i = 1$ )、かつ賃金調整不足が存在しない ( $Gap_{it-1} < 0$ ) 労働者は、期待成長率 ( $Y_{1t}^j$ ) が低下した際に、賃金上昇率がより伸び悩むと考えられるため、 $\beta_5$  は正の値をとることが期待される。また、同労働者は、不確実性 ( $Y_{2t}^j$ ) が上昇した際には賃金上昇率がより伸び悩むと考えられるため、 $\beta_6$  は負の値をとることが予想される。

ここで、期待成長率指標と不確実性指標は次のように作成している。まず、期待成長率指標は、わが国における代表的な企業サーベイである「全国企業短期経済観測調査」(短観)の2003年3月調査から2018年12月調査の経常利益計画から、Christiano and Fitzgerald (2003)のフィルターを用いて推計した短中期(5年以下)の循環を取り除くことで算出した。各年の数値は、各年の3・6・9・12月調査のトレンドの平均である。業種は、製造業、卸売・小売業、建設業、医療・福祉業、その他非製造業の5業種である。また、不確実性指標については、TOPIX-17から5業種の株価指数を作成し、その前日比の標準偏差を用いた。

表6は、月給に関する推計結果である。 $\beta_5$ が有意に正、 $\beta_6$ が有意に負となっており、これは、期待成長率の低下、もしくは不確実性の上昇に伴い、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムが作用しやすい労働者の賃金上昇率が押し下げられるということを意味している。この点、図8で期待成長率と不確実性の指標の推移をみると、2010年代には、期待成長率指標が伸び悩む局面、および不確実性指標が上昇する局面がみられている<sup>25</sup>。このような局面を中心に、2010年代の労働需給改善局面では、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムにより賃金上昇が

<sup>24</sup>コントロール変数には(14)式で用いた変数に加えて、 $X_i D_{08-09}$ 、 $X_i Gap_{it-1}$ 、 $X_i Gap_{it-1} 1_{\{Gap_{it-1} \geq 0\}} Y_{1t}^j$ 、 $X_i Gap_{it-1} 1_{\{Gap_{it-1} \geq 0\}} Y_{2t}^j$ 、 $Gap_{it-1} Y_{1t}^j$ 、 $Gap_{it-1} Y_{2t}^j$ を用いている。これらは、ベースラインの労働者に比べて、下方硬直性の度合いが強い労働者の賃金上昇率が世界金融危機時にどれだけ抑制されていたか、また下方硬直性の度合い強く賃金調整不足が解消されていない労働者の賃金上昇率が、各指標の影響でどれだけ抑制されていたかに加え、各指標が乖離率に応じて賃金上昇率に与えた影響をコントロールするために加えている。また、各労働者の固定効果を使用しているため、各労働者の時間変化しない要因はコントロール変数から除いている。

<sup>25</sup>図8(参考)で示されるように、期待成長率と不確実性に関する代替的な指標をみても、同様の傾向がみられる。



抑制された労働者が存在したことが示唆される。

将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムのマクロ的な影響については、図7でみたように同時期に賃金水準が過大な労働者の割合が低下してきた一方、賃金水準が過少な労働者の割合が上昇してきたことから、相対的に強まってきた可能性がある。このように、企業が過去の長期にわたる低成長の経験も踏まえ、先行きに自信が持てない環境にあることから、正社員の長期雇用を優先して目先の賃金引き上げを抑制したとの見方には、実証的な根拠が存在するといえる。

## 4 結語

賃金版フィリップス曲線のフラット化を巡っては、多様な論点が提示されているが、名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生むこととの関連性が中銀関係者などから指摘されてきた。本稿では、長期雇用という慣行を有する日本の正社員を念頭に置き、名目賃金の下方硬直性が上方硬直性を生み出し、賃金版フィリップス曲線のフラット化に寄与したのか、理論・実証両面から検討した。

長期雇用を前提とした理論モデルを用いた分析によれば、名目賃金の下方硬直性は、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムと将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムの二つを通じて上方硬直性を生み、賃金版フィリップス曲線のフラット化に寄与することが分かった。期待成長率の低下や不確実性の増大などは、将来の賃金引き下げリスクを高めるため、上方硬直性を強めるように作用する。

実際、日本の個別労働者のパネルデータを用いた実証分析を行ったところ、正社員のうち名目賃金の下方硬直性の度合いが強い労働者の緩慢な月給の動きが、2010年から2017年にかけてのマクロでみた正社員の月給上昇率を、年平均でみて0.4%ポイント程度（下方硬直性の識別に関する不確実性を考慮すると、0.2~0.6%ポイント程度）押し下げていることが判明した。また、この背後には、過去の賃金調整不足に起因するメカニズムと、将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムの双方が作用したことが確認された。とくに労働需給の引き締まりが顕著になった2010年代後半は、後者の影響が相対的に強まっていたことも示唆された。

最後に今後の研究課題を二点挙げたい。一点目は賃金設定とマクロ経済環境の関係について一段と踏み込んだ分析を行うことである。例えば、理論面では、賃

金と物価の相互連関や金融政策などについて分析を拡張する余地がある。また、実証面では、高齢化などによる日本の労働市場の趨勢的な変化や自然失業率の変動をより明示的に取り扱うことが望ましい。二点目に、本稿の実証分析で得られた結論や含意は2010年代のわが国労働市場の分析によるものである。新型コロナウイルス感染症の流行というショックに直面した2020年代の労働市場においてどのような雇用・賃金動向が生じるのか、データの蓄積を経ての研究が必要である。例えば、新型コロナウイルス感染症の流行は、本稿が着目したマクロ的な労働需要の変動を通じた影響のみならず、潜在的な産業や地域間の労働力の再配分圧力を通じて、労働者間で不均一な賃金調整をもたらす可能性がある<sup>26</sup>。こうしたショックに対する様々な労働政策の影響についても、所期の効果のみならず長期的な視点から把握することが今後重要となるであろう。これらの点の検証は、データの蓄積と将来の研究を俟ちたい。

---

<sup>26</sup>2020年4月時点の米国企業に対するサーベイを分析した Barrero et al. (2020) は、感染症の流行によって大幅な雇用削減の必要が生じ得る一方、新たな需要に対する雇用創出も起こることが企業から予想されており、労働市場の大規模な再配分につながるだろうと論じている。また、日本のデータを用いた分析として、Kikuchi et al. (2020) は、新型コロナウイルス感染症が労働者に与える影響は業種や雇用形態等によって大きく異なると指摘している。

## 参考文献

- Acemoglu, D., Restrepo, P., 2018. The race between man and machine: Implications of technology for growth, factor shares, and employment. *American Economic Review* 108, 1488–1542.
- Akerlof, G.A., Dickens, W.T., Perry, G.L., 1996. The macroeconomics of low inflation. *Brookings Papers on Economic Activity* 1996, 1, 1–76.
- Barattieri, A., Basu, S., Gottschalk, P., 2014. Some evidence on the importance of sticky wages. *American Economic Journal: Macroeconomics* 6, 70–101.
- Barrero, J.M., Bloom, N., Davis, S.J., 2020. COVID-19 is also a reallocation shock. NBER Working Paper No. 27137.
- Benigno, P., Ricci, L.A., 2011. The inflation-output trade-off with downward wage rigidities. *American Economic Review* 101, 1436–1466.
- Bewley, T.F., 1999. *Why Wages Don't Fall during a Recession*. Harvard University Press.
- Born, B., D'Ascanio, F., Müller, G.J., Pfeifer, J., 2019. The worst of both worlds: Fiscal policy and fixed exchange rates. CEPR Discussion Paper 14073.
- Branten, E., Lamo, A., Rõõm, T., 2018. Nominal wage rigidity in the EU countries before and after the Great Recession: Evidence from the WDN Surveys. ECB Working Paper No. 2159.
- Christiano, L.J., Fitzgerald, T.J., 2003. The band pass filter. *International Economic Review* 44, 435–465.
- Daly, M.C., Hobijn, B., 2014. Downward nominal wage rigidities bend the Phillips curve. *Journal of Money, Credit and Banking* 46, 51–93.
- Dickens, W.T., Goette, L., Groshen, E.L., Holden, S., Messina, J., Schweitzer, M.E., Turunen, J., Ward, M.E., 2007. How wages change: Micro evidence from the

- International Wage Flexibility Project. *Journal of Economic Perspectives* 21, 195–214.
- Elsby, M.W.L., 2009. Evaluating the economic significance of downward nominal wage rigidity. *Journal of Monetary Economics* 56, 154–169.
- Elsby, M.W.L., Hobijn, B., Şahin, A., 2015. On the importance of the participation margin for labor market fluctuations. *Journal of Monetary Economics* 72, 64–82.
- Fallick, B., Villar, D., Wascher, W., 2020. Downward nominal wage rigidity in the United States during and after the Great Recession. Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper No. 16-02R, Federal Reserve Bank of Cleveland.
- Iwasaki, Y., Muto, I., Shintani, M., 2018. Missing wage inflation? Estimating the natural rate of unemployment in a nonlinear DSGE model. IMES Discussion Paper Series No. 2018-E-8.
- Kahneman, D., Knetsch, J.L., Thaler, R., 1986. Fairness as a constraint on profit seeking: Entitlements in the market. *American Economic Review* 76, 728–741.
- Kaplan, G., Moll, B., Violante, G.L., 2018. Monetary policy according to HANK. *American Economic Review* 108, 697–743.
- Kawaguchi, D., Ohtake, F., 2007. Testing the morale theory of nominal wage rigidity. *ILR Review* 61, 59–74.
- Kikuchi, S., Kitao, S., Mikoshihira, M., 2020. Heterogeneous vulnerability to the COVID-19 crisis and implications for inequality in Japan. RIETI Discussion Paper Series 20-E-039.
- Kim, J., Ruge-Murcia, F.J., 2009. How much inflation is necessary to grease the wheels? *Journal of Monetary Economics* 56, 365–377.
- Kimura, T., Kurachi, Y., Sugo, T., 2019. Decreasing wage returns to human capital: Analysis of wage and job experience using micro data of workers. Bank of Japan Working Paper Series, No.19-E-12.

- Krueger, A.B., Cramer, J., Cho, D., 2014. Are the long-term unemployed on the margins of the labor market? *Brookings Papers on Economic Activity* Spring 2014, 229–299.
- Mincer, J.A., 1974. *Schooling, Experience, and Earnings*. NBER and Columbia University Press.
- Pischke, J.S., 2018. Wage flexibility and employment fluctuations: Evidence from the housing sector. *Economica* 85, 407–427.
- Solow, R.M., 1979. Another possible source of wage stickiness. *Journal of Macroeconomics* 1, 79–82.
- Vavra, J., 2014. Inflation dynamics and time-varying volatility: New evidence and an Ss interpretation. *Quarterly Journal of Economics* 129, 215–258.
- Yellen, J.L., 2014. Labor market dynamics and monetary policy. Board of Governors of the Federal Reserve System, Speech at the Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Symposium, Jackson Hole, Wyoming, August 22, 2014.
- 尾崎達哉・玄田有史 (2019)、「賃金上昇が抑制されるメカニズム」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.19-J-6.
- 川口大司 (2011)、「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」、RIETI Discussion Paper Series、11-J-026.
- 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—」、『経済研究』第 62 巻第 4 号、301～317 頁.
- 黒田祥子・山本勲 (2003)、「わが国の名目賃金は下方硬直的か? (Part I) —名目賃金変化率の分布の検証—」、『金融研究』第 22 巻第 2 号、日本銀行金融研究所、35～70 頁.
- 黒田祥子・山本勲 (2005)、「バブル崩壊以降のわが国の賃金変動：人件費および失業率の変化と名目賃金の下方硬直性の関係」、『金融研究』第 24 巻第 1 号、日本銀行金融研究所、123～155 頁.

黒田東彦 (2019)、「デフレの克服：日本の経験と挑戦」、IMF・Michel Camdessus  
Central Banking Lecture における講演、2019年7月22日。

玄田有史編 (2017)、『人手不足なのになぜ賃金が上がらないのか』、慶應義塾大学出版会。

日本銀行 (2017)、「経済・物価情勢の展望 (2017年7月)」。

日本銀行 (2018)、「経済・物価情勢の展望 (2018年7月)」。

樋口美雄編 (2005)、『日本の家計行動のダイナミズム I 慶應義塾家計パネル調査の  
特性と居住・就業・賃金分析』、慶應義塾大学出版会。

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』第50巻第5号、1～14頁。

山本勲・黒田祥子 (2016)、「過去の賃下げ経験は賃金の伸縮性を高めるのか：企業  
パネルデータを用いた検証」、RIETI Discussion Paper Series、16-J-063。

## 補論 A 潜在賃金の推計

潜在賃金の推計にあたっては、勤続年数等の労働者の属性から潜在賃金を推計するミンサー型賃金関数（Mincer 1974）をベースに、業種・マクロレベルの要因も考慮する。推計された潜在賃金は、中長期的に賃金調整が進捗するもとの、各労働者の属性等によって規定される平均的な賃金水準と解釈することができる<sup>27</sup>。推計式は以下の通り与えられる。

$$\ln W_{it} = c + \gamma' \mathbf{Z}_{it} + \alpha Y_t + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (17)$$

ここで、 $\ln W_{it}$  は賃金水準の自然対数値である。 $\mathbf{Z}_{it}$  は各労働者が属する業種・地域に関する情報を含む変数のベクトルである。具体的には、勤続年数、勤続年数の2乗、年齢階層ダミー、役職ダミー、組合加入ダミー、企業規模ダミー、職種ダミー、業種ダミー、業種別労働生産性、地域別 CPI を各労働者の属性として考慮している<sup>28</sup>。これらの変数や定式化は、基本的に、川口（2011）等の先行研究を参考にしたものである。また、 $Y_t$  は失業率であり、マクロの労働需給が賃金に与える影響を捉えている。 $\mu_i$  は各労働者の固定効果である。推計期間は、2003～2017年である。

補論表 1 は、推計結果である。勤続年数は1次の項は正、2次の項は負となっており、川口（2011）や Kimura et al. (2019) といった日本におけるミンサー型賃金関数に関する先行研究と整合的である。また、失業率（逆符号）の計数は有意に正となっており、マクロの労働需給も賃金形成に有意な影響を持つことが分かった。

---

<sup>27</sup>潜在賃金の推計から名目賃金の下方硬直性の影響を除くためには、下方硬直性の度合いが弱い労働者にサンプルを限定して推計を行うことも考えられる。ただし、その場合、推計のサンプルから除いた労働者については固定効果を把握することができないため、下方硬直性の度合いが強い労働者の潜在賃金を推計することができない。このため本稿では、下方硬直性の度合いが強い労働者を含めたサンプルで推計を行った。もっとも、下方硬直性の度合いが弱い労働者のみにサンプルを限定した場合でも、推計された係数は概ね同様であった。

<sup>28</sup>業種別労働生産性以外の変数の定義は、本文脚注 17 と同様である。業種別労働生産性は、「国民経済計算」の経済活動別実質国内総生産を、総労働投入量（「毎月勤労統計調査」の総労働時間×「労働力調査」の雇用者数）で除して計算している。なお、業種の区分けは業種ダミーと同様である。

## 補論 B 2009年以降の追加サンプルの扱い方に関する頑健性の確認

慶應パネルは、サンプルの脱落を補うためなどの理由から、2007・2009・2012年にコーホートが追加されている<sup>29</sup>。このうち、2009年以降に追加されたサンプルについては、世界金融危機時（2008年および2009年）における賃金変化の情報を把握することができない。この点、本稿のベースラインの分析においては、簡便的に、2009年以降の追加サンプルは一律、下方硬直性の度合いが弱い（下方硬直性ダミーが0）と分類している。もっとも、このような追加サンプルの扱い方が、推計結果に影響を与えている可能性は否定できない。

そこで、頑健性の確認として、2009年以降の追加サンプルについて、利用可能な賃金情報から下方硬直性の度合いを算出し、3.3節の前半と同様の推計を行った。具体的には、2008年以前から存在していたサンプルについては、ベースラインの推計で用いた「世界金融危機時の賃金引き下げ経験の有無に基づく下方硬直性ダミー」を用いる一方、2009年以降に追加されたサンプルについては、代替的な基準の一つとして用いた「過去3年間の賃金引き下げ経験の有無に基づく下方硬直性ダミー」の期間平均値を下方硬直性の指標として定義した<sup>30</sup>。

補論表2は、推計結果である。 $\beta_2$  および  $\beta_3$  はいずれも、3.3節の前半の推計と同様の値をとっており、また有意に負となっている。この結果は、本稿のベースラインの推計が2009年以降の追加サンプルの扱い方に関しても頑健であることを示唆している。

---

<sup>29</sup>2009年のサンプル追加は、(旧)「慶應義塾家計パネル調査(KHPS)」と、2009年から実施されている(旧)「日本家計パネル調査(JHPS)」の統合に伴うものである。

<sup>30</sup>こうした算出方法は、「過去3年間の賃金引き下げ経験の有無に基づく下方硬直性ダミー」の平均値が、「世界金融危機時の賃金引き下げ経験の有無に基づく下方硬直性ダミー」に対する有効な代理指標であることを前提としている。実際、2008年以前から存在していたサンプルについて両変数の相関係数をみると、0.4程度とはっきり正に相関しており、代理指標としての有効性があると考えられる。



表1: カリブレートしたパラメータ

シンボル	パラメータ	値
$\beta$	割引率	0.950
$b$	ベースラインの労働強度	$\exp(1)$
$c$	下方硬直性の度合い	1.000
$\alpha$	収穫逓減の度合い	0.660
$\delta$	超過労働時間プレミアム	0.250
$\tilde{H}/H^{ss}$	基準労働時間	1.000
$\underline{H}/H^{ss}$	労働時間の下限	0.850
$\bar{H}/H^{ss}$	労働時間の上限	1.300
$\pi$	インフレ率	0.020
$g$	トレンド成長率	0.000
$\rho^{agg}$	経済全体の生産性の粘着性	0.700
$\sigma^{agg}$	経済全体の生産性ショックの標準偏差	0.015
$\rho^{id}$	個別労働者の生産性の粘着性	0.700
$\sigma^{id}$	個別労働者の生産性ショックの標準偏差	0.150
$\gamma$	個別労働者に生産性ショックが生じない確率	0.500

## 表 2 - 1 : 主な属性の分布

### (1) 慶應パネルの分析対象サンプル (月給労働者、2003~2017年)

変数	各選択肢の割合 (%)					観測数	個人数
	男性	女性					
男女比率	68.0	32.0				40,856	8,423
最終学歴	中学校	高校	短大・高専	大学	大学院	37,334	7,628
	2.1	43.7	15.5	35.1	3.5		
地域	北海道地方	東北地方	関東地方	中部地方	近畿地方	40,856	8,423
	4.2	6.7	33.5	19.2	16.9		
	中国地方	四国地方	九州地方				
	5.9	3.1	10.5				
業種	建設業	製造業	卸売・小売業	医療・福祉業	その他非製造業	40,856	8,423
	7.6	21.4	12.2	12.2	46.5		
企業規模	1~29人	30~99人	100~499人	500人以上	官公庁	40,423	8,345
	21.9	16.6	22.0	30.5	8.9		

### (2) 就業構造基本調査 (正規の職員・従業員、2007・2012・2017年の平均)

変数	各選択肢の割合 (%)				
	男性	女性			
男女比率	68.6	31.4			
最終学歴	中学校以下	高校	短大・高専・ 専門	大学	大学院
	5.3	38.2	20.1	32.6	3.9
地域	北海道地方	東北地方	関東地方	中部地方	近畿地方
	3.9	7.1	35.4	17.9	16.5
	中国地方	四国地方	九州地方		
	5.8	2.9	10.6		
業種	建設業	製造業	卸売・小売業	医療・福祉業	その他非製造業
	8.5	22.0	13.6	12.5	43.4
企業規模	1~29人	30~99人	100~499人	500人以上	官公庁など
	24.3	13.7	17.3	31.3	13.4

- (注) 1. (2) は、2007・2012・2017年における値を各年の労働者数で加重平均して算出。  
 2. (2) 「企業規模」の「官公庁など」は、官公庁以外にも、国公立大学法人、独立行政法人、国営・公営の事業所(公立の小学校・中学校・高等学校・公立の病院など)を含む。
- (出所) 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター、総務省

表 2 - 2 : 主な変数の要約統計量

変数	慶應パネルの分析対象サンプル (月給労働者、2003～2017年)						賃金構造 基本調査 (一般労働者、 2003～2017年)	
	平均	標準偏差	10パーセン タイル値	中央値	90パーセン タイル値	観測数	個人数	平均
月給 (万円)	31.8	14.8	13.7	30.0	50.0	40,004	8,234	32.9
月給 (前年比、%)	2.9	15.1	-14.3	0.0	22.5	28,442	5,800	
賞与 (万円)	80.2	75.7	0.0	61.0	197.0	39,554	8,271	87.7
賞与 (前年比、%)	4.5	47.2	-41.7	0.0	50.0	24,484	5,149	
週平均労働時間 (時間)	43.4	15.0	20.0	45.0	60.0	38,532	8,220	44.6
年齢 (歳)	43.7	9.4	30	44	51	40,856	8,423	41.4
勤続年数 (年)	14.5	10.8	2	12	31	37,836	7,854	11.9

- (注) 1. 「慶應パネルの分析対象サンプル」の月給 (万円)・賞与 (万円)・週平均労働時間 (時間) については、上下1パーセントに入らぬ値を外れ値として除外している。また、月給と賞与の前年比については、まず前述の水準でみた外れ値を除外した月給と賞与を用いて前年比を計算した後、さらにその前年比の上下1パーセントを外れ値として除外している。
2. 「賃金構造基本調査」は、2003～2017年における値を各年の労働者数で加重平均して算出。
3. 「賃金構造基本調査」の月給には、「きまって支給する現金給与額」を使用。賞与には、「年間賞与その他特別給与額」を使用。
4. 「賃金構造基本調査」の月給と賞与の前年比は、各時点の平均賃金の変化率が公表されているが、これは労働者の構成比の変化の影響を受け、慶應パネルにおける各労働者の賃金の変化率と必ずしも比較できないため、表示していない。

(出所) 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター、厚生労働省

表 3 : 下方硬直性全体の影響

説明変数	被説明変数	月給 (前年比、%)	賞与 (前年比、%)
$\beta_3$	下方硬直性ダミー ( $X_i$ ) × 2013~2017年ダミー ( $D_{13-17}$ )	-1.122*** (0.3681)	-0.147 (1.4347)
$\beta_2$	下方硬直性ダミー ( $X_i$ ) × 2010~2012年ダミー ( $D_{10-12}$ )	-1.277*** (0.3969)	-2.169 (1.4898)
$\beta_1$	下方硬直性ダミー ( $X_i$ ) × 2008~2009年ダミー ( $D_{08-09}$ )	6.176*** (0.4567)	18.88*** (1.6740)
個人数		4,740	3,984
観測数		22,038	18,795
決定係数		0.0203	0.0267

- (注) 1. \*\*\*は、1%水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。なお標準誤差は、同一労働者でクラスター化して計算している。
2. 表の変数のほか、業種×年ダミー、勤続年数、年齢階層ダミー、役職ダミー、組合加入ダミー、企業規模ダミー、性別ダミー、学歴ダミー、地域ダミー、職種ダミー、地域別CPI、前年の労働時間（月給に関する推計のみ）をコントロールしている。また各労働者の変量効果を考慮している。
3. 推計期間は、2004~2017年。

表 4 : 下方硬直性全体の影響に関する頑健性の確認

(1) 「各時点において過去3年間賃金引き下げを経験していない労働者」  
を下方硬直性が強い労働者と分類（下方硬直性の基準を緩めた場合）

説明変数	被説明変数	月給 (前年比、%)
	代替的な下方硬直性ダミー ( $X_{it}$ ) × 労働需給改善ダミー ( $Y_t$ )	-1.687***  (0.6426)
個人数		5,220
観測数		24,397
決定係数		0.0159

(2) 「世界金融危機時における賃金上昇率が潜在賃金上昇率を上回っている労働者」  
を下方硬直性が強い労働者と分類（下方硬直性の基準を厳しくした場合）

説明変数	被説明変数	月給 (前年比、%)
	代替的な下方硬直性ダミー ( $X_i$ ) × 2013～2017年ダミー ( $D_{13-17}$ )	-1.189**  (0.4902)
	代替的な下方硬直性ダミー ( $X_i$ ) × 2010～2012年ダミー ( $D_{10-12}$ )	-1.260***  (0.4686)
	代替的な下方硬直性ダミー ( $X_i$ ) × 2008～2009年ダミー ( $D_{08-09}$ )	7.759***  (0.5626)
個人数		4,740
観測数		22,038
決定係数		0.0199

- (注) 1. \*\*\*, \*\*は、それぞれ1、5%水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。なお標準誤差は、同一労働者でクラスター化して計算している。
2. (1) は表の変数のほか、業種×年ダミー、勤続年数、年齢階層ダミー、役職ダミー、組合加入ダミー、企業規模ダミー、地域別CPI、前年の労働時間、下方硬直性ダミーをコントロールしている。また、各労働者の固定効果を考慮している。
3. (2) は表の変数のほか、業種×年ダミー、勤続年数、年齢階層ダミー、役職ダミー、組合加入ダミー、企業規模ダミー、性別ダミー、学歴ダミー、地域ダミー、職種ダミー、地域別CPI、前年の労働時間をコントロールしている。また、各労働者の変量効果を考慮している。
4. (1) (2) とともに推計期間は、2004～2017年。

表5：過去の賃金調整不足に起因するメカニズム

説明変数	被説明変数	月給 (前年比、%)
$\beta_4$	下方硬直性ダミー( $X_i$ ) × 潜在賃金からの正の乖離率(前年、 $Gap_{it-1}1_{\{Gap_{it-1} \geq 0\}}$ ) × 労働需給改善(2010~2017年)ダミー( $D_{10-17}$ )	-0.379***  (0.0892)
個人数		4,400
観測数		19,307
決定係数		0.0327

- (注) 1. \*\*\*は、1%水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。なお標準誤差は、同一労働者でクラスター化して計算している。
2. 「潜在賃金からの正の乖離率」は、前年における実際の賃金の潜在賃金からの乖離率であり、乖離率が正の時のみ非ゼロの値をとり、それ以外はゼロとなるよう変換している。
3. 表の変数のほか、業種×年ダミー、勤続年数、年齢階層ダミー、役職ダミー、組合加入ダミー、企業規模ダミー、地域別CPI、前年の労働時間、下方硬直性ダミー×2008~2009年ダミー、下方硬直性ダミー×潜在賃金からの乖離率(前年)、下方硬直性ダミー×潜在賃金からの負の乖離率(前年絶対値)×労働需給改善ダミーをコントロールしている。また、各労働者の固定効果を考慮している。
4. 推計期間は、2008~2017年。

表 6 : 将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズム

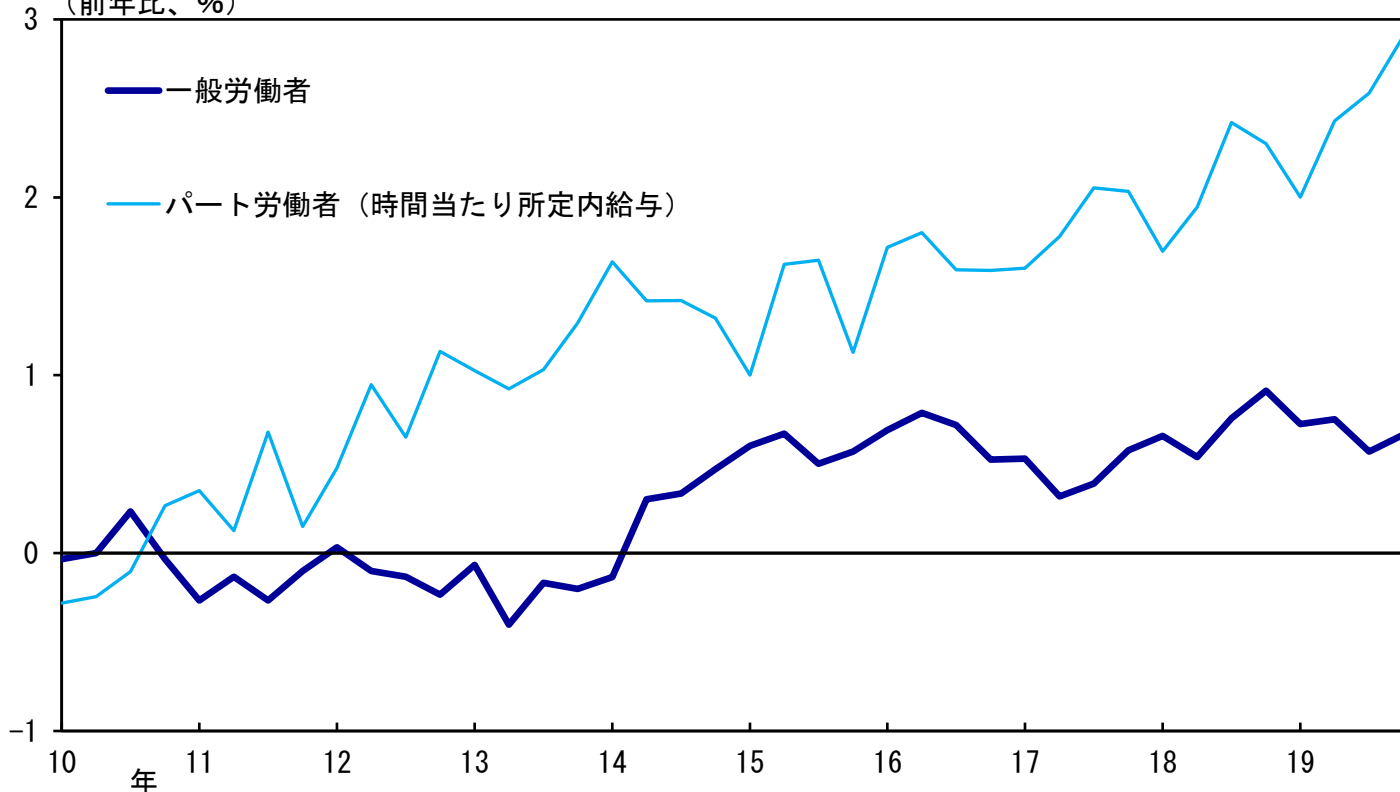
説明変数	被説明変数	月給 (前年比、%)
$\beta_5$	下方硬直性ダミー ( $X_i$ ) × 潜在賃金からの負の乖離率 (前年、絶対値、 $ Gap_{it-1} 1_{\{Gap_{it-1}<0\}}$ ) × 業種別の期待成長率指標 ( $Y_{1t}^j$ )	0.0186*  (0.0100)
$\beta_6$	下方硬直性ダミー ( $X_i$ ) × 潜在賃金からの負の乖離率 (前年、絶対値、 $ Gap_{it-1} 1_{\{Gap_{it-1}<0\}}$ ) × 業種別の不確実性指標 ( $Y_{2t}^j$ )	-0.662***  (0.0555)
個人数		4,400
観測数		19,307
決定係数		0.270

- (注) 1. \*\*\*, \*は、それぞれ1、10%水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。なお標準誤差は、同一労働者でクラスター化して計算している。
2. 「潜在賃金からの負の乖離率」は、前年における実際の賃金の潜在賃金からの乖離率であり、乖離率が負の時のみ、その絶対値をとり、それ以外はゼロとなるよう変換している。
3. 表の変数のほか、業種×年ダミー、勤続年数、年齢階層ダミー、役職ダミー、組合加入ダミー、企業規模ダミー、地域別CPI、前年の労働時間、下方硬直性ダミー×2008～2009年ダミー、下方硬直性ダミー×潜在賃金からの乖離率(前年)、下方硬直性ダミー×潜在賃金からの正の乖離率(前年)×各指標、潜在賃金からの乖離率(前年)×各指標をコントロールしている。また、各労働者の固定効果を考慮している。
4. 推計期間は、2008～2017年。

# 図1：賃金版フィリップス曲線のフラット化

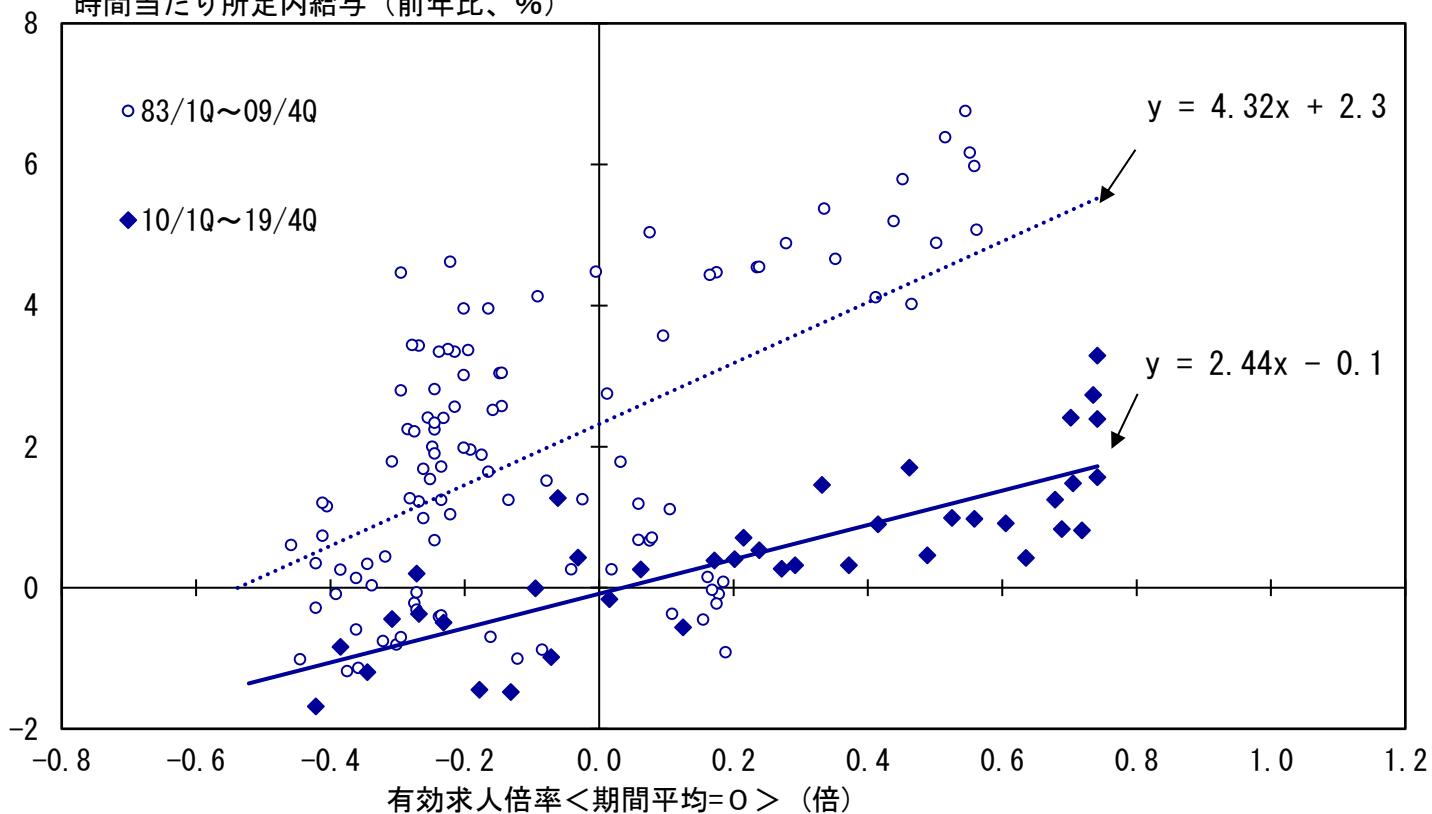
## (1) 正社員の所定内給与の伸び悩み

(前年比、%)



## (2) 賃金版フィリップス曲線

時間当たり所定内給与 (前年比、%)



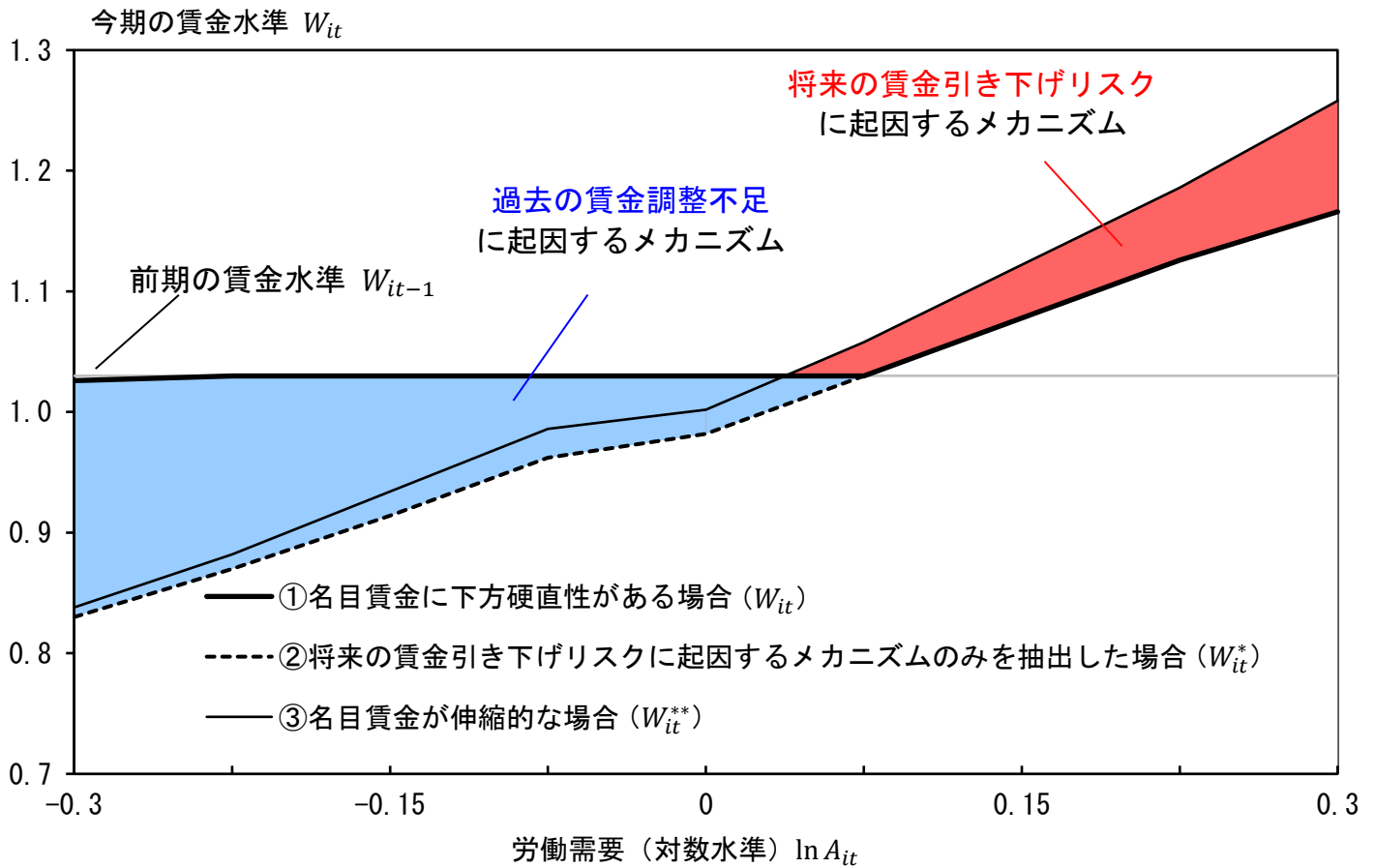
- (注) 1. 所定内給与の各四半期は、1Q：3～5月、2Q：6～8月、3Q：9～11月、4Q：12～2月。  
 2. 所定内給与の2013/1Q～2019/1Qは、東京都の「500人以上規模の事業所」を復元した抽出調査系列、2019/2Q以降は、全数調査した本系列。2016/1Q以降は、共通事業所ベース。1990/4Q以前は、事業所規模30人以上。

(出所) 厚生労働省



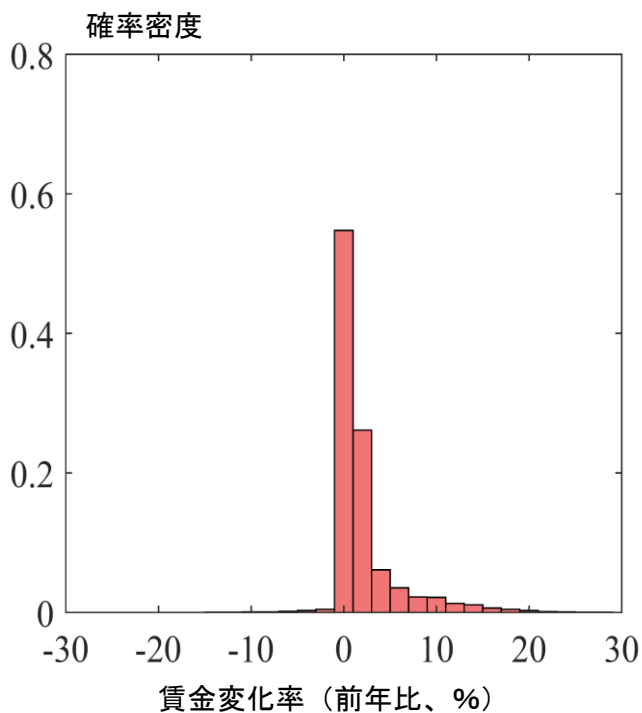
図 2 : 理論モデルにおける個別労働者の賃金関数と賃金変化率の分布

(1) 個別労働者の賃金関数



(2) 賃金変化率の分布

① 名目賃金が下方硬直的な場合



② 名目賃金が伸縮的な場合

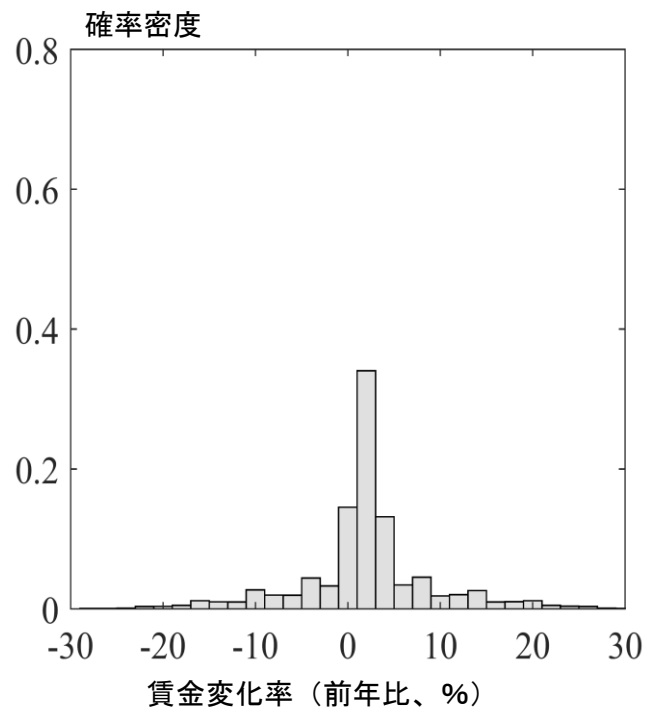
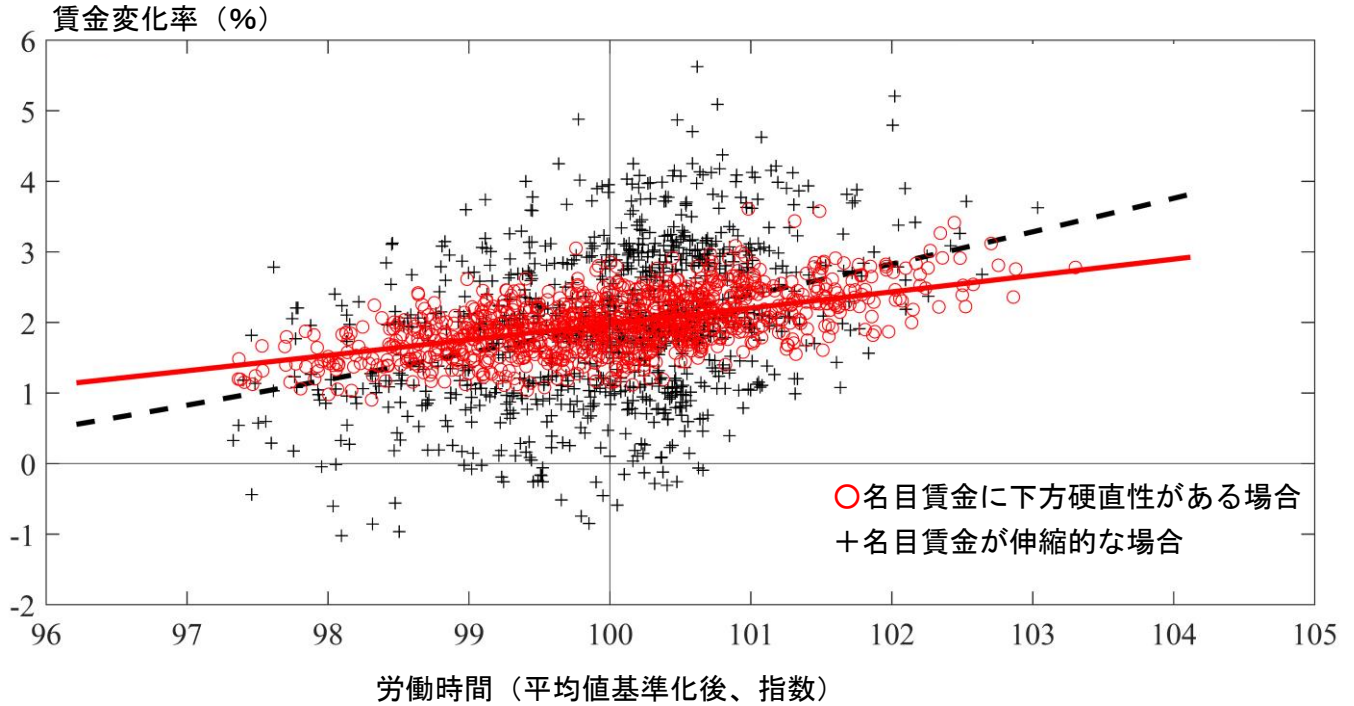
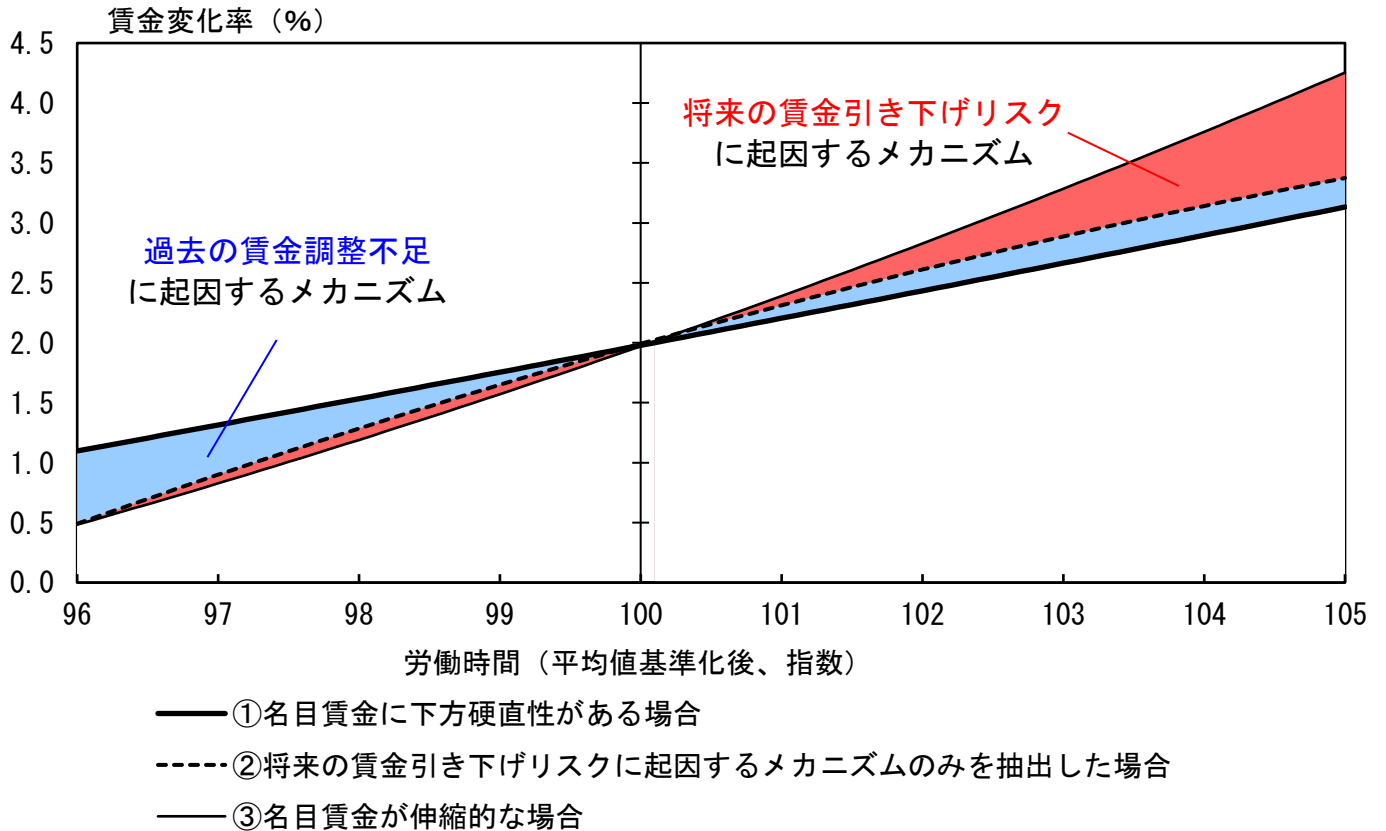


図3：理論モデルにおける賃金版フィリップス曲線

(1) 賃金版フィリップス曲線のシミュレーション結果



(2) メカニズムの分解



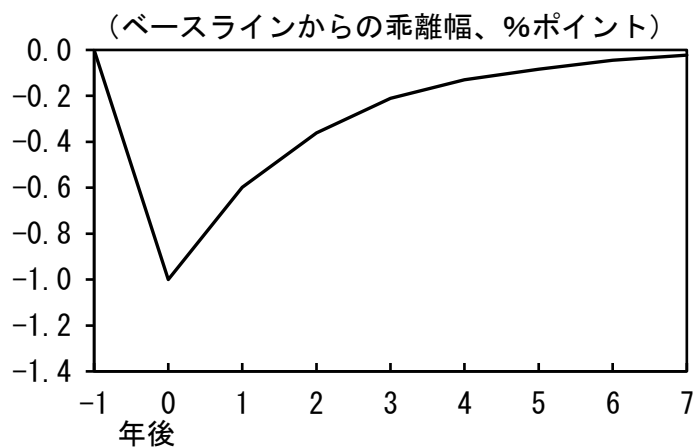
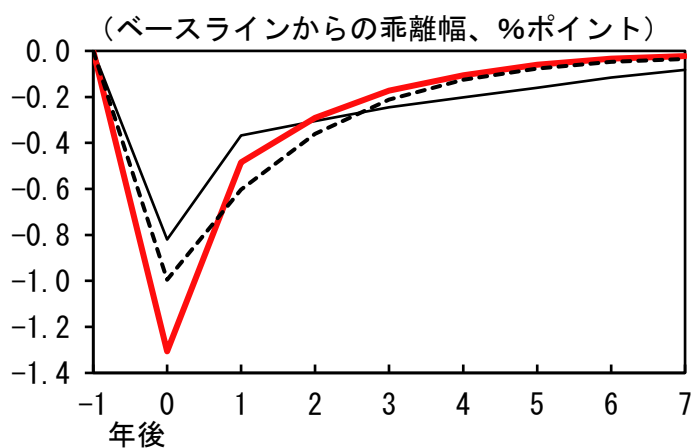
- (注) 1. (1) では1,000期間分のシミュレーション結果の散布図を示している。  
2. (1) (2) の曲線はシミュレーション結果の2次の回帰曲線を示す。  
3. 「名目賃金に下方硬直性がある場合」は下方硬直性の度合いを  $c=1$  と設定した場合、「名目賃金が伸縮的な場合」は同  $c=0$  と設定した場合である。

## 図4：理論モデルにおける一般化インパルス応答関数

### (1) 期待成長率1%ポイント低下ショックに対する賃金上昇率の反応

#### ① 賃金上昇率

#### ② 期待成長率



—— ①名目賃金に下方硬直性がある場合

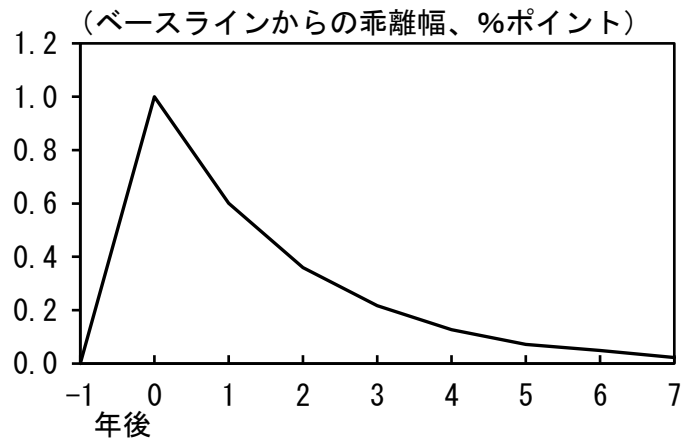
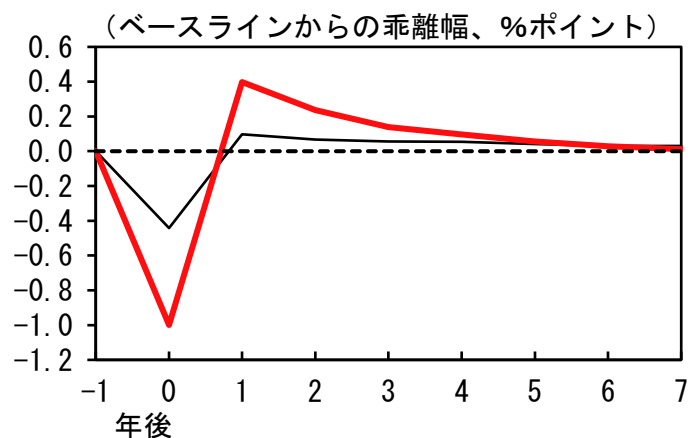
—— ②将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムのみを抽出した場合

----- ③名目賃金が伸縮的な場合

### (2) 不確実性上昇ショックに対する賃金上昇率の反応

#### ① 賃金上昇率

#### ② 不確実性 (マクロ要因)

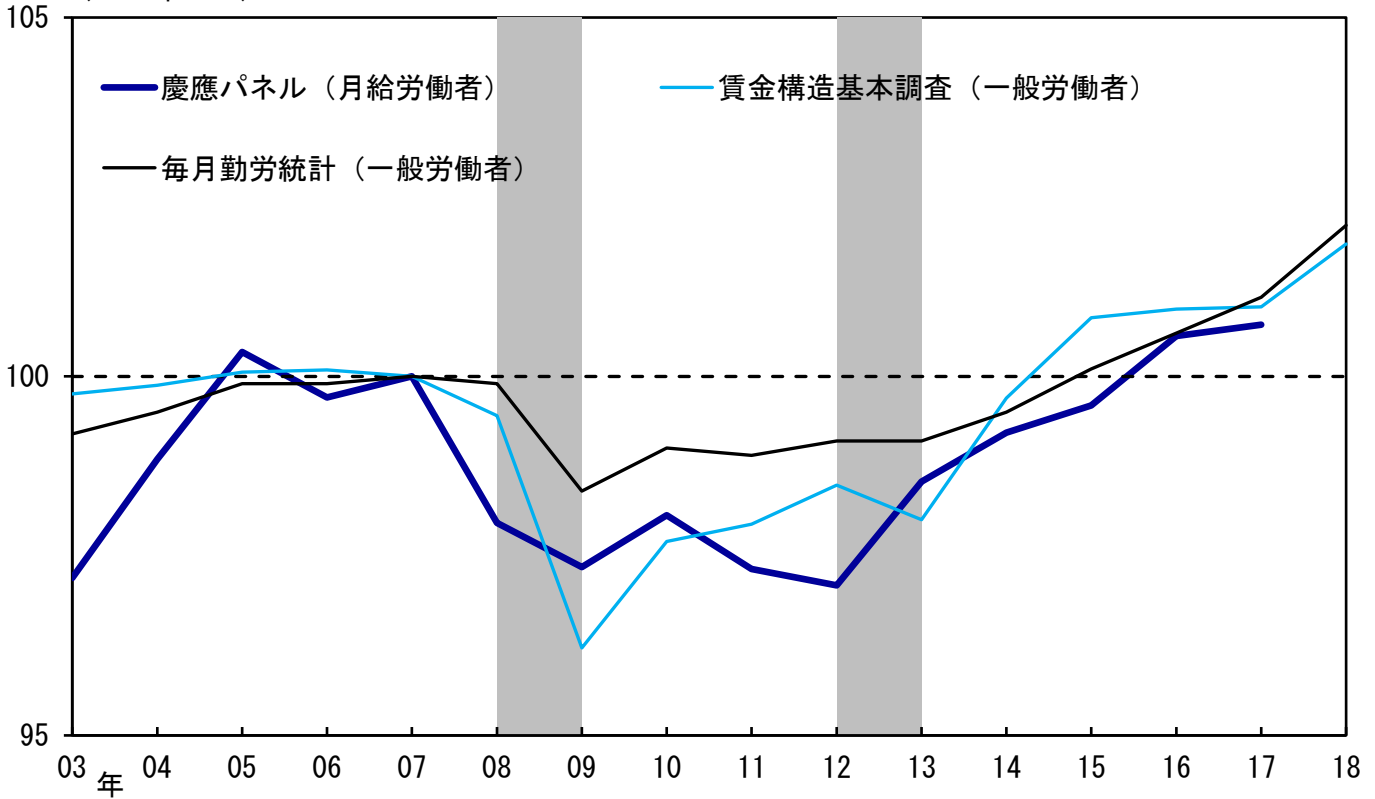


(注) (2) は、外生的な生産性変動の標準偏差のマクロ要因が1%ポイント、同個別要因が10%ポイント上昇した場合の反応を示している。これらのショックは、各パラメータのベースラインの値を2倍にするものである。ショックの詳細は本文脚注8を参照。

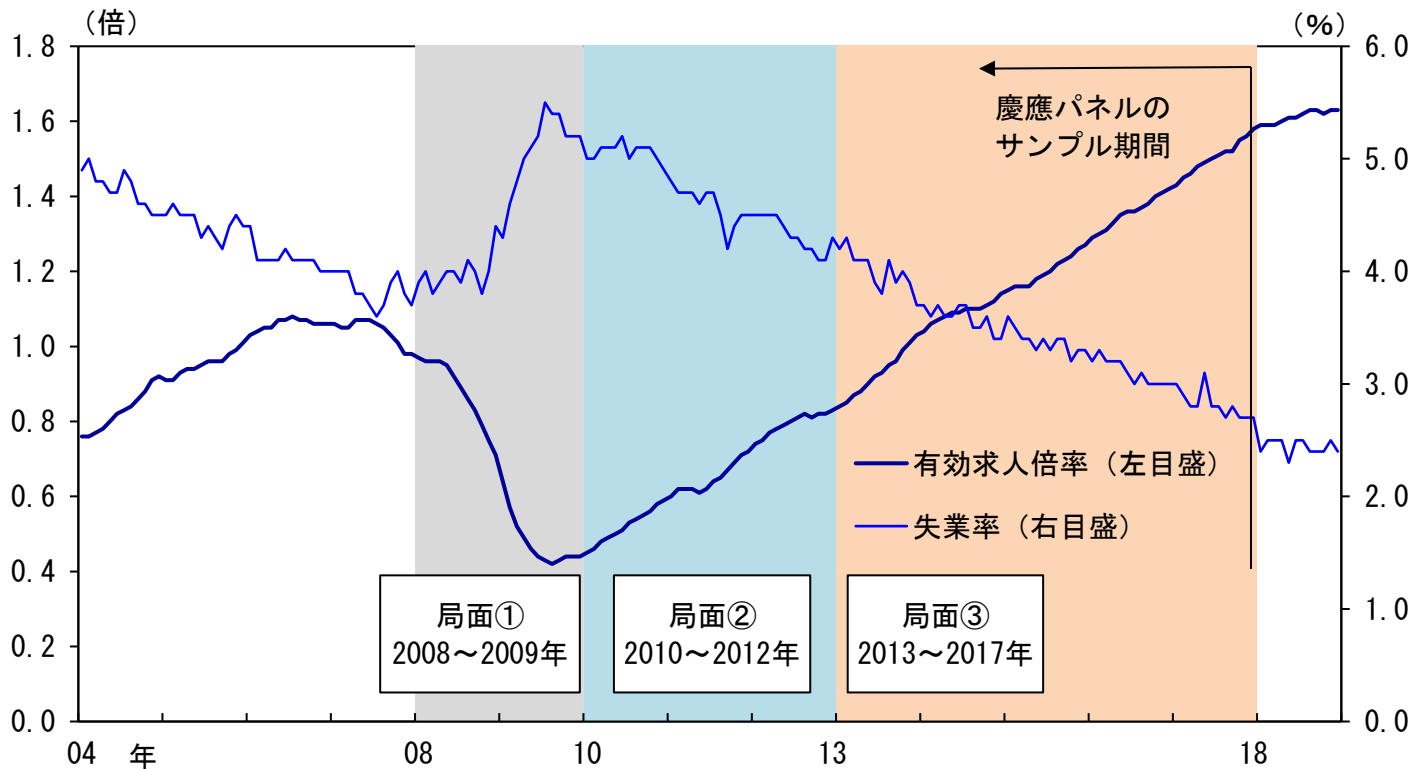
# 図5：マクロ統計との比較と 労働需給による世界金融危機以降の局面分け

## (1) 慶應パネルとマクロ統計の比較 (平均月給)

(2007年=100)



## (2) 労働需給の動向による世界金融危機以降の局面分け

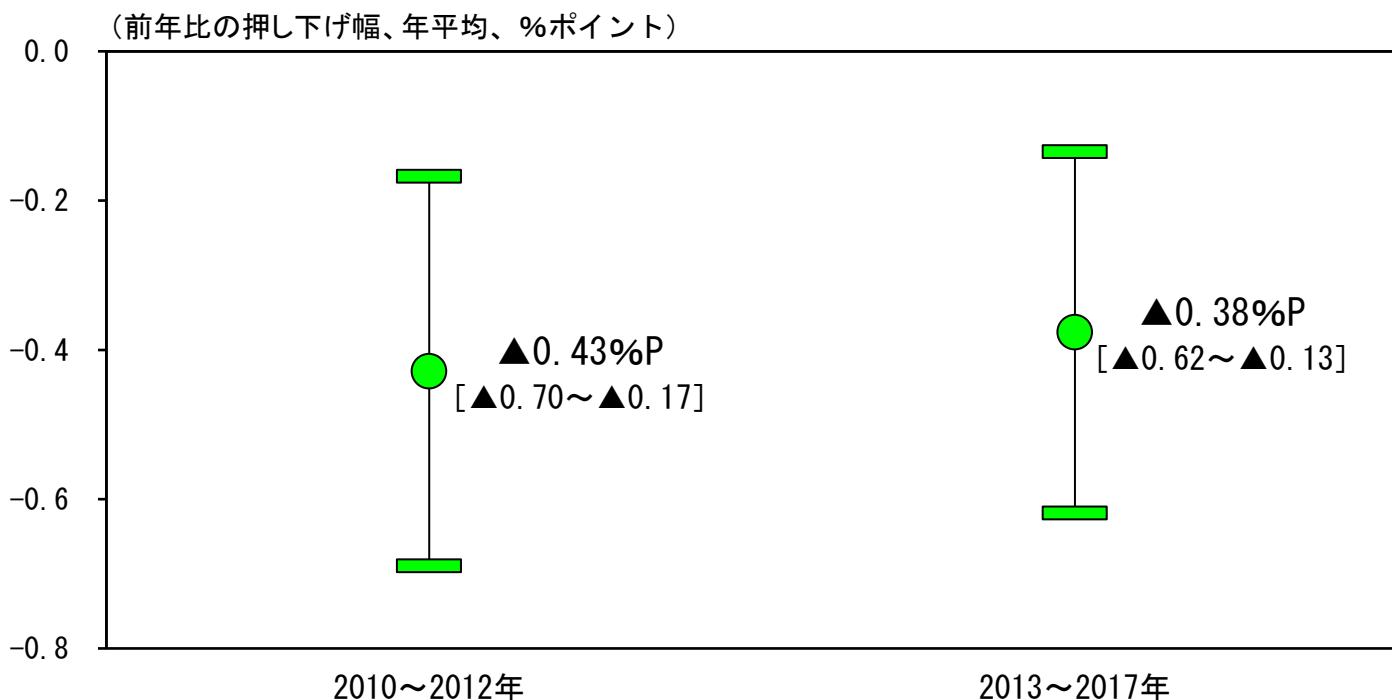


(注) (1) について、慶應パネルは月給労働者の月給の平均。賃金構造基本調査は「きまって支給する現金給与額」。毎月勤労統計調査は「きまって支給する給与」、2012年以降は東京都の「500人以上規模の事業所」を復元した抽出調査系列。(1)のシャドーは景気後退期。

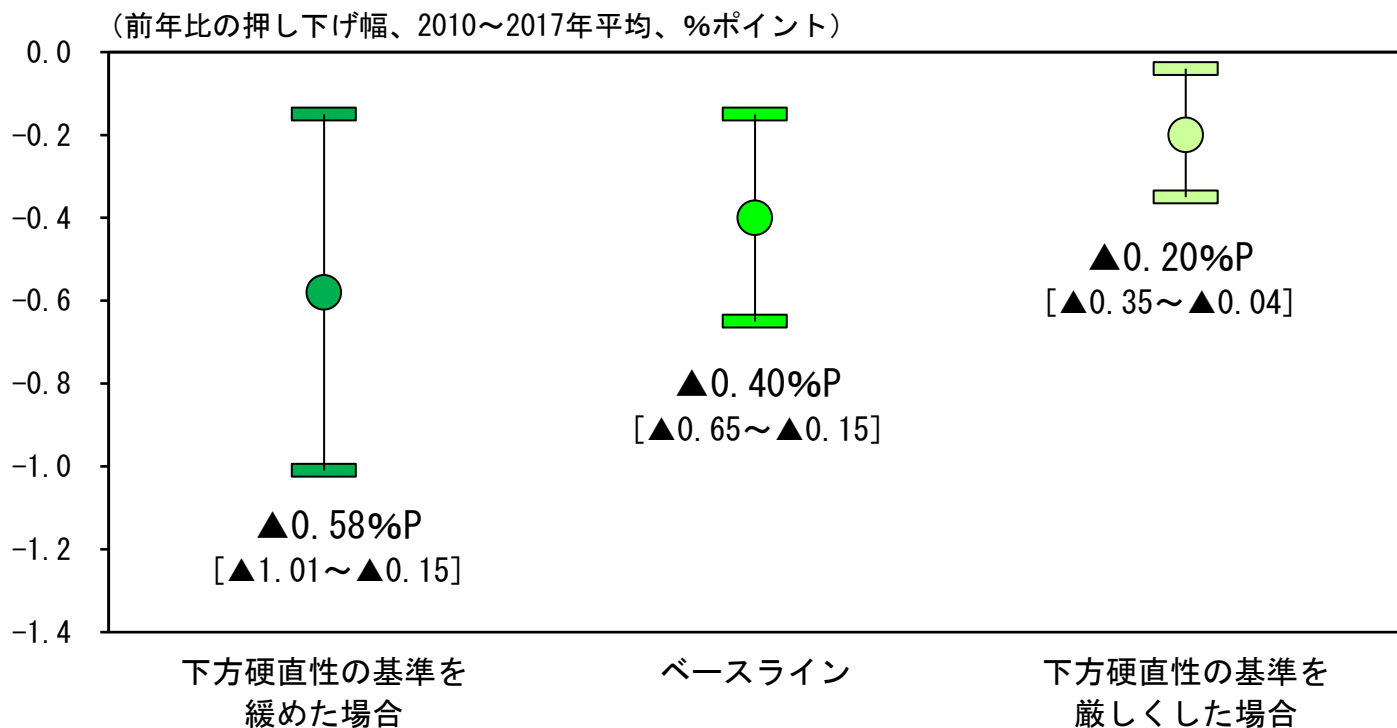
(出所) 慶應義塾大学パネルデータ設計・解析センター、厚生労働省、総務省

図6：下方硬直性がマクロでみた月給上昇率に及ぼす影響

(1) マクロでみた月給上昇率への影響



(2) マクロでみた月給上昇率への影響に関する頑健性の確認

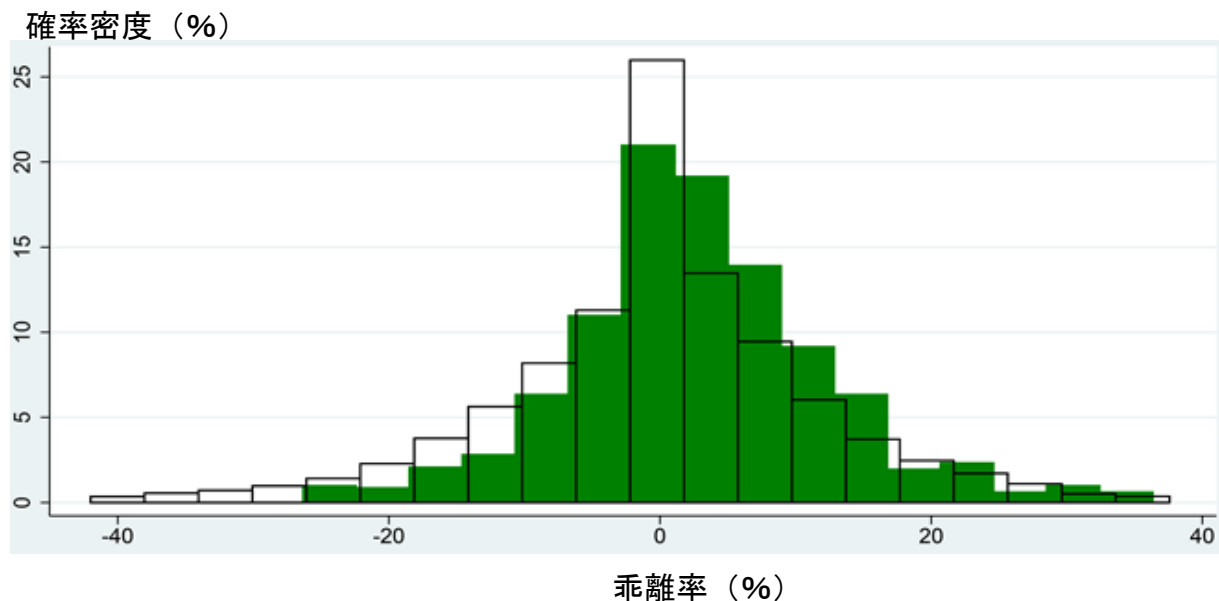


- (注) 1. (1) のマクロでみた月給上昇率への影響=表3の推計結果の係数×2008年および2009年の回答者に占める「下方硬直性の度合いが強い労働者」の割合。  
 2. (2) のマクロでみた月給上昇率への影響=推計結果の係数×サンプルに占める「下方硬直性の度合いが強い労働者」の割合。ただし、「ベースライン」と「厳しくした場合」は、2008年および2009年の回答者に占める割合、「緩めた場合」は各年における割合を使用。  
 3. 2010~2017年平均は、2010~2012年における影響と2013~2017年における影響の加重平均。  
 4. バーは95%信頼区間。

## 図7： 実際の賃金の潜在賃金からの乖離率（月給）の分布

(1) 2008～2009年

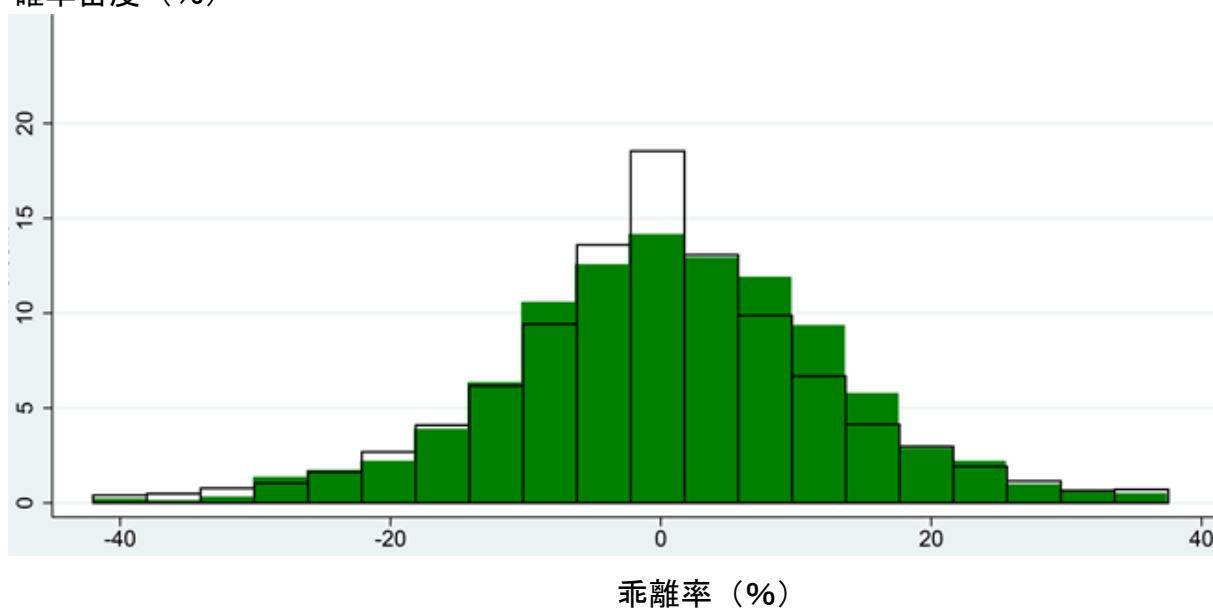
< 緑： 下方硬直性の度合いが強い労働者、 白： 下方硬直性の度合いが弱い労働者 >



2008～2009年	下方硬直性が強い労働者 (緑)	下方硬直性が弱い労働者 (白)
平均	2.7	-0.1
歪度	0.3	-0.2

(2) 2013～2017年

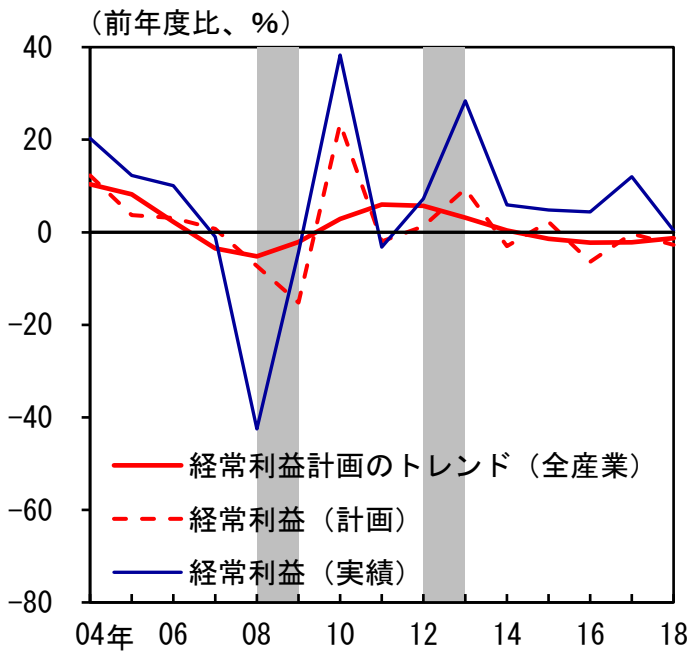
確率密度 (%)



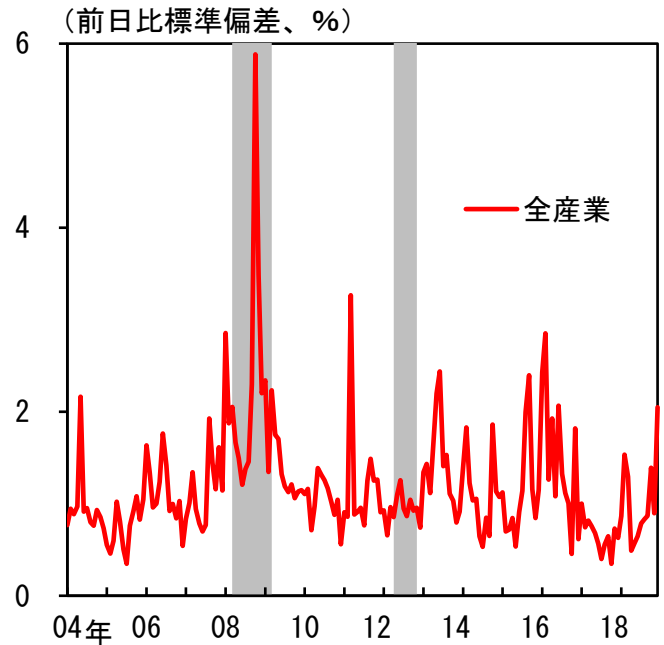
2013～2017年	下方硬直性が強い労働者 (緑)	下方硬直性が弱い労働者 (白)
平均	0.8	-0.1
歪度	-0.1	-0.1

図8：将来の賃金引き下げリスクに起因するメカニズムの推計に用いた指標

(1) 期待成長率指標

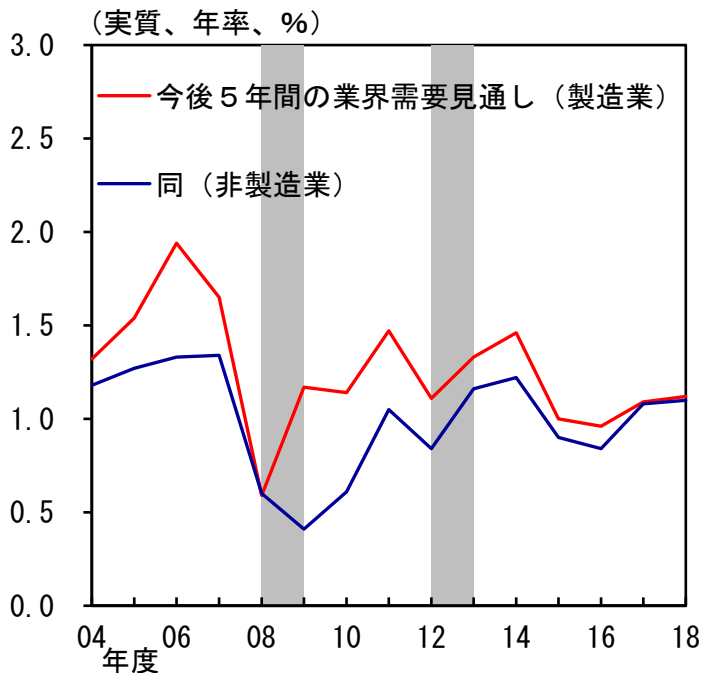


(2) 不確実性指標

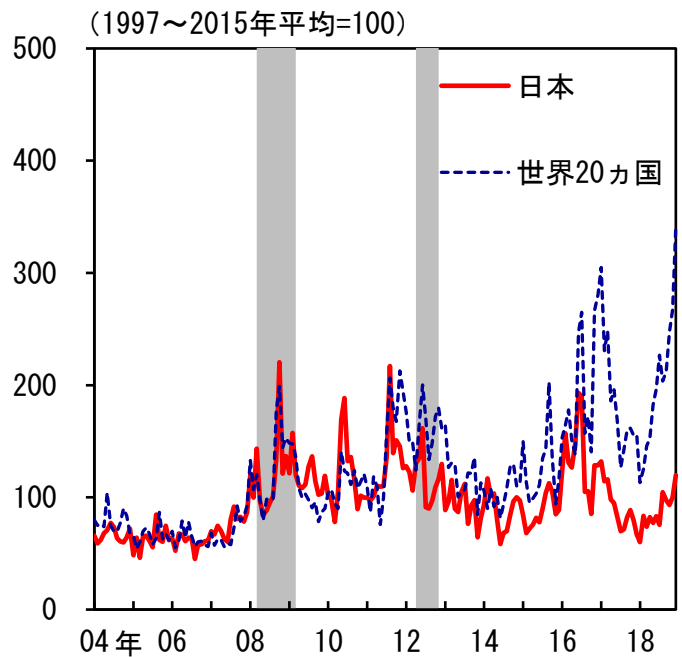


(参考) 代替的な指標

(1) 企業行動に関するアンケート調査



(2) 政策不確実性指数



- (注) 1. (1) の経常利益計画のトレンドは、「全国企業短期経済観測調査」の2003年3月調査～2018年12月調査の経常利益計画から、Christiano and Fitzgerald(2003) のフィルターを用いて推計した短中期(5年以下)の循環を取り除くことで算出した。各年の数値は、各年の3・6・9・12月調査のトレンドの平均である。推計には、製造業、卸売・小売業、建設業、医療・福祉業、その他非製造業の5業種を用いた。
2. (2) は、TOPIX-17 における、上記業種の株価指数の前日比の標準偏差。
3. (参考) (2) は、20か国の指数を購買力平価レート基準のGDPウェイトにより加重平均して算出。
4. シャドーは景気後退期。

(出所) 内閣府、日本銀行、Bloomberg、Economic Uncertainty Index

補論表 1 : 潜在賃金の推計結果

説明変数	被説明変数	月給 (自然対数値)
失業率 (符号反転、 $Y_t$ )		0.0199*** (0.0028)
勤続年数		0.0179*** (0.0014)
勤続年数の2乗		-0.000235*** (0.0000)
年齢階層ダミー (ベース=24歳以下)	25~29 歳	0.0816*** (0.0161)
	30~34 歳	0.146*** (0.0202)
	35~39 歳	0.191*** (0.0222)
	40~44 歳	0.227*** (0.0243)
	45~49 歳	0.254*** (0.0263)
	50~54 歳	0.255*** (0.0282)
	55~59 歳	0.228*** (0.0305)
役職ダミー (1=有)		0.0415*** (0.0042)
組合加入ダミー (1=加入)		0.0117** (0.0059)
企業規模ダミー (ベース=1~29人)	30~99 人	0.00865 (0.0083)
	100~499 人	0.0166 (0.0103)
	500 人以上	0.0235** (0.0120)
	官公庁	0.0159 (0.0119)
職種ダミー (ベース=その他)	サービス職従事者	-0.0401*** (0.0100)
	管理的職種	0.0236*** (0.0072)
	専門的・技術的職業	-0.00784 (0.0087)
	事務従事者	-0.0186*** (0.0069)
	販売従事者	-0.0248*** (0.0086)
	農林漁業・採掘作業	-0.0185 (0.0590)
業種ダミー (ベース=製造業)	卸売・小売業	-0.0140 (0.0194)
	建設業	0.0295 (0.0286)
	医療・福祉業	-0.0004 (0.0304)
	その他非製造業	-0.0116 (0.0163)
業種別労働生産性		-0.00009 (0.0003)
地域別CPI		-0.0013 (0.0011)
個人数		7,294
観測数		34,073
決定係数		0.305

- (注) 1. \*\*\*, \*\*は、それぞれ 1、5%水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。なお標準誤差は、同一労働者でクラスター化して計算している。  
 2. 表の変数のほか、各労働者の固定効果を考慮している。  
 3. 推計期間は、2003~2017年。



補論表 2 : 2009年以降の追加サンプルの扱い方に関する  
頑健性の確認

説明変数	被説明変数	月給 (前年比、%)
$\beta_3$	下方硬直性指標 ( $X_i$ ) × 2013~2017年ダミー ( $D_{13-17}$ )	-1.075*** (0.3614)
$\beta_2$	下方硬直性指標 ( $X_i$ ) × 2010~2012年ダミー ( $D_{10-12}$ )	-1.346*** (0.3960)
$\beta_1$	下方硬直性指標 ( $X_i$ ) × 2008~2009年ダミー ( $D_{08-09}$ )	6.176*** (0.4568)
個人数		4,740
観測数		22,038
決定係数		0.0203

- (注) 1. \*\*\*は、1%水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差。なお標準誤差は、同一労働者でクラスター化して計算している。
2. 表の変数のほか、業種×年ダミー、勤続年数、年齢階層ダミー、役職ダミー、組合加入ダミー、企業規模ダミー、性別ダミー、学歴ダミー、地域ダミー、職種ダミー、地域別CPI、前年の労働時間をコントロールしている。また各労働者の変量効果を考慮している。
3. 推計期間は、2004~2017年。
4. 2008年以前から存在していたサンプルについては、ベースラインの推計で用いた「世界金融危機時の賃金引き下げ経験の有無に基づく下方硬直性ダミー」を用いる一方、2009年以降に追加されたサンプルについては、代替的な基準の一つとして用いた「過去3年間の賃金引き下げ経験の有無に基づく下方硬直性ダミー」の期間平均値を下方硬直性の指標として定義した。