

我が国の賃金上昇：1990年代以降の動向

参事官（経済財政分析－総括担当）付 河越 壮玄 ※
参事官（経済財政分析－総括担当） 上野 有子 ※

【概要】

1. 本稿では、1990年代以降2022年までのデータを用いて、長期的な名目賃金上昇率と労働需給の動向やインフレ期待との関係について、賃金版フィリップスカーブの推計を行い、賃金変化と労働需給の関係を確認した。
2. 今回用いたデータからは、推計期間中、賃金上昇率と労働市場の需給動向の間の関係の弱まり（いわゆる賃金版フィリップスカーブのフラット化）はみられず、需給の逼迫と賃金上昇率の間には一定の関係が維持されていることが明らかになった。
3. 労働生産性の上昇は90年代以降の賃金上昇率を押し上げてきたものの、その寄与は縮小傾向にある。加えて、労働生産性上昇率と賃金上昇率の正の相関関係は、2013年前後で比較すると低下したことが示唆された。インフレ期待の代理変数である過去の物価上昇率と賃金上昇率の間には正の相関関係がみられるが、物価上昇率の低迷により寄与は相対的に限られていた。また、物価上昇率と賃金上昇率の関係は経年で弱まる傾向にあり、低インフレが長引く下でインフレ期待の変動が賃金上昇に反映されにくくなっていることがうかがえる。
4. 今後は、現下の物価上昇を反映した企業のインフレ期待の高まりなどを通じ、これまで以上に賃金上昇率が高まることが期待される。中長期的には、65歳以上人口の年齢構成の変化を背景に、高齢者の労働参加率の上昇が一服する可能性も考えられ、労働市場の需給要因と賃金上昇率の関係に変化がみられるか注目される。併せて、人的資本投資の促進や労働市場の流動化促進を通じた労働生産性の上昇が賃金上昇につながっていくことが期待される。

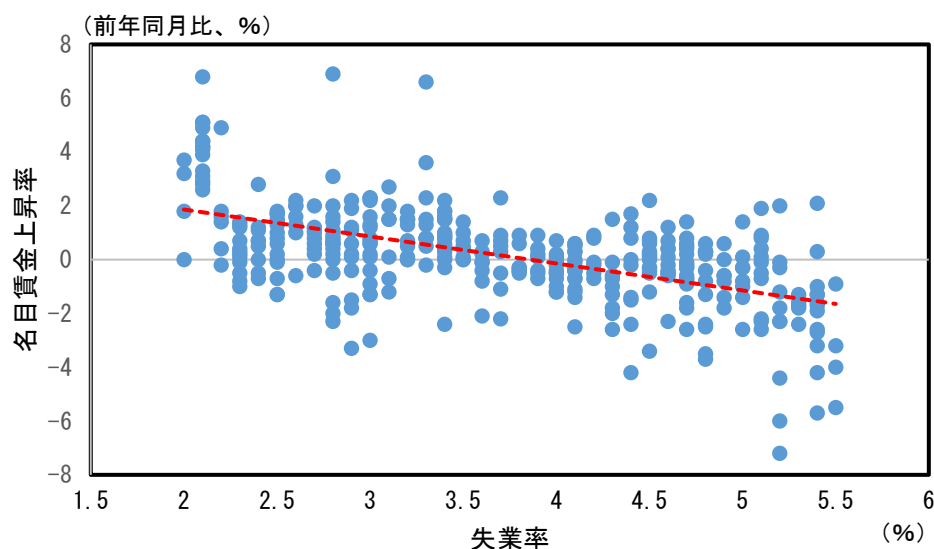
※本稿の作成過程で、統括官の村山裕氏、審議官の松多秀一氏、堤雅彦氏、参事官補佐の鈴木源一朗氏から有益な助言及びコメントを頂いた（肩書は2023年4月現在）。記して感謝したい。ただし、あり得べき誤りはすべて執筆者に属する。なお、本稿の内容や意見は執筆者個人のものであり、必ずしも内閣府の見解を示すものではない。

1. 問題意識

主要先進国におけるコロナ禍以降の回復局面の労働市場を見ると、失業率が持続的に低下し歴史的な低水準にあり、我が国でも同様の傾向がみられるなど、おしなべて逼迫した状況にある。他方、2021年に顕著となった世界的な供給制約下における需要回復などを背景に、インフレ率に急激な高まりがみられている。こうした環境の下、賃金と物価の動向への関心が高まっている。

一般的には、失業率が十分低い時は、労働市場で超過需要が発生していることから、賃金の上昇率が高まる一方、失業率が高い時は超過供給があると考えられ、賃金の上昇率は抑制される。このため、横軸に失業率、縦軸に名目賃金上昇率を取ると、賃金版フィリップスカーブとよばれる右下がりの関係が観察される（図1）。加えて、賃金上昇率には物価上昇率も反映されることが多いと考えられる。IMF（2022）では、こうした関係が当てはまるかどうか検証を行い、コロナ禍直後の賃金動向は賃金版フィリップスカーブとは整合しないものの、それ以降の動向はインフレ期待の高まりや労働市場の引締まりと整合的であることを指摘している。

図1 名目賃金上昇率と失業率の関係（賃金版フィリップスカーブ）



（備考）厚生労働省「毎月勤労統計調査」、総務省「労働力調査」により作成。名目賃金上昇率は現金給与総額の前年同月比、失業率は男女計の季節調整値。期間は1991年1月～2022年12月。

こうした賃金と物価に関する問題意識は、欧米諸国などで2021年頃からみられた消費者物価上昇率の急激な高まりと高水準での持続に加え、賃金上昇圧力の高まりから、賃金と物価のスパイラル的な上昇への懸念を背景としていられる。

我が国の消費者物価上昇率も歴史的な高水準となり、いわゆる春闘の賃上げ率は93年以来の高水準となるなど、欧米諸国と共通した構図がみられる。しかしながら我が国では、2000年前後を境とした労働市場構造の変化を契機に、従前から賃金上

昇率と労働市場の需給動向の間に明示的な関係が見られなくなったとの指摘もある (Hoshi and Kashyap, 2020)。両者の関係の弱まりの背景には、例えば女性や高齢者の就業率の高まりに伴い、相対的に賃金水準が低いパートタイム等の非正規労働者比率が上昇したことや、企業が業績に応じて賃金の改定を行わない傾向（賃金の下方・上方硬直性）など、様々な労働市場の構造変化が挙げられている（玄田、2017）。

このうち、パートタイム等の非正規労働者比率の上昇は 90 年代以降顕著であったが、中井 (2017) によれば、パート比率の上昇が 93～2016 年の現金給与総額を押し下げる大きな要因となっている。また、賃金の硬直性と賃金版フィリップスカーブの傾きの関係については、平田・丸山・嶺山 (2020) が長期雇用を前提に名目賃金の下方硬直性が上方硬直性をもたらすメカニズムを議論し、2010 年代後半以降我が国の労働市場では、正社員の月給の上方硬直性が強まり、カーブのフラット化をもたらしていた可能性を指摘している。

他方、我が国の賃金版フィリップスカーブは、70 年代以降経年でフラット化が進んでいるものの、依然としてマクロの賃金動向の検証に有用な枠組みであり、またアメリカより我が国では賃金調整が行われやすいことから、勾配が大きいとの指摘もみられる (Muto and Shintani, 2020)。太田 (2017) は、82 年以降のデータを用いて賃金版フィリップスカーブを推計し、賃金上昇率の 9 割以上が賃金版フィリップスカーブの枠組みで説明できることを指摘している。

こうした議論を踏まえ、本稿では、22 年 10－12 月期までのデータを含めた我が国の賃金版フィリップスカーブの推計を行い、賃金変化と労働需給の動向を確認することとしたい。具体的には、90 年代または 2000 年代以降の日本の労働市場の需給バランスを表す主な指標とインフレ期待、及び名目賃金上昇率の関係を検証することで、21 年頃から顕著となった労働市場の逼迫の高まりやインフレ期待の上昇が、賃金上昇率に及ぼす影響に関する含意などを得ることとする。

2. 分析の枠組み

ここでは、通常の賃金版フィリップスカーブの枠組みをベース²に、名目賃金上昇率と期待インフレ率や労働市場の需給バランスとの関係を分析する。なお、名目賃金上昇率は、時給の伸びに加え、上述の労働市場の構造的な変化のうち雇用形態

2 賃金版フィリップスカーブの導出は Galí (2011) を参照。Galí のモデルでは、賃金がインフレ率に自動的に紐づけられる (automatic indexation) 決定方法が前提となっている。なお、既存研究での賃金版フィリップスカーブの推計では弱相関操作変数問題が指摘されているため、本稿では Muto and Shintani (2020) などに参考に、誘導形での OLS 推計を行う。

構成の変化による影響を調整した³、月次の現金給与総額の伸びを用いる⁴。また、既存研究を参考に、期待インフレ率は、適応的期待形成を想定した上で、推計期間が2000年代から2010年代にかけてのデフレ期を含む時期と重複することから、前月の消費者物価指数上昇率に加え、前月の同前月差の両方を用いた。

労働市場の需給バランスの代理変数としては、最も一般的な失業率及び失業率の前月差（もしくは就業率及び同前月差）を説明変数とする。これらに加え、労働市場の構造的な変化の影響を総合的にコントロールするため、労働生産性の変化⁵も説明変数に含め、月次ベースで最小二乗法による推計を行った⁶。

ここで、各説明変数について期待される符号条件を整理すると、期待インフレ率及びその加速度の各係数は、賃金上昇率がそれらと連動して変動する傾向がみられることから正、失業率及びその加速度は、上昇すれば労働市場の需給のゆるみを示唆するため負（失業率の代わりに就業率を用いれば正）、労働生産性変化率は正の符号が見込まれる。

加えて、既存研究でも指摘されているように、フィリップスカーブ（失業率）の傾きの絶対値が経年で小さくなった可能性を確認する推計も行った⁷。

3. データ

本稿での実証分析には、公的統計の時系列値を加工したデータ⁸を用いた。時給の伸びを説明対象とする場合は、92年以降、22年12月までの推計が可能である。非正規雇用比率を簡易的に調整した⁹月給ベースの伸びを説明対象とする場合は、94年以降、22年12月までの推計が可能である。また、非正規雇用比率での調整を行わない、91年以降22年10月までの期間での推計も補足的に行い、結果を比較する。

³ 具体的には、非正規雇用者比率を2002年1-3月期の水準で固定した賃金の伸びを用いた。雇用形態変化を説明変数として直接コントロールする方法も検討したが、説明変数間に強い相関がみられることや、非正規雇用者比率の上昇が賃金上昇率と需給バイアスの関係に構造的に影響を与えた可能性を考慮し、本稿では議論しないこととする。

⁴ Muto and Shintani (2020)では時給ベース、太田（2017）では月給ベースの賃金上昇率を用いている。本稿では、時給ベースの推計を基本としながら、月給ベースの推計結果も紹介する。

⁵ 労働生産性の変化は、IMF (2022)やGalí (2011)の賃金版フィリップスカーブ推計でも説明変数として用いられているが、これらの既存研究では生産性変化のトレンドをコントロールするため過去数年間のトレンドが用いられている。

⁶ 推計式の詳細は付注参照。推計式には、これらに加え、外生的ショックをコントロールするためコロナ禍ダミーを追加して推計を行った。

⁷ 本稿では、リーマンショック後を境とした労働市場の構造変化を想定し、期間を分割した推計を行った。具体的には、推計期間中の構造変化の有無を検定するQuant-Andrews Testを行うと、有意水準1%で構造変化なしの帰無仮説が棄却され、12年12月から13年1月の間で構造変化があったことが示唆されたため、13年を区切りとした。

⁸ 推計に用いた系列のうち、季節性が検出された系列は季節調整系列を用いた。

⁹ 非正規雇用比率の調整は、長期の時系列が利用できる毎月勤労統計調査のパート比率を用いて行った。

データの出所は以下の通りである。被説明変数である名目賃金上昇率には、時給ベースの推計では、厚生労働省「毎月勤労統計調査」の常用労働者5人以上事業所における、すべての就業形態の労働者の現金給与総額（時給）前年比を用いた。月給ベースの推計では、厚生労働省「毎月勤労統計調査」の常用労働者5人以上事業所における、すべての就業形態の労働者の現金給与総額（月額）指数から、非正規雇用者比率の影響を調整した系列の前年比を用いた。但し、91年以降の期間での推計では、同現金給与総額（月額）の前年比を用いた。現金給与総額指数の調整に用いた非正規雇用者比率は、1993年以降利用可能である、厚生労働省「毎月勤労統計調査」の常用労働者に占めるパートタイム労働者¹⁰の比率を用いた。

説明変数のうち、消費者物価指数前年比は、総務省「消費者物価指数」総合指数の前年同月比の後方3か月移動平均を用いた。失業率は、総務省「労働力調査」の完全失業率（男女計、季節調整値）、就業率は、総務省「労働力調査」の就業者数（男女計、15～64歳、季節調整値）を人口（男女計、15～64歳、原数値）で除した値を用いた。労働生産性変化率は、時給ベースの推計では、IMF（2022）に倣い、内閣府「四半期別GDP速報（22年10～12月期2次速報）」の国内総生産（実質季節調整系列）を、総務省「労働力調査」の就業者（季節調整値）の3か月平均と厚生労働省「毎月勤労統計」の季節調整済総実労働時間指数の積で除したものの5年平均伸び率を取ることによって求めた。月給ベースの推計は、「四半期別GDP速報（22年7～9月期2次速報）」を就業者（季節調整値）で除している。加えて、賃金上昇率の概念と整合的な民間部門の労働生産性に焦点を当てるため、国内総生産から経済活動別付加価値額のうち「公務」を除いた値を、「労働力調査」の「公務」部門以外の就業者数（季節調整値）の3か月平均と、「毎月勤労統計」の季節調整済総実労働時間指数の積で除したものの5年平均伸び率を取ることによって求めた、民間部門の労働生産性変化率と賃金上昇率の関係も確認する。

それぞれの変数の時系列の動きを概観すると、図1～7の通りである。また、図8に名目賃金の前年比を寄与度分解した結果を示すが、図6でみたように2000年代以降コロナ禍まで非正規労働者比率が高まってきたことを受けて、相対的に賃金水準が低いパート比率のマイナス寄与が続いてきたことが確認できる。

¹⁰ 総務省「労働力調査」の非正規の職員・従業員数は、2002年以降の値のみが公表されている。なお、「毎月勤労統計調査」のパートタイム労働者は、常用労働者のうち、①1日の所定労働時間が一般の労働者より短い者、②1日の所定労働時間が一般の労働者と同じで1週の所定労働日数が一般の労働者より少ない者のいずれかに該当する者を指す。

図 2-1 名目賃金水準（賃金指数（現金給与総額））

1997 年以降、低下傾向が続いていたが、2013 年頃からは緩やかな上昇傾向。パートタイム労働者比率の上昇により、水準は低下

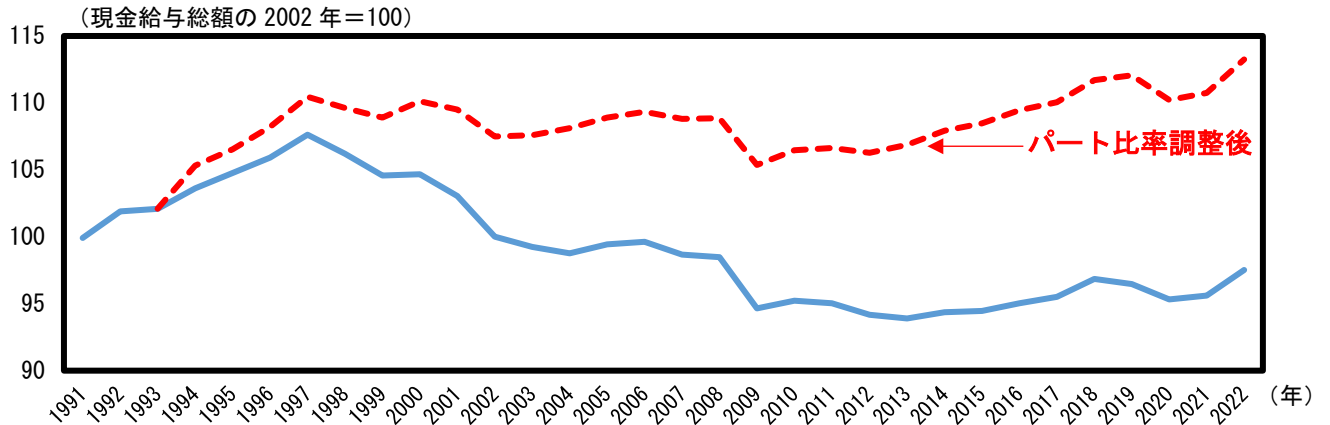


図 2-2 名目賃金伸び（賃金指数（現金給与総額）、
一人当たり、パートタイム労働者比率調整後）

パートタイム労働者比率の影響を調整しても、名目賃金上昇率に大きな違いは見られない。

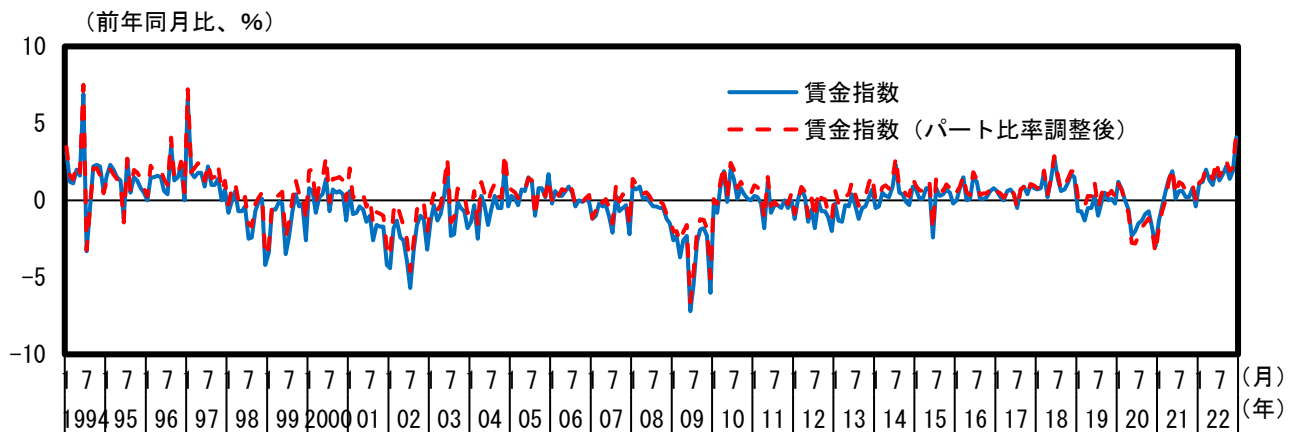


図2-3 名目賃金水準（賃金指数（現金給与総額）、時間当たり）

1997年以降、低下傾向が続いていたが、2013年頃からは上昇傾向。

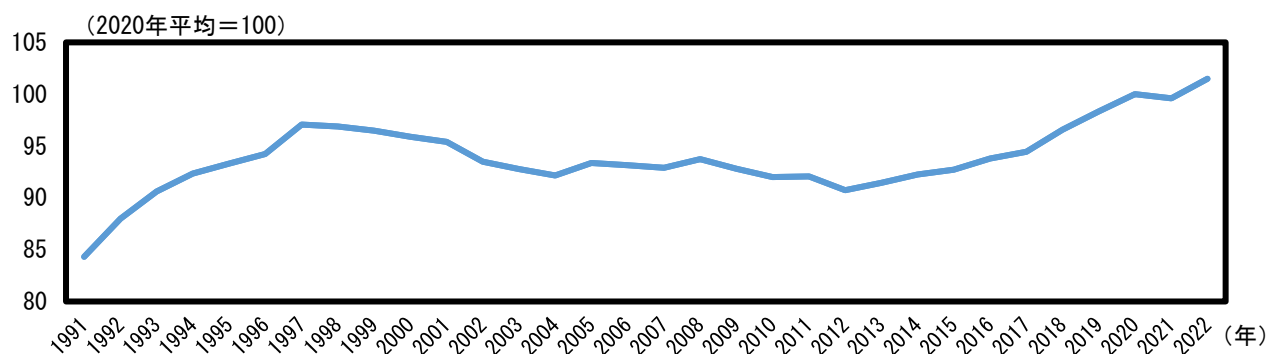


図3 消費者物価指数前年比（総合、原数値）

1990年代半ば以降、消費税率引き上げの時期を除き概ね0%近傍で推移。足下では上昇傾向。

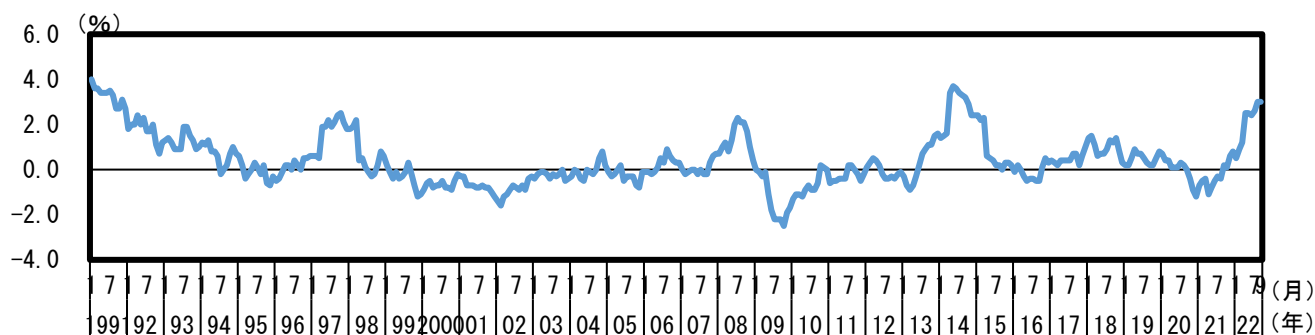


図4 失業率（季節調整系列）

1990年代後半から2000年代にかけて高い水準で推移したが、リーマンショック以降は概ね低下傾向。

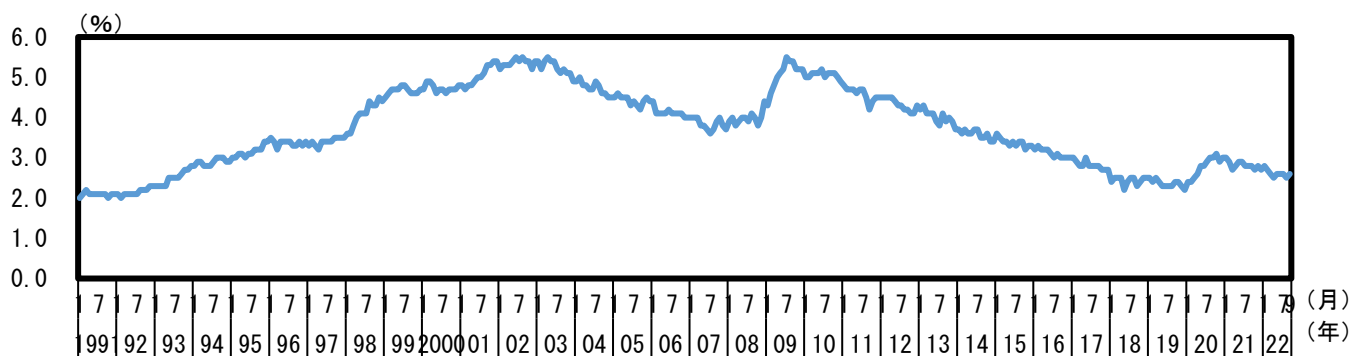


図5 就労率（季節調整系列）

1990年代以降横ばいで推移してきたが、直近10年間は上昇傾向。

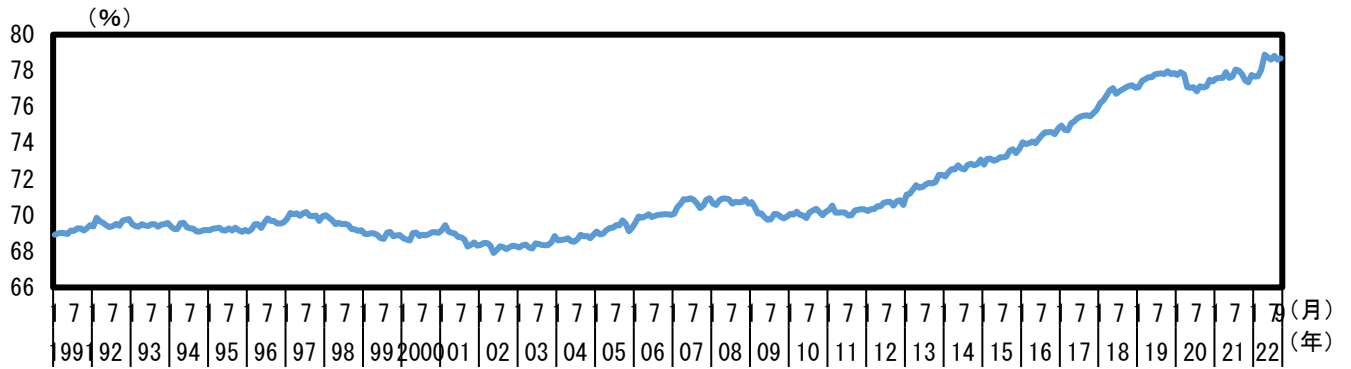


図6 非正規雇用者比率（季節調整系列）

上昇傾向が継続してきたが、コロナ禍で低下。

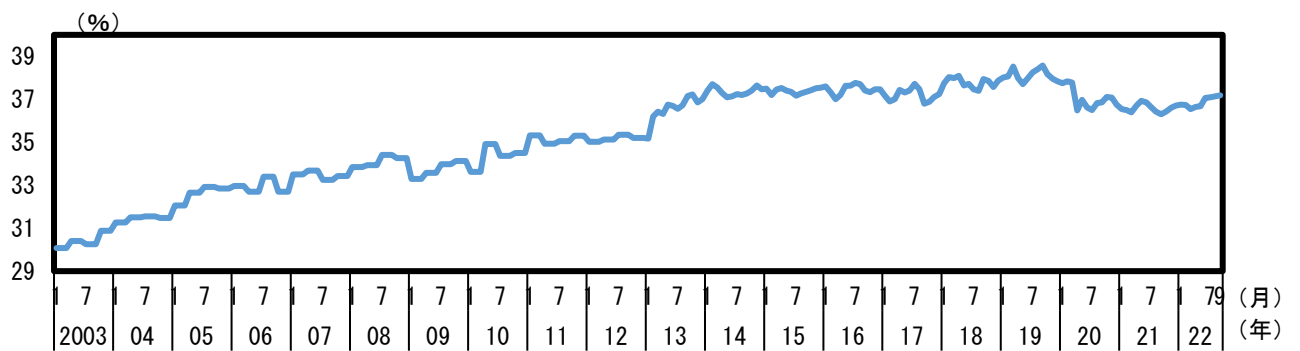
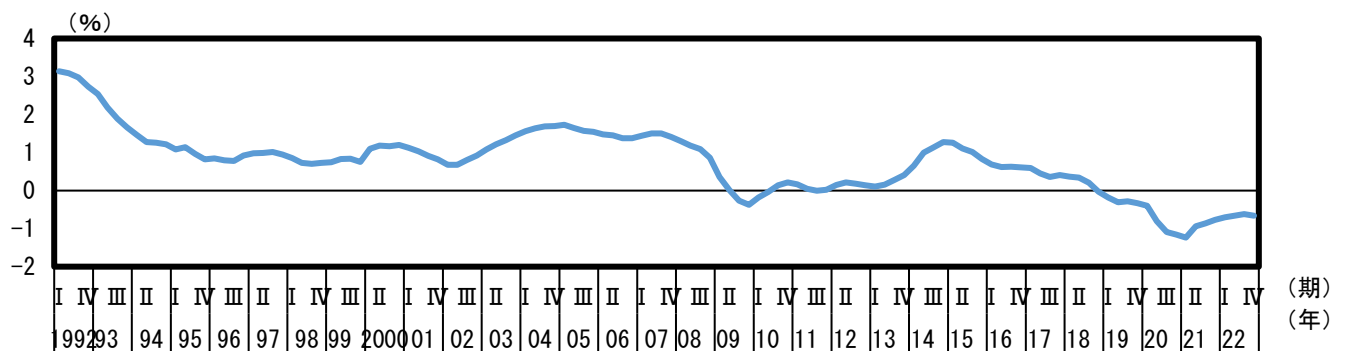
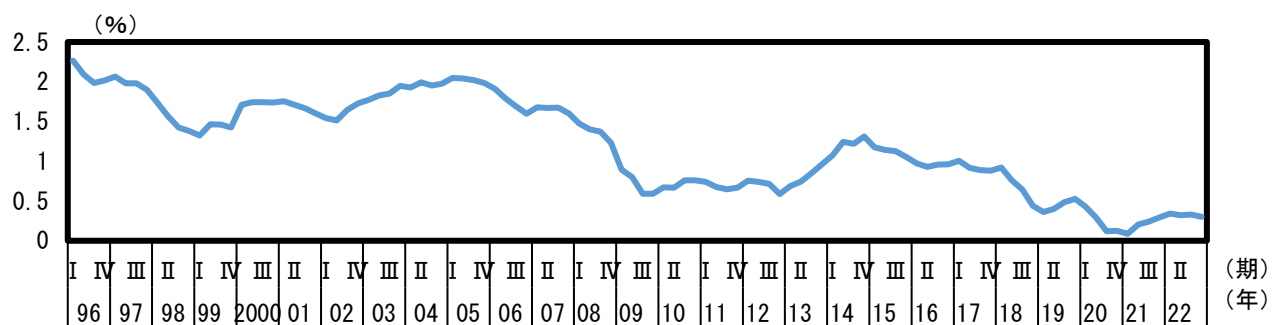


図7-1 労働生産性変化率（5年移動平均、一人当たり）

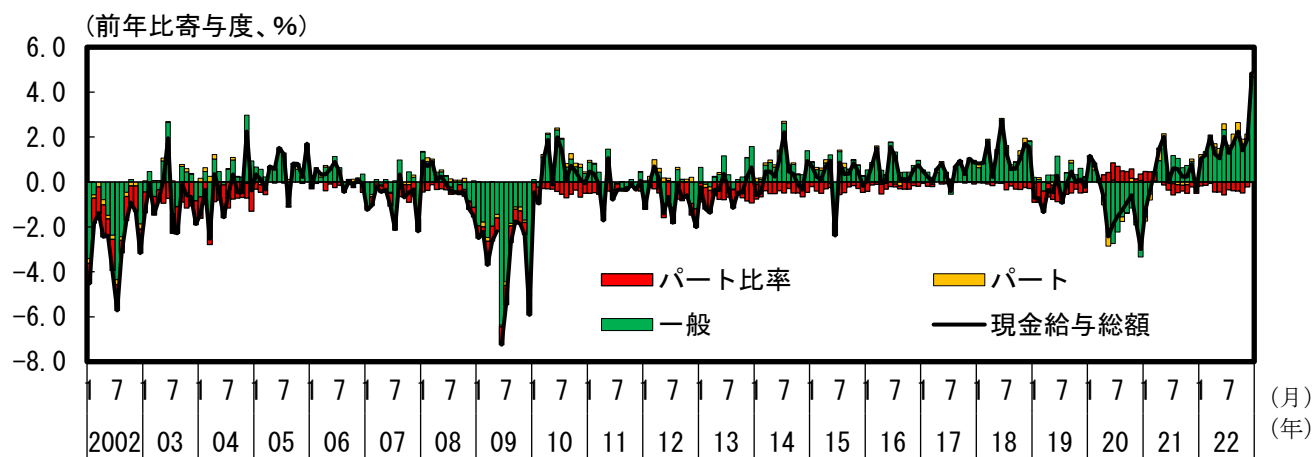
リーマンショックやコロナ禍を機に低下。足下ではマイナス。



リーマンショックやコロナ禍を機に低下。



パート比率はコロナ禍を除いてマイナス寄与。



4. 推計結果

最初に、時給の変化率を被説明変数、失業率を説明変数とした推計結果をみてみよう（表1）。1996年以降を推計対象期間としたモデル（1）から、失業率についてはマイナスに有意（係数は-1.00）の結果が得られた。消費者物価指数の上昇率（インフレ率）についてはプラスに有意（係数は0.22）である一方、その前月差はマイナス有意となった。既存研究では、例えば Muto and Shintani（2020）は、失業率の係数が-0.3から-1.0、インフレ率の係数が1.1程度との結果を示している。推計期間を82年から15年としている太田（2017）では、失業率の係数は-0.79、物価上昇率の係数は0.44との結果となっている。こうした既存研究と比べると、本稿のインフレ率の係数は小さいが、これは、既存研究が、70年代、もしくは80年代以降からデフレ期以前の期間を含むためと考えられる¹¹。

モデル（2）は、賃金版フィリップスカーブの傾きが、13年以降長期間にわたる労働市場の需給改善局面で、それ以前の時期と比較して変化¹²した可能性を確認することを目的としている。推計結果から、失業率の変化と賃金上昇率の関係には、13年前後でマイナス幅が拡大する可能性が示唆された。フィリップスカーブの傾きは、散布図でみると徐々にマイナス幅が小さくなっているが（付図3）、この背景としては労働需給と賃金上昇率の関係の変化ではなく、既存研究が指摘するように、平均時給の押下げにつながる構成要因（非正規雇用者比率の上昇）の影響もあった可能性が考えられる。

モデル（3）では、労働分配率の低下などを背景に、労働生産性の伸びと賃金上昇率の関係に構造的な変化があった可能性を確認した¹³。推計結果から、13年以降の労働生産性の係数は、それ以前の0.48から低下し、構造変化が生じていた可能性も示唆されたが、変化に関しては統計的には有意な結果にはならなかった。モデル（2）と（3）を組み合わせた（4）でも、労働生産性の係数は低下した可能性がうかがえる。

次に、失業率の変化幅を説明変数に加えたモデル（5）～（7）の結果では、変化幅の係数は統計的に有意にはならなかった。

さらに、労働市場の逼迫度を表す変数として、失業率の代わりに就業率を用いたモデル（8）～（10）の結果からは、就業率の係数は0.3から0.4程度で有意になり、インフレ率の係数は失業率を用いたモデルより大きくなった。労働生産性につ

11 賃金版フィリップスカーブのフラット化は複数の既存研究等で指摘されているが、Muto and Shintani（2020）でも時変パラメータモデルを推計した結果、70年代以降失業率の係数（絶対値）は2010年代まで持続的に小さくなり、インフレ率の係数も70年代は1を超えていたが2010年代にはゼロ近傍となったと論じている。

12 1節で述べたように、労働供給に占める女性や高齢者のウェイトが高まったことや、物価上昇率が低い期間が続くことで、名目賃金の硬直性が広がったことが背景として挙げられる。

13 労働分配率の低下は2000年代初めからみられていたことが指摘されているが、ここでは、構造変化が示唆された13年を境とした推計を行った。

いても、係数の大きさは変化するが、13 年以降に低下した可能性もうかがえる。これらに加え、民間部門に限定した労働生産性変化率を用いたモデル（11）～（18）の結果では、失業率や就業率の係数が小さくなり、インフレ率と生産性の係数については、失業率を用いたモデル（11）～（15）では有意な結果を得られなかった一方、就業率を用いるとインフレ率、生産性ともにプラス有意となった（（16）～（18））。上述の通り、推計期間が 2007 年以降と短く、当該期間中の賃金変化と生産性変化の関係が弱くなっていたことによる可能性が考えられる¹⁴。

なお、被説明変数を月給ベースの非正規比率調整済の賃金上昇率とし、説明変数のうち労働生産性変化率を一人当たりベースとした推計の結果を付表 3 に示す。時給ベースの推計結果に比べ、失業率の係数（絶対値）がやや小さくなり、インフレ率ではなくインフレ率の前月差がプラス有意となるなどの違いがみられるが、労働市場の需給と賃金上昇率の間に安定した関係がみられる点は整合的な結果となった。なお、非正規比率を調整していない賃金上昇率を用いた推計結果は付表 4 の通りである。フィリップスカーブのフラット化を示唆する含意が得られなかった表 1 や付表 3 と異なり、91 年以降の期間で推計を行った場合には失業率の係数が 13 年以降変化する結果となった。

このように、推計期間や推計モデルによってフラット化がみられたかどうかの含意が異なるため、頑健性の確認をローリングウインドウで行った。この結果、失業率の係数は 2000 年代半ばから 2010 年代半ばの期間ゼロに近づいていたものの、それ以降は再び低下し、推計期間を通じたフラット化の傾向は確認できなかった（付図 1 ①）。散布図では確認できるフラット化が推計結果では確認できない背景としては、上述の非正規比率の変化（構成要因）に加え、インフレ率の影響の変化が考えられる。加えて、月給ベースの非正規比率調整済の賃金上昇率を用いて、構成要因を調整した推計を行うと、2010 年代末以降コロナ禍の時期に時給ベースの推計と乖離した動き（付図 2）がみられる（付注 2 参照）。

モデル（1）で得られた推計結果を用いて、賃金上昇率を寄与度分解（推計期間平均からの乖離を分解）した結果が図 9 である。失業率要因の寄与は、2000 年代はリーマンショックまでの趨勢的な失業率の低下によってマイナス幅が縮小傾向にあり、リーマンショック後に再びマイナス幅が拡大した後、2010 年代以降は失業率水準の低下に伴い、賃金上昇率を期間平均より押し上げる方向に寄与している。

労働生産性要因は、2010 年代前半に期間中平均を上回ってプラス寄与となったものの、それ以降は賃金上昇率を期間平均より押し下げる方向に寄与している。インフレ率は、おおむね失業率要因と同じ方向に寄与しているものの、推計期間を通じ

¹⁴ モデル（1）～（10）のいずれも、推計期間を 2007 年以降に限定すると、失業率の係数は統計的に有意ではなくなる。

てみると、全体の変動に占める寄与は限られている。なお、民間部門の生産性上昇率と就業率を用いたモデル（16）の結果による寄与度分解でも、同様の含意が得られた（付図4）。

表 1 推計結果（推計期間：1996～2022 年）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
失業率	-1.001*** (0.137)	-1.064*** (0.152)	-1.067*** (0.144)	-1.016*** (0.154)	-1.012*** (0.137)	-1.073*** (0.153)	-1.017*** (0.154)
失業率 × 2013年以降ダミー	-	-0.077 (0.091)	-	0.153 (0.193)	-	-0.085 (0.089)	0.169 (0.194)
Δ失業率	-	-	-	-	0.083 (0.781)	0.926 (1.008)	0.871 (1.019)
Δ失業率 × 2013年以降ダミー	-	-	-	-	-	-2.586 (1.640)	-2.794* (1.610)
就業率	-	-	-	-	-	-	-
就業率 × 2013年以降ダミー	-	-	-	-	-	-	-
CP前年比	0.223** (0.102)	0.237** (0.103)	0.263** (0.104)	0.276*** (0.104)	0.221** (0.101)	0.224** (0.099)	0.268*** (0.101)
CP前年比前月差	-0.748* (0.431)	-0.749* (0.430)	-0.781* (0.428)	-0.813* (0.432)	-0.744 (0.424)	-0.672 (0.417)	-0.743 (0.419)
生産性変化率(公的含む)	0.527*** (0.196)	0.452** (0.213)	0.480** (0.196)	0.582** (0.241)	0.528*** (0.195)	0.453** (0.212)	0.593** (0.241)
生産性変化率(公的含む) × 2013年以降ダミー	-	-	-0.392 (0.245)	-0.787 (0.544)	-	-	-0.871 (0.549)
生産性変化率(民間のみ)	-	-	-	-	-	-	-
生産性変化率(民間のみ) × 2013年以降ダミー	-	-	-	-	-	-	-
定数項	3.692*** (0.443)	4.079*** (0.643)	4.064*** (0.516)	3.673*** (0.701)	3.699*** (0.445)	4.109*** (0.643)	3.657*** (0.703)
R ²	0.328	0.329	0.332	0.334	0.328	0.335	0.340
N	324	324	324	324	324	324	324

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

いずれのモデルもコロナ禍ダミーを含む。

表 1（続き） 推計結果（推計期間：1996～2022 年）

	(8)	(9)	(10)
失業率	-	-	-
失業率 × 2013 年以降ダミー	-	-	-
Δ 失業率	-	-	-
Δ 失業率 × 2013 年以降ダミー	-	-	-
就業率	0.309*** (0.049)	0.364*** (0.077)	0.329*** (0.053)
就業率 × 2013 年以降ダミー	-	-0.006 (0.006)	-
CPI 前年比	0.367*** (0.101)	0.380*** (0.100)	0.404*** (0.103)
CPI 前年比前月差	-0.816* (0.437)	-0.833* (0.435)	-0.850* (0.433)
生産性変化率(公的含む)	1.117*** (0.278)	1.125*** (0.280)	1.128*** (0.280)
生産性変化率(公的含む) × 2013 年以降ダミー	-	-	-0.337 (0.258)
生産性変化率(民間のみ)	-	-	-
生産性変化率(民間のみ) × 2013 年以降ダミー	-	-	-
定数項	-23.160*** (3.789)	-27.004*** (5.637)	-24.540*** (4.022)
R ²	0.286	0.288	0.289
N	324	324	324

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

いずれのモデルもコロナ禍ダミーを含む。

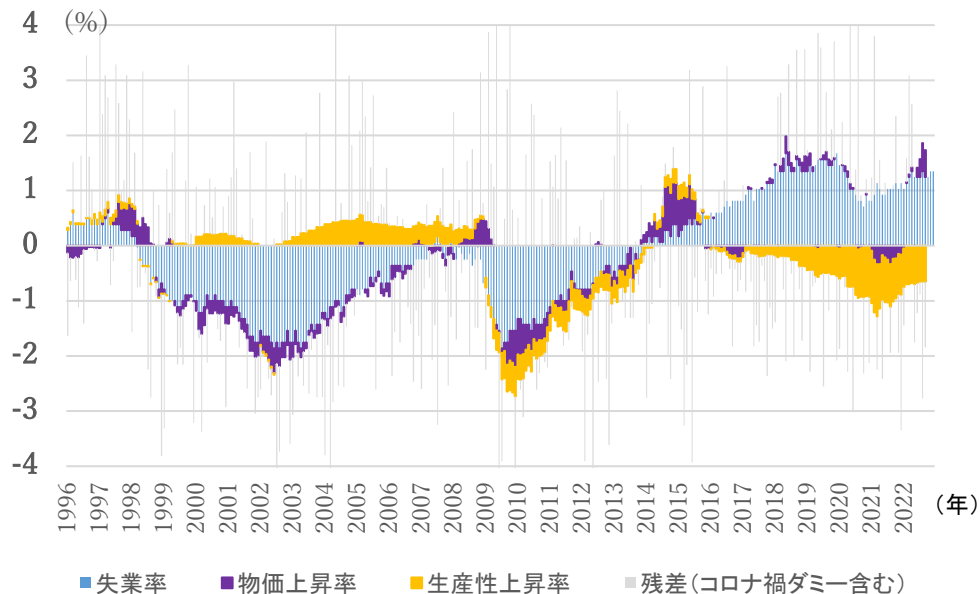
表 1（続き） 推計結果（推計期間：2007～2022 年）

	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
失業率	-0.825*** (0.149)	-0.760*** (0.177)	-0.771*** (0.176)	-0.828*** (0.147)	-0.774*** (0.177)	-	-	-
失業率×2013年以降ダミー	-	0.066 (0.095)	0.201 (0.152)	-	0.055 (0.091)	-	-	-
△失業率	-	-	-	0.153 (0.956)	2.348 (1.500)	-	-	-
△失業率×2013年以降ダミー	-	-	-	-	-4.115** (1.959)	-	-	-
就業率	-	-	-	-	-	0.237*** (0.041)	0.192*** (0.047)	0.308*** (0.051)
就業率×2013年以降ダミー	-	-	-	-	-	-	-0.003 (0.006)	-
CPI前年比	0.091 (0.126)	0.072 (0.129)	0.079 (0.130)	0.088 (0.125)	0.065 (0.124)	0.125 (0.130)	0.329*** (0.120)	0.483*** (0.103)
CPI前年比前月差	-0.642 (0.492)	-0.641 (0.495)	-0.651 (0.496)	-0.636 (0.487)	-0.469 (0.474)	-0.721 (0.504)	-0.573 (0.535)	-0.923** (0.436)
生産性変化率(公的含む)	-	-	-	-	-	-	-	-
生産性変化率(公的含む)×2013 年以降ダミー	-	-	-	-	-	-	-	-
生産性変化率(民間のみ)	0.300 (0.309)	0.331 (0.307)	0.637 (0.398)	0.302 (0.309)	0.249 (0.300)	0.760** (0.332)	1.706 (3.975)	0.967*** (0.242)
生産性変化率(民間のみ)×2013 年以降ダミー	-	-	-0.637 (0.543)	-	-	-	-	-0.526** (0.251)
定数項	3.253*** (0.545)	2.885*** (0.761)	2.723*** (0.766)	3.263*** (0.540)	2.993*** (0.758)	-17.414*** (3.091)	-13.612*** (3.304)	-22.807*** (3.864)
R ²	0.325	0.327	0.332	0.325	0.345	0.316	0.214	0.269
N	189	189	189	189	189	189	189	189

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

いずれのモデルもコロナ禍ダミーを含む。

図 9 現金給与総額（時給ベース）伸び率（期間平均からの乖離）の寄与度分解



5. 結論

本稿では、22 年末までのデータを含めた我が国の賃金版フィリップスカーブの推計を行い、賃金変化に対する労働供給の動向を確認した。推計結果から、失業率の低下と賃金（時給）上昇率の高まりの関係は、期間中の変動はあるものの 1 近傍で維持されており、構造変化が示唆された 13 年以降は絶対値で見た係数がやや大きくなった可能性も考えられる。既存研究では、名目賃金の硬直性や労働供給の弾力化を背景にカーブがフラット化していることが指摘されており、こうした議論との整合性については、今後の検討課題としたい。

マクロの賃金上昇率の動向を考える上では、非正規労働者比率などの構成要因による賃金上昇率への影響を考えることが重要である。このところ増加基調にあった高齢者や女性の非正規労働供給については、今後も増加が続くか注視が必要と考えられる。例えば内閣府政策統括官（経済財政分析担当）（2023）が指摘するように、65 歳以上の年代のうち、70 代以上の比率が上昇することで、非正規労働を中心とする高齢雇用者数の増勢の鈍化も見込まれる。今回の分析では、非正規労働供給に焦点を絞った検証は行っていないが、今後の分析課題と考えられる。

労働需給の先行きに目を転じると、コロナ禍以降低下傾向にあった失業率は低水準にあり、摩擦的、あるいは構造的な失業者の存在を踏まえると、大幅に低下することは見込みにくい。今後、賃金が持続的に高まっていくには、労働生産性など労働需給以外の要因の改善が重要である。寄与分解の結果からは、労働生産性上昇率が低迷し、賃金上昇率への寄与も小さくなっていることが示唆され、人的資本への投資や労働移動の活発化などを通じた労働生産性上昇率の押上げが急務と考えられる。また、推計結果からは、労働分配率の低下などを背景に、13 年以降、労働生産性上昇率と賃金上昇率の関係が弱くなっていることが確認され、付加価値の適切な分配を図ることを通じた労働分配率の引上げが期待される。

最後に、インフレ率と賃金上昇率の関係は、インフレ率に応じた賃金上昇率の変化がみられる一方、インフレ率と賃金上昇率との関係の弱まりも示唆された。加えて、インフレ率の賃金上昇率に対する寄与は相対的に限られていた。集計量ではマイナスの実質賃金上昇率が続く中、23 年の春闘の賃上げ率は 30 年ぶりの高い伸びになるなど、変化の兆しもみられている。企業が原材料等の投入コスト上昇分を販売価格に転嫁し、賃上げの原資を確保することを通じて、物価上昇を超える賃金の引上げが浸透していくことが望まれる。

(参考文献)

- Galí, Jordi. (2011) "The Return of the Wage Phillips Curve," *Journal of the European Economic Association*, European Economic Association, vol. 9(3), pages 436-461, June.
- Hoshi, Takeo and Kashyap, Anil K. (2020) "The Great Disconnect: The Decoupling of Wage and Price Inflation in Japan," NBER Working Paper No. w27332
- IMF (2022) World Economic Outlook October, Chapter 2 "Wage Dynamics Post-Covid-19 and Wage-Price Spiral Risks"
- Muto, Ichiro and Shintani, Kohei (2020) "An empirical study on the New Keynesian wage Phillips curve: Japan and the US," *The B.E. Journal of Macroeconomics*, 20, issue 1
- 太田聡一(2017)「賃金が上がらないのは複合的な要因による」 玄田編『人手不足なのになぜ賃金が上がらないのか』第11章
- 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
- 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」慶応義塾大学出版会
- 中井雅之(2017)「マクロ経済からみる労働需給と賃金の関係」 玄田編『人手不足なのになぜ賃金が上がらないのか』第12章
- 内閣府政策統括官(経済財政分析担当)(2023)「日本経済 2022-2023」第2章
- 平田渉、丸山聡崇、嶺山友秀 (2020)「賃金版フィリップスカーブのフラット化と名目賃金の下方硬直性：2010年代の経験」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

(付注1)

賃金版フィリップスカーブの推計式は以下の通りである。

$$\pi_t^w = \alpha + \beta_1 \pi_{t-1}^p + \beta_2 \Delta \pi_{t-1}^p + \gamma_1 u_t + \gamma_2 \Delta u_t + \mu \Delta Prod_t + \varphi Corona_t + \varepsilon_t$$

π_t^w : 現金給与総額前年比、 π_{t-1}^p : 消費者物価指数前年比 (1 期前)、 $\Delta \pi_{t-1}^p$: 消費者物価指数前年比前月差 (1 期前)、 u_t : 失業率、 Δu_t : 失業率前月差、 $\Delta Prod_t$: 労働生産性変化率、 $Corona_t$: コロナ禍ダミー、 ε_t : 誤差項
 $\alpha, \beta_1, \beta_2, \gamma_1, \gamma_2, \mu, \varphi$: パラメータ

併せて、カーブの傾きの変化を捉えるため以下の推計式も用いた。

$$\begin{aligned} \pi_t^w = & \alpha + \beta_1 \pi_{t-1}^p + \beta_2 \Delta \pi_{t-1}^p + \gamma_1 u_t + \gamma_2 \Delta u_t \\ & + \gamma_3 (u_t \times 2013D_t) + \gamma_4 (\Delta u_t \times 2013D_t) + \mu_1 \Delta Prod_t + \mu_2 (\Delta Prod_t \times 2013D_t) \\ & + \varphi Corona_t + \varepsilon_t \end{aligned}$$

$2013D_t$: 2013 年以降ダミー、 $\mu_1, \mu_2, \gamma_3, \gamma_4$: パラメータ

(付注2)

本文で議論したように、2013 年前後での労働市場の構造変化を仮定した場合、賃金版フィリップスカーブのフラット化を裏付ける結果は得られなかった。本付注では、この結果の頑健性を確認するため、同カーブを 10 年ローリングウインドウで推計した結果を紹介する。具体的な推計式は以下の通り。

$$\pi_t^w = \alpha_t + \beta_{1t} \pi_{t-1}^p + \beta_{2t} \Delta \pi_{t-1}^p + \gamma_{1t} u_t + \gamma_{2t} \Delta u_t + \mu_t \Delta Prod_t + \varphi_t Corona_t + \varepsilon_t$$

$\alpha_t, \beta_{1t}, \beta_{2t}, \gamma_{1t}, \gamma_{2t}, \mu_t, \varphi_t$: パラメータ

時給ベースの推計結果を付図 1-3 に示す。失業率の係数は 2000 年代から 2010 年代初めにかけてゼロに近づく(フラット化)傾向がみられたが、その後再び低下し、マイナス 1 近傍で推移している(付図1①)。生産性上昇率の係数には変動がみられるが、2000 年代と 2010 年代を比べると、平均的な水準が低下し、本文で紹介した結果と整合的と解釈できる(付図1③)。

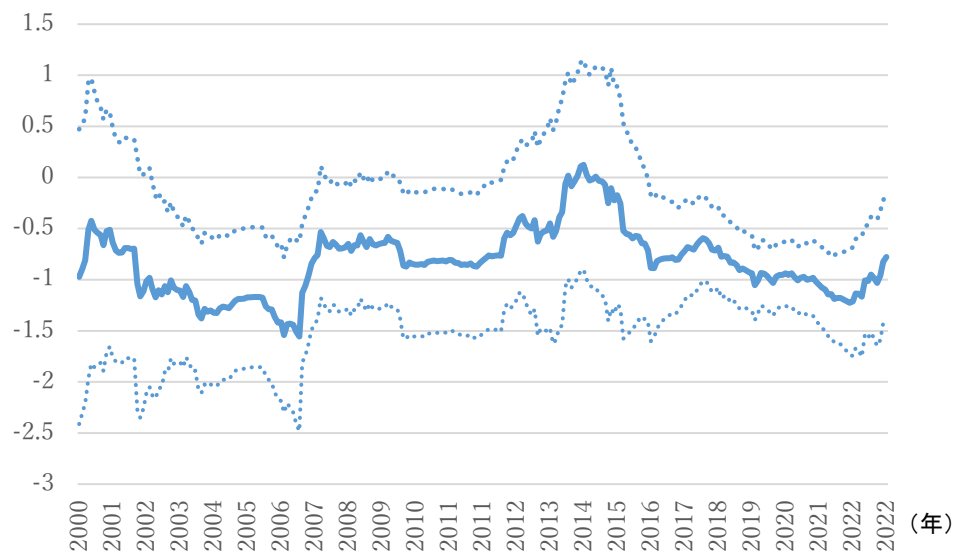
インフレ率の係数は経年で低下傾向にあり（付図1②）、90年代半ば以降インフレ率がゼロ近傍となったことに伴い、賃金上昇率とインフレ率の関係が弱まり、ほぼ無相関になっている。90年代半ばまでは低い失業率とプラスのインフレ率が併存し、両者が賃金上昇率の押上げに寄与していたものの、その後はインフレ率の影響が剥落することで、失業率と賃金上昇率の間の単相関が、絶対値で見ても小さくなった（＝カーブのフラット化）可能性が考えられる。

付図2は、時給ベースで推計した失業率の係数を、非正規比率調整後の月給ベースで推計した係数と比較した結果を示している。両者は2010年代まではおおむね一致しているが、コロナ禍以降乖離がみられている。両者の乖離の背景には、構成要因（非正規比率）以外に月給と時給の動きの違いがあり、詳細な分析は今後の課題であるが、月給ベースの推計結果でも、足下の係数はマイナス1近くまで低下し、直近までフラット化傾向が続いているとの含意は得られなかった。

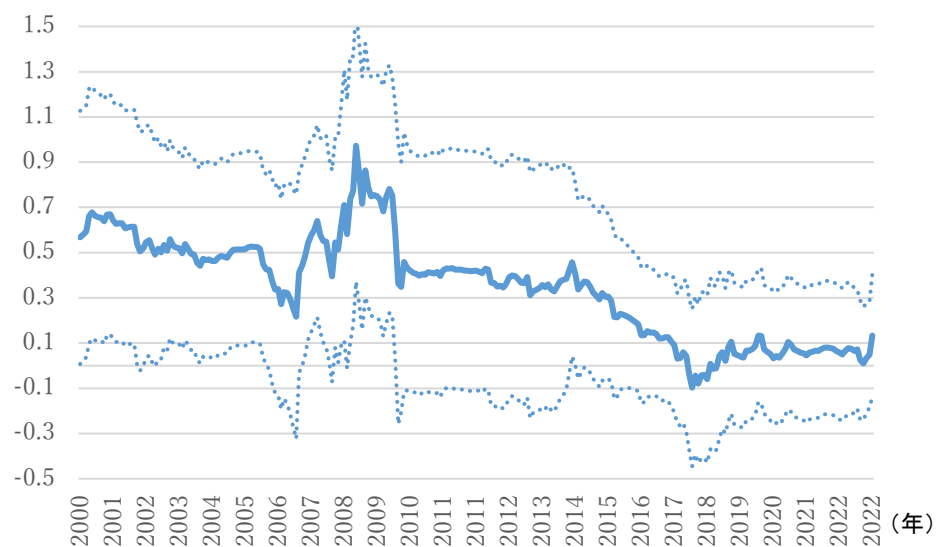
(付表・付図)

付図1 時給ベースの賃金版フィリップスカーブの係数(ローリングウィンドウ推計結果)

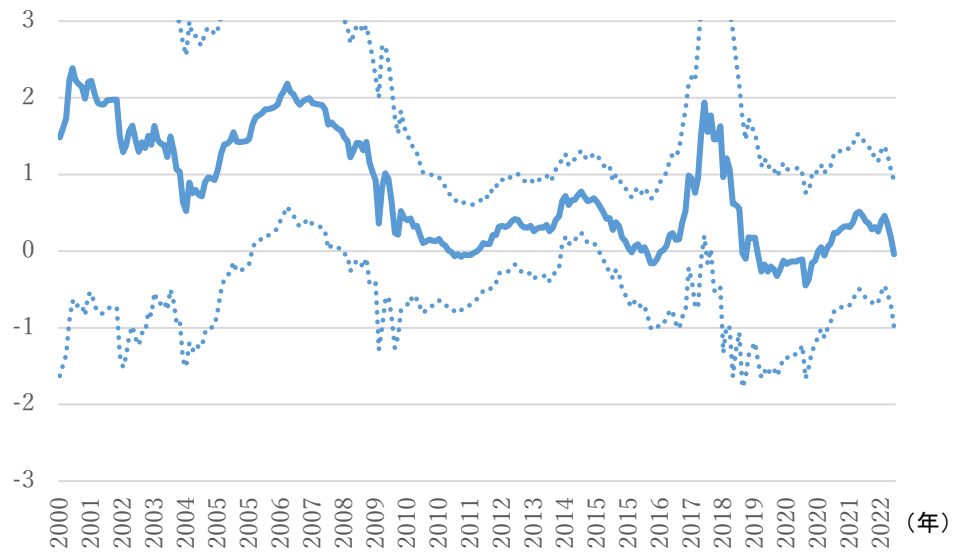
① 失業率



② CPI 上昇率

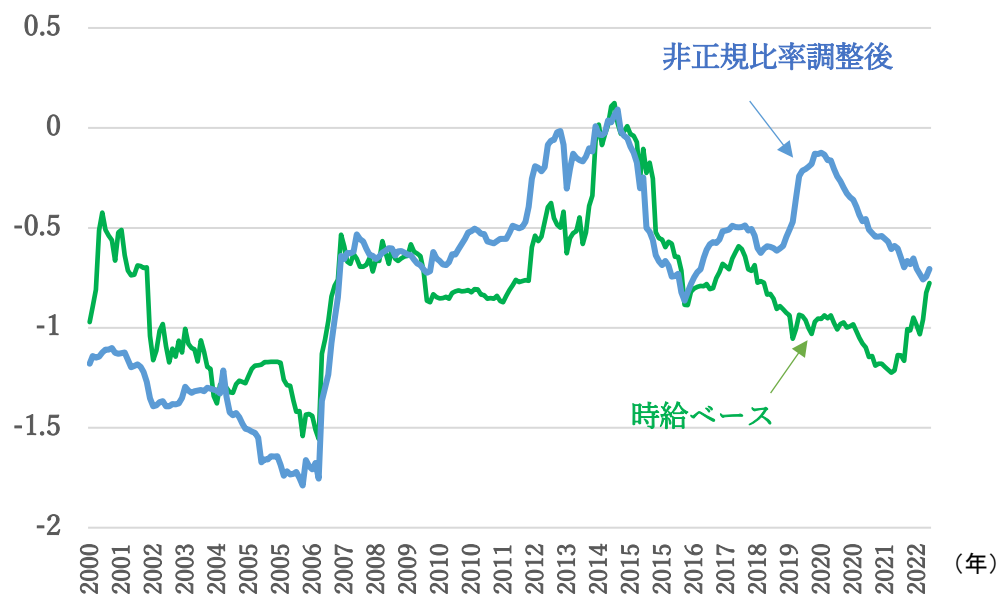


③ 生産性上昇率



備考: 点線は 95%信頼区間を示す。年次は推計期間(120 カ月)の終期を示す。

付図2 時給ベースとパート比率調整後月給ベースの係数比較
(ローリングウィンドウ推計結果:失業率)



付表 1 基本統計量①（1996 年～2022 年）

	平均	標準偏差	最小値	最大値
現金給与総額（時給ベース）前年比（%）	0.403	－	－6.9	8.0
消費者物価指数前年比（%）	0.216	－	－2.30	3.57
消費者物価指数前年比前月差（%pt）	0.0119	0.220	－0.699	0.733
失業率（%）	3.923	0.923	2.2	5.5
失業率前月差（%pt）	－0.0028	0.117	－0.3	0.4
就業率（%）	71.8	3.27	67.9	78.9
就業率前月差（%pt）	0.03	0.19	▲0.70	0.84
労働生産性（マンアワーベース）変化率（%）	1.200	－	0.087	2.265
労働生産性（マンアワーベース、民間部門）変化率（%）	0.698	－	▲0.624	2.021

（備考）民間部門の労働生産性変化率は、2007 年以降の値。

付表 2 基本統計量②（1994 年～2022 年）

	平均	標準偏差	最小値	最大値
調整賃金指数前年比（%）	0.3710	－	－6.6	7.5
消費者物価指数前年比（%）	0.226	－	－2.30	3.57
消費者物価指数前年比前月差（%pt）	0.0065	0.218	－0.699	0.733
失業率（%）	3.861	0.919	2.2	5.5
失業率前月差（%pt）	－0.0009	0.115	－0.3	0.4
就業率（%）	71.6	3.21	67.9	78.9
就業率前月差（%pt）	0.03	0.18	0.70	0.84
労働生産性変化率（%）	0.425	－	－1.236	1.731

付表3 推計結果（被説明変数が月給ベース、パート比率調整済賃金上昇率の場合）

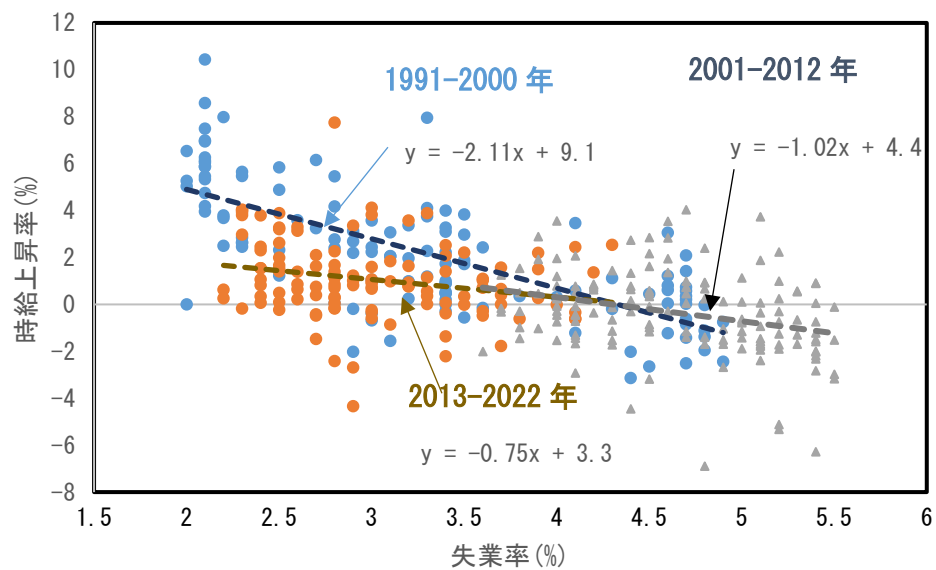
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
失業率	-0.771*** (0.112)	-0.867*** (0.128)	-0.903*** (0.129)	-0.752*** (0.113)	-0.849*** (0.128)	-0.886*** (0.130)	-	-
失業率×2013年以降ダミー	-	-0.138*** (0.053)	-0.177** (0.072)	-	-0.145*** (0.053)	-0.184*** (0.071)	-	-
△失業率	-	-	-	-0.713 (0.547)	-1.063 (0.740)	-1.088 (0.738)		
△失業率×2013年以降ダミー	-	-	-	-	0.628 (1.060)	0.772 (1.048)		
就業率	-	-	-	-	-	-	0.106*** (0.033)	0.201** (0.059)
就業率×2013年以降ダミー	-	-	-	-	-	-	-	-0.008** (0.004)
CPI前年比	0.017 (0.066)	0.044 (0.067)	0.023 (0.073)	0.032 (0.067)	0.067 (0.069)	0.045 (0.075)	0.287*** (0.075)	0.289*** (0.074)
CPI前年比前月差	1.233*** (0.329)	1.269*** (0.330)	1.300*** (0.333)	1.196*** (0.319)	1.208*** (0.323)	1.237*** (0.325)	1.171*** (0.357)	1.126*** (0.356)
生産性変化率(公的含む)	0.641*** (0.115)	0.582*** (0.109)	0.499*** (0.156)	0.624*** (0.115)	0.558*** (0.108)	0.475*** (0.155)	0.566*** (0.136)	0.651*** (0.149)
生産性変化率(公的含む)× 2013年以降ダミー			0.195 (0.216)			0.199 (0.215)		
定数項	2.955*** (0.396)	3.497*** (0.503)	3.724*** (0.542)	2.886*** (0.401)	3.444*** (0.501)	3.677*** (0.544)	-7.643*** (2.458)	-14.289*** (4.248)
R ²	0.295	0.306	0.307	0.298	0.310	0.312	0.188	0.194
N	345	345	345	345	345	345	345	345

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

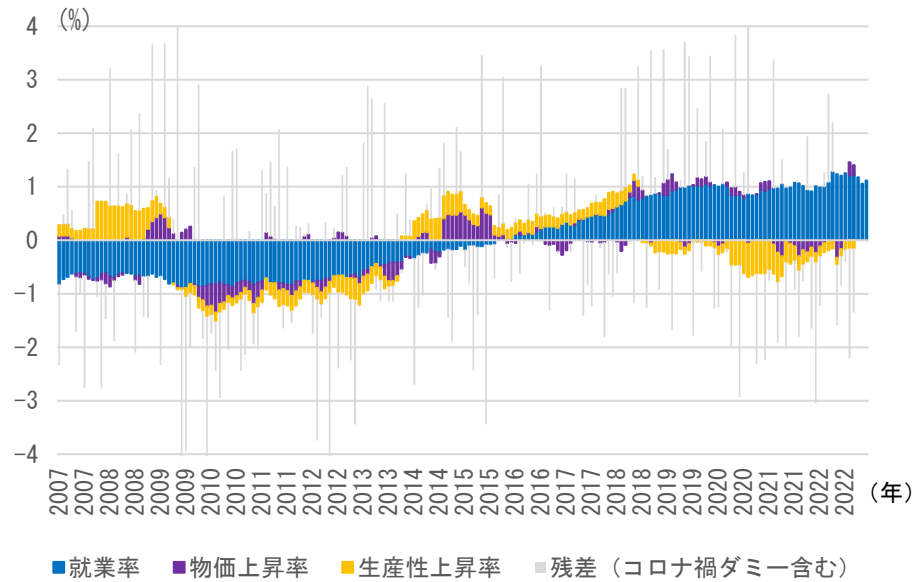
いずれのモデルもコロナ禍ダミーを含む。

（備考）推計期間は1994年～2022年。

付図3 賃金版フィリップスカーブ(期間を分割した結果)



付図4 現金給与総額(時給ベース)伸び率(期間平均からの乖離)の寄与度分解
(2007 年以降の推計結果)



付表4 推計結果（被説明変数が月給ベース、
パート比率調整なし賃金上昇率の場合）

	(1)	(2)	(3)
失業率	-0.968*** (0.088)	-1.029*** (0.094)	-1.017*** (0.093)
失業率×2013年以降ダミー		-0.128*** (0.045)	-0.132*** (0.046)
Δ失業率	-	-	-1.449** (0.725)
Δ失業率×2013年以降ダミー	-	-	1.911* (1.010)
CPI前年比	0.072 (0.067)	0.093 (0.067)	0.118* (0.068)
CPI前年比前月差	1.221*** (0.321)	1.284*** (0.323)	1.184*** (0.316)
生産性変化率（公的含む）	6.595*** (0.931)	5.542*** (0.976)	5.277*** (0.968)
定数項	3.319*** (0.326)	3.724*** (0.386)	3.701*** (0.383)
R ²	0.483	0.490	0.496
N	381	381	381

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

いずれのモデルもコロナ禍ダミーを含む。

（備考）推計期間は1991年～2022年。