日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

わが国の賃金動向に関する論点整理

大久保友博*
tomohiro.ookubo@boj.or.jp

城戸陽介*
yousuke.kido@boj.or.jp

吹田昂大郎*
koutarou.suita@boj.or.jp

高富康介*
kousuke.takatomi@boj.or.jp

幅俊介*
shunsuke.haba@boj.or.jp

福永一郎*
ichirou.fukunaga@boj.or.jp

古川角歩*
kakuho.furukawa@boj.or.jp

法眼吉彦*
yoshihiko.hougen@boj.or.jp

No.23-J-1
2023 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

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。

わが国の賃金動向に関する論点整理*

大久保友博†・城戸陽介‡・吹田昂大郎§・高富康介**・
幅俊介††・福永一郎‡‡・古川角歩§§・法眼吉彦***

2023 年 2 月

【要　旨】

本稿では、日本の名目賃金を上がりにくくしていた様々な要因について米欧と比較しつつ整理し、それらの一部については感染症拡大の前後において変化の兆しがみられることを示す。具体的には、人口動態も反映した労働供給面から生じる労働需給の引き締まり、パート労働者比率の上昇トレンドの頭打ち、転職市場が賃金上昇を伴う形で活発化する兆し、賃上げ交渉における物価上昇への意識の高まり、といった点を指摘する。今後の日本の賃金上昇のペースや持続性を展望するうえで重要な論点としては、(A)一般労働者の中でも相対的に雇用流動性が低い労働者も含めて賃金が幅広く上昇するか、(B)企業の成長期待が高まって投資活動が活発化し労働生産性の上昇につながるか、(C)スキルアップを通じた労働移動が円滑に行われるか、(D)低インフレのノルムのもとで賃上げが抑制されていた状況が変わって物価と名目賃金が共に上昇していくか、といった点が挙げられる。

JEL 分類番号：J20、J30
キーワード：賃金、労働市場、物価

---

* 本稿の内容は、日本銀行の「コロナ禍における物価動向を巡る諸問題」に関するワークショップ・第 3 回「わが国の賃金形成メカニズム」（2022 年 11 月 25 日）の第 1 セッションにて発表された。本稿の作成にあたっては、指定討論者の神林龍氏のほか、青木浩介氏、植田和男氏、川口大司氏、小枝淳子氏、陣内了氏、星岳雄氏、渡辺努氏および日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。図表の作成では、加来和佳子氏に助力をいただいたほか、Orsetta Causa 氏からは米欧の労働市場に関するデータの提供を受けた。また、経済産業省「企業活動基本調査」および厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の調査票情報の提供を受けた。記して感謝の意を表したい。ただし、残された誤りは筆者らに帰する。なお、本稿の内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行の公式見解を示すものではない。

† 日本銀行調査統計局（tomohiro.ookubo@boj.or.jp）
‡ 日本銀行調査統計局（yousuke.kido@boj.or.jp）
§ 日本銀行調査統計局（koutarou.suita@boj.or.jp）
** 日本銀行調査統計局（kousuke.takatomi@boj.or.jp）
†† 日本銀行調査統計局（shunsuke.haba@boj.or.jp）
‡‡ 日本銀行調査統計局（ichirou.fukunaga@boj.or.jp）
§§ 日本銀行調査統計局（kakuho.furukawa@boj.or.jp）
*** 日本銀行調査統計局（yoshihiko.hougen@boj.or.jp）

１．はじめに

2022 年秋の時点において[1]、わが国の名目賃金は、新型コロナウイルス感染症の拡大（以下「コロナ」）によって落ち込んだ経済活動が持ち直していることを反映して緩やかに増加しているが、エネルギー価格などの上昇によって伸びを高めている消費者物価と比べると、低い伸びにとどまっている。2023 年以降のわが国経済の持続的な成長を展望するうえで、賃金動向への注目度は高まっている。日本銀行も、賃金の上昇を伴う形で、「物価安定の目標」が持続的・安定的に達成されていくことを目指している[2]。

こうした状況を踏まえ、本稿では、日本のマクロ的な賃金動向を評価・展望するうえでの論点を整理する。労働市場には、就業形態（フルタイム、パートタイム等）、労働者の属性（性別、年齢等）、企業側の属性（業種、規模等）などの違いに応じて様々な側面がある。それらの動向をきめ細かく網羅的に把握することは本稿の目的ではないが、マクロ的な賃金動向を評価するうえでも労働者全体の平均賃金のみに注目するのでは不十分であることから、必要に応じて労働市場の様々な側面を選択的にみていく。

本稿では、米欧と比較した日本の賃金動向の特徴点にも注目する。日米欧の 2000～2019 年（コロナ前まで）の賃金・物価動向を比較すると（図表 1）、日本では名目賃金と物価の伸びが共に低い状況が続いてきた[3]。また、米欧では名目賃金の伸びが物価の伸びを概ね上回っていた（実質賃金が伸びていた）のに対し、日本ではそのような関係はみられなかった[4]。1980 年以降のデータを用いて、日米欧の名目賃金を、それぞれ物価、労働生産性、労働需給に関する変数によって説明する関数（物価と労働生産性を加えた賃金版フィリップス曲線）を推計する

---

[1] 本稿の記述は、原則として 2022 年 11 月時点で利用可能な情報に基づく。同月に公表された 9 月の毎月勤労統計一人当たり名目賃金前年比（共通事業所ベース）は＋1.4%、10 月の全国消費者物価指数前年比（除く生鮮）は＋3.6%であった。

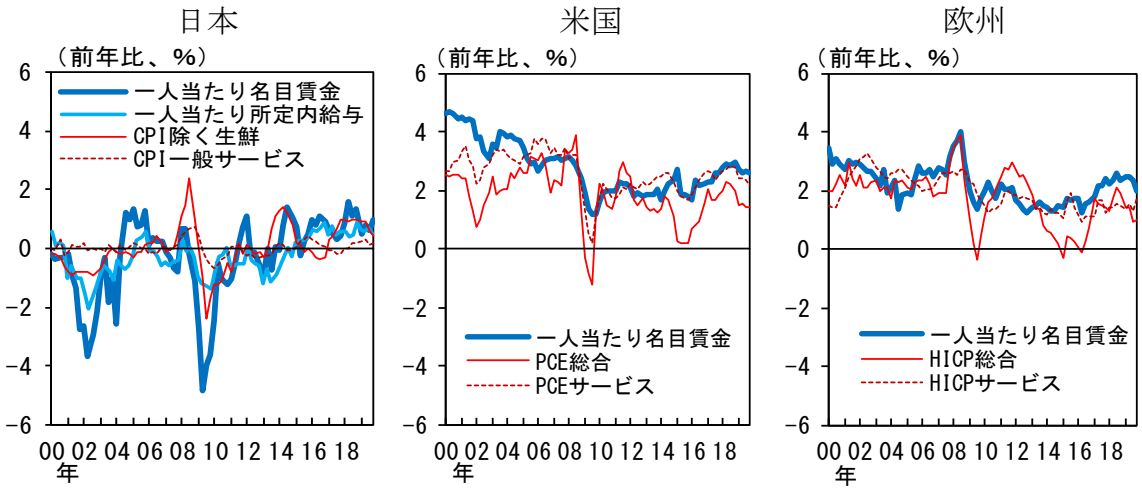
[2] 黒田（2022）などで言及されている。

[3] 本稿では、一人当たり名目賃金を中心に議論する。日本の時間当たり名目賃金は、2010 年代後半に、一人当たり労働時間の減少を反映して、一人当たり名目賃金より高めの伸びとなっていたが、直近では両者の伸びはあまり変わらない（参考図表 1）。また、ユニット・レーバー・コスト（名目雇用者報酬／実質 GDP）は、短期的には分母の実質 GDP の影響により大きく変動しているが（参考図表 2）、長期的には GDP デフレーターとの間で安定的な関係があり、直近ではゼロ近傍の伸びにとどまっている（参考図表 3）。

[4] このほか、日本の名目賃金は、米欧と比べて変動が大きい点も特徴的だが、これは主に所定内給与以外の給与（賞与等）の変動によるものである。山本（2007）や神林（2011）は、日本の所定内給与については下方硬直性が認められるものの、賞与については景気変動に応じて伸縮的に調整されてきたことを指摘している。

と[5]（図表 2、推計方法の詳細は補論 1）、日本については特に 2010 年代に、推計期間中の平均的な関係を示す関数推計値を実績値が継続的に下回っており、名目賃金の上がりにくい状況が続いていたことが確認できる[6]。

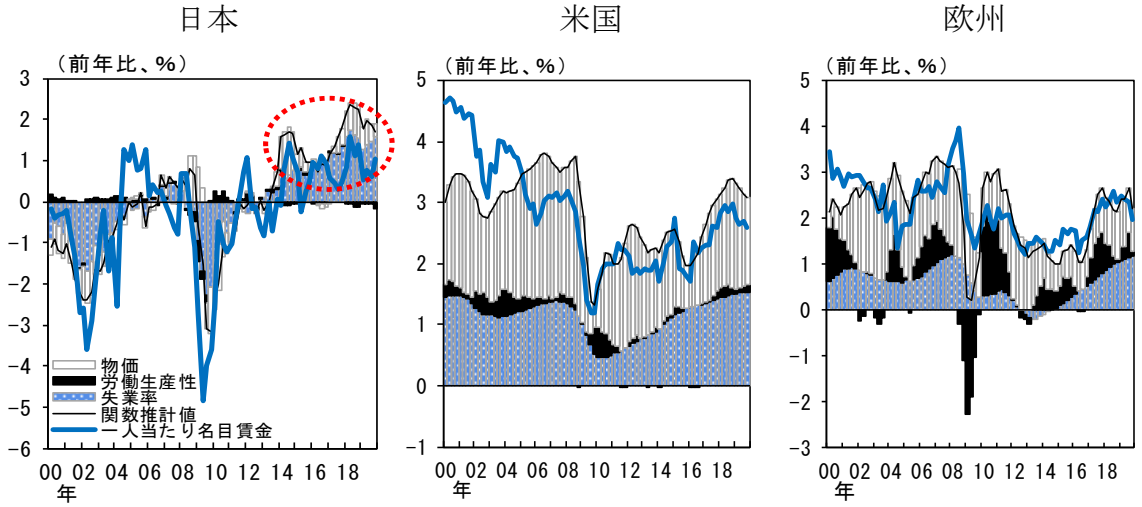
（図表 1）日米欧の物価と賃金



（注）一人当たり名目賃金は、各国の国民経済計算における「雇用者報酬」を雇用者数で割ったもの。日本の所定内給与は毎月勤労統計の値（2016 年以降は共通事業所ベース）。日本の消費者物価指数は、消費税および教育無償化を調整済みの値。

（出所）内閣府、厚生労働省、総務省、BLS、BEA、Eurostat、Haver

（図表 2）名目賃金関数



（注）詳細は補論 1 を参照。失業率の上昇はマイナス方向に寄与。図表では定数項の寄与も失業率に含む。

（出所）内閣府、厚生労働省、BLS、Eurostat、Haver

---

[5] 同様の説明変数を用いた名目賃金関数を、IMF (2017) は先進国各国、Abdih and Danninger (2018) は米国、Nickel et al. (2019) はユーロ圏各国について推計している。

[6] 2010 年代には、名目賃金の過去の下方硬直性によって上方硬直性が生じた可能性や、賃金版フィリップス曲線の傾きがフラット化して労働需給への感応度が低下した可能性などが、多くの先進国で指摘されていた。日本を含む実証研究は、山本・黒田（2016）、平田・丸山・嶺山（2020）、Iwasaki, Muto, and Shintani (2021) など。

以下では、まず第 2 節で、コロナ前から日本の名目賃金を上がりにくくしていた様々な要因について米欧と比較しつつ整理し、続く第 3 節で、それらの要因がコロナ以降にどう変化しつつあるかをみていく。最後に第 4 節で、今後の賃金上昇ペースを展望するための論点を提示する。

２．日本の賃金はなぜ上がりにくかったか？

本節では、コロナ前から日本の名目賃金を上がりにくくしていたと考えられる要因を、以下の４つのグループに分類し、それぞれの要因について、米欧との比較も意識しつつ、先行研究や筆者らの分析を紹介しながら確認していく[7]。

(A) 家計の労働供給、労働市場の二重構造

(B) 企業の労働需要・賃金設定行動

(C) 業種別の要因、雇用流動性

(D) 低インフレの定着

これらの要因は必ずしも独立したものではなく、グループ間を跨いで連関している。例えば、パートタイム労働者や非正規労働者の増加は、企業サイドの固定費抑制スタンスが家計サイド（特に女性や高齢者）の弾力的な労働供給と結びついて実現した結果であり、上記(A)と(B)のいずれにも関係している。また、(A)(B)(C)の各要因は、理論上は実物的な要因と整理されることが多く、名目的な要因である(D)とは切り離されているようにもみえるが、労働市場全体の需給バランスと名目賃金を関係づけるフィリップス曲線を通じて、名目賃金にもつながっていると考えられる。

（Ａ）家計の労働供給、労働市場の二重構造

まず、日本の労働市場の特徴として指摘されることの多い「二重構造」について取り上げる。これは、長期的な雇用契約（典型的には年功賃金体系）に従う労働者と、短期的な需給変動の影響を受けやすく雇用流動性の高い労働者の間での、労働市場の構造の違いに着目するものであるが[8]、本稿では主に、毎月勤労

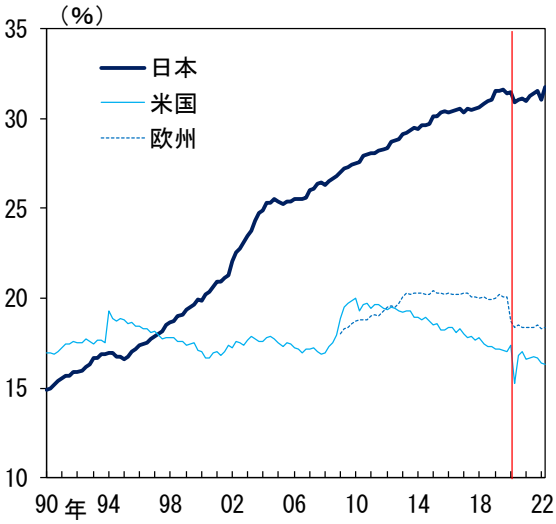
---

[7] 玄田（2017）は、「人手不足なのになぜ賃金は上がらないのか」という問題意識のもと、賃金に関する制度や規制、行動経済学的観点なども含め、より幅広い視点から論点整理を行っている。本稿の論点整理は、コロナ後の最近の変化を踏まえつつ、マクロ的な含意や米欧との比較を重視している点が特徴である。

[8] 日本の労働市場の二重構造は古くから指摘されており、1990 年代頃までは、正規労働者やフルタイム労働者の中でも、長期的な雇用契約に従う労働者（内部労働市場）と短期的な

統計の一般（フルタイム）労働者とパートタイム労働者の間の違いをみていく。1990 年代以降、日本のパート労働者比率は継続的に上昇しており[9]、これは同時期の米欧ではみられない現象であった（図表 3）。この間、一般・パート労働者間の賃金格差は縮小傾向にあるものの、米欧と比べると依然大きい（図表 4）。このように賃金の相対的に低いパート労働者の比率が上昇を続けたことにより、一般・パート労働者を合わせた平均賃金は、両者の賃金がそれぞれ上昇していた時期も含め、継続的に下押しされてきた（図表 5）。

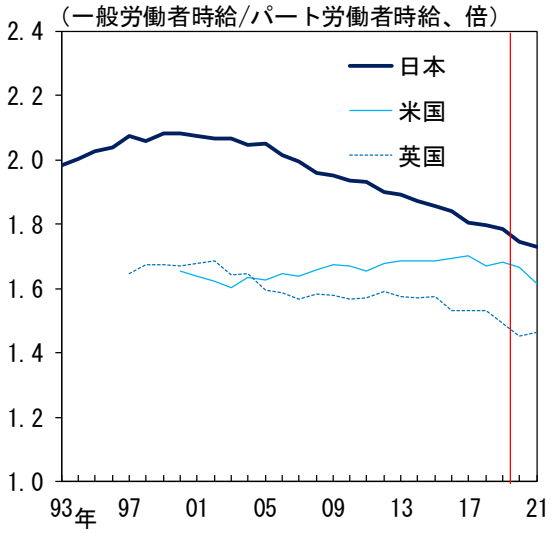
（図表 3）パート労働者比率



（注）パート労働者は、日本と欧州では、一日の所定労働時間が一般の労働者より短い労働者など。米国は週平均労働時間が 35 時間未満の労働者。赤縦線は 2020 年第 1 四半期。

（出所）厚生労働省、BLS、Eurostat、OECD、Haver

（図表 4）賃金格差



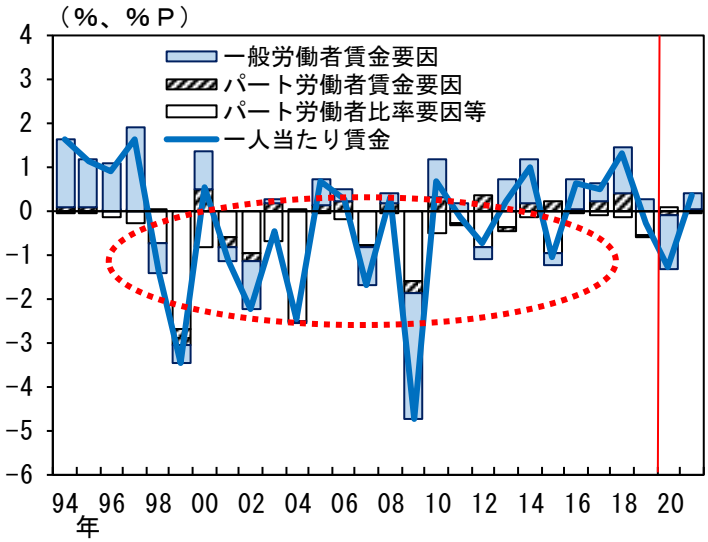
（注）パート労働者の定義は図表 3 の注を参照。赤縦線は 2020 年。

（出所）厚生労働省、BLS、ONS

需給変動の影響を受けやすい労働者（外部労働市場）が併存している点が注目されていた（石川・出島（1994）など）。近年では、非正規労働者やパートタイム労働者の増加を受けて、それらの労働者と正規・フルタイム労働者の間の区分についても注目されるようになっている。黒住ほか（2023）は、石川・出島（1994）などに倣ってフルタイム労働者の中で内部・外部労働市場の労働者に区分し、それぞれの名目賃金上昇率について分析を行っている。

[9] 労働力調査（特別調査、詳細集計）における非正規職員・従業員（パート、派遣、契約社員等）の比率も、同時期に継続的に上昇していた。なお、神林（2017）が指摘しているとおり、非正社員の増加によって正社員の非正社員に対する比率は低下した一方、正社員の人数自体（人口に対する比率）は減少しておらず、この間に自営業主・家族従業者などの人数が継続的に減少していた。自営業主などの所得（国民経済計算では「雇用者報酬」とは別建ての「混合所得」として計上）は、本稿の分析対象には含まれない。

（図表 5）一人当たり賃金の要因分解

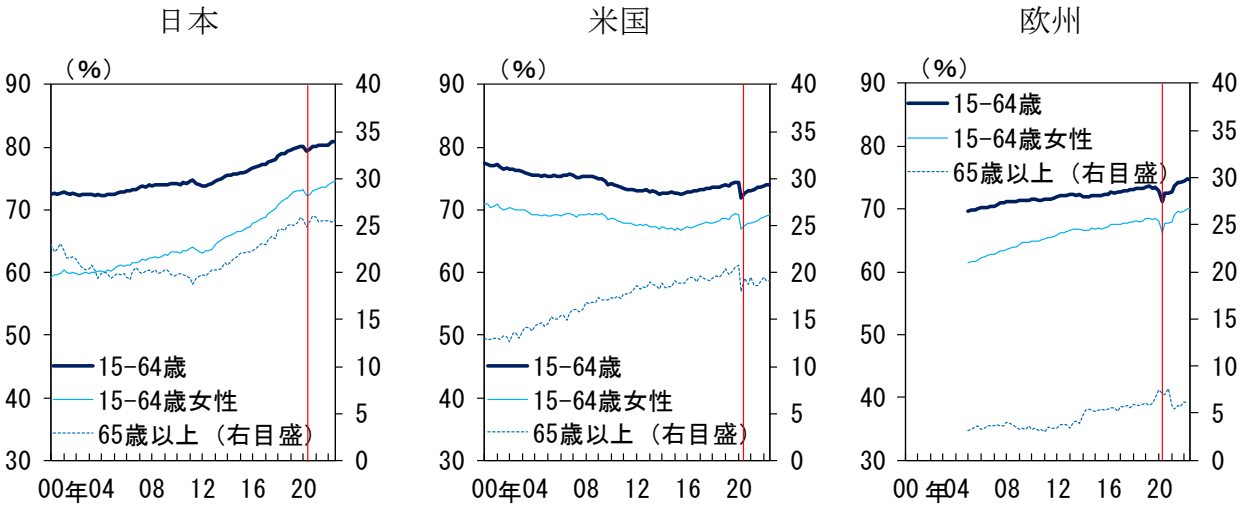


（注）日本の値。赤縦線は 2020 年。

（出所）厚生労働省

こうしたパート労働者の増加を支えたのは、主に女性・高齢者の弾力的な労働供給であった。日本の労働力率をみると、特に 2010 年代に、女性・高齢者を中心に顕著な上昇がみられた（図表 6）。米欧でも同時期に高齢者の労働力率の上昇はみられたが、女性の労働力率は目立った上昇をみせておらず、米国では 2010 年代前半にはむしろ低下していた[10]。

（図表 6）労働力率



（注）赤縦線は 2020 年第 1 四半期。

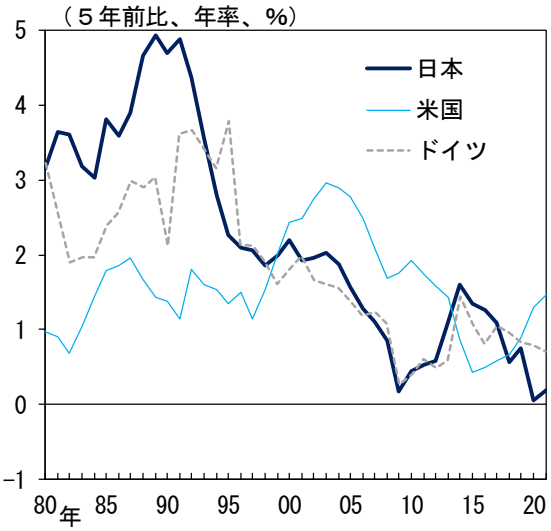
（出所）OECD、Haver

[10] もっとも、日本の女性はパートタイム労働者が多く、一般労働者に限定した女性の就業率（人口に占める一般労働者の比率）は、米欧と比べて依然低い（参考図表 4）。

（B）企業の労働需要・賃金設定行動

次に、企業サイドで賃金ないし人件費を抑制した要因についてみていく。理論上、企業の労働需要は、限界的な労働生産性が賃金と見合う水準に決められる。日本の労働生産性の中長期的推移をみると、1980 年代は米欧よりも高い伸びを続けていたが、1990 年頃から伸びが鈍化し、その後一時的に回復した局面もみられたものの、近年の上昇率はゼロ近傍で推移している（図表 7）。また、日本の個別企業の労働生産性のボラティリティなどを用いて算出した不確実性指標は 2000 年頃から緩やかな上昇傾向にあり（図表 8）、こうした不確実性の高まりに直面した企業は、特に正社員などの固定的な人件費を抑制するスタンスを強めた。上述のとおり、このことが家計（特に女性・高齢者）の弾力的な労働供給と相まって、パート労働者比率の上昇につながったと考えられる。

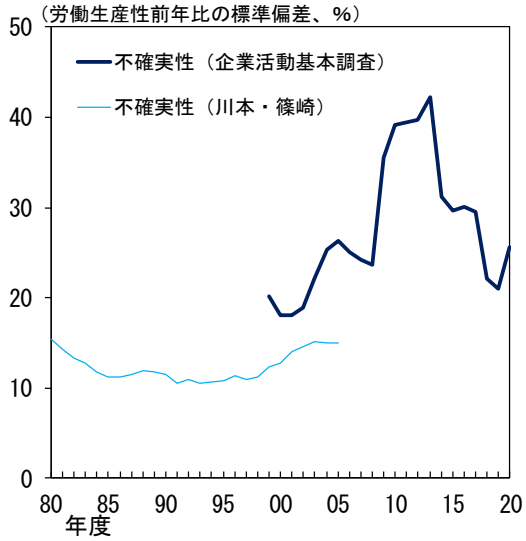
（図表 7）時間当たり労働生産性



（注）米国の民間調査機関である Conference Board が、IMF、OECD、各国統計局等のデータを集計した値。

（出所）Conference Board

（図表 8）企業の直面する不確実性



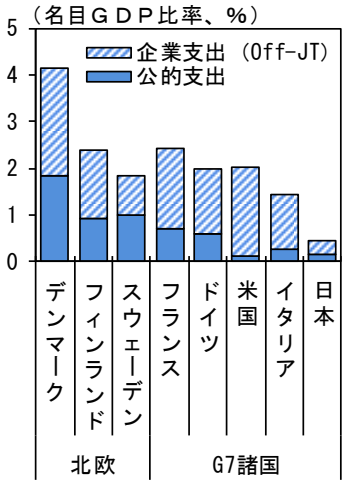
（注）日本の個別企業の一人当たり労働生産性前年比の後方５年標準偏差を、各企業の付加価値ウエイトで加重平均したもの。川本・篠崎（2009）の推計値に加え、別データ（企業活動基本調査）を用いた推計値も示している。

（出所）経済産業省、川本・篠崎（2009）

日本企業は、固定的な人件費だけでなく、人的資本投資も抑制しており、このことが労働生産性のさらなる低迷につながるという悪循環に陥っていた可能性も考えられる。2010 年代後半における G7 構成国や北欧諸国の人的資本投資を比較すると、日本は公的支出だけでなく、企業の Off-JT（職場外訓練）支出においても、他国対比で大きく見劣りしていた（図表 9）。日本の労働者の Off-JT 受講割合は、リーマン・ショックの頃に急減して以降、低迷を続けており、非正社

員向けが正社員向けと比べて著しく少ないという特徴もみられる[11]（図表 10）。日本企業は OJT（職場内訓練）については比較的注力しており、経験者数の割合でみると他国に比べて遜色ないが（図表 11）、OJT の効果が 2010 年代入り後に低下している可能性なども指摘されている（Kimura, Kurachi, and Sugo (2022)）。

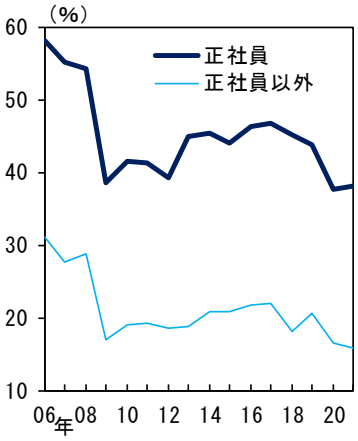
（図表 9）人的資本投資



（注）企業支出は日本が 2015 年、米国が 2016 年、他が 2017 年の値。公的支出は 2019 年の値。

（出所）経済産業研究所、INTAN-Invest、OECD

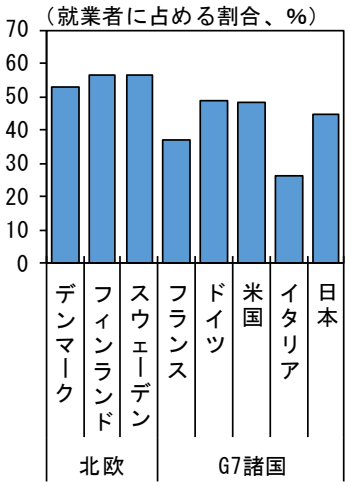
（図表 10）Off-JT 受講割合



（注）日本の値。

（出所）厚生労働省

（図表 11）OJT 経験割合



（注）2012 年時点。

（出所）OECD

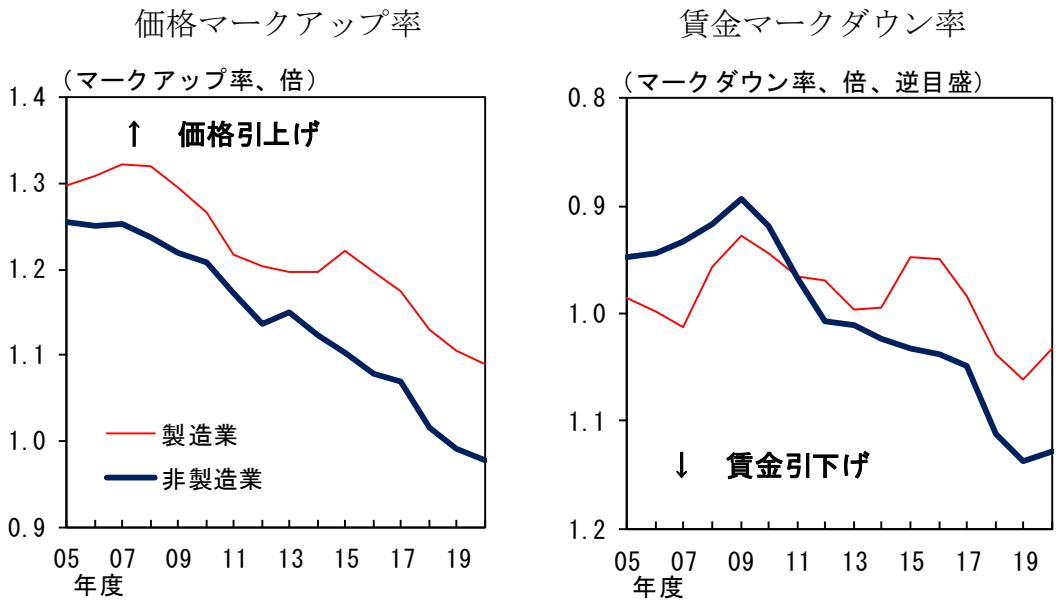
企業サイドの賃金決定要因として、労働市場や製品市場における競争環境の変化も、賃金・価格設定行動に大きな影響を及ぼしてきた可能性が考えられる。米国の製造業を対象とした最近の研究（Yeh, Macaluso and Hershbein (2022)）によると、米国では企業の独占力の強さを背景に、価格マークアップ率（販売価格が限界費用を上回る比率）が高まってきたほか、賃金マークダウン率（賃金が労働の限界生産物収入を下回る比率）も高まっており[12]、賃金が下押しされてきたことが指摘されている。これと同様の手法により、日本の幅広い業種（非製造業も含む）の個別企業のデータを用いて、価格マークアップ率と賃金マークダウン率を推計した結果（青木・高富・法眼（2023））によると（図表 12）、日本企業は製品市場の厳しい競争環境のもとで価格マークアップ率を圧縮する一方、労働市

[11] 日本では、Off-JT が特に正社員や女性の賃金上昇につながってきたことが指摘されている（Kawaguchi (2006)、Hara (2014) など）。

[12] 価格マークアップ率は製品市場の競争環境（企業の独占力が高まると上昇、販売価格には上昇圧力）を、賃金マークダウン率は労働市場の競争環境（企業の買手独占力が高まると上昇、賃金には低下圧力）を表す指標。

場においては賃金マークダウンによる賃金抑制傾向を強めることで[13]、利潤の確保を図ってきたことが示唆される。

（図表 12）価格マークアップ率と賃金マークダウン率



（注）推計方法等の詳細は、青木・高富・法眼（2023）を参照。
（出所）経済産業省、厚生労働省、内閣府、日本政策投資銀行、CRD 協会

こうした企業の賃金・価格設定行動は、労働分配率にも一定の影響を与えてきた。日米の労働分配率を比較すると（図表 13）、米国では 2000 年頃から企業の独占力を背景とした価格マークアップ率と賃金マークダウン率の高まりを反映して、労働分配率は低下傾向となっている。これに対し、日本の労働分配率は、景気循環に伴う変動はあるものの、長期的にみれば概ね安定している[14]。近年では、企業の社会保障負担の増大などもあり（図表 14）、国民経済計算でみた労働分配率はむしろ上昇しており[15]、こうしたことも人件費増加の抑制につながっている可能性が考えられる。

---

[13] この背景としては、労働組合の組織率低下や、先に示したパート労働者比率の上昇（組合に属さないパート労働者の増加）なども関係している可能性が考えられる。詳しい議論は、青木・高富・法眼（2023）を参照。

[14] 労働分配率は、使用するデータや算出方法等によって、水準や動きが大きく変わりうる（労働政策研究・研修機構（2023）などを参照）。一部の大企業では労働分配率が低下しており、収益の増加が十分に労働者に還元されていないとの批判も聞かれている。

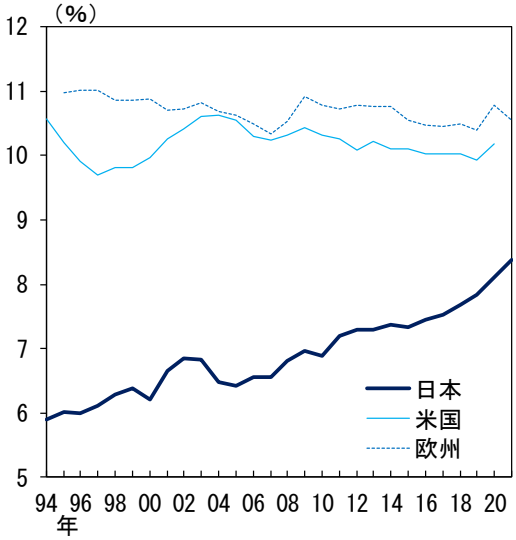
[15] 近年の労働分配率の上昇は、労働生産性の水準が頭打ちとなる中でも実質賃金を押し上げる要因となっている（参考図表 5、労働分配率のマイナス寄与が縮小）。

（図表 13）労働分配率

（注）労働分配率は、名目雇用者報酬を名目 GDP で除した値。

（出所）内閣府、BEA

（図表 14）雇主の社会負担



（注）名目 GDP に占める割合。

（出所）内閣府、OECD

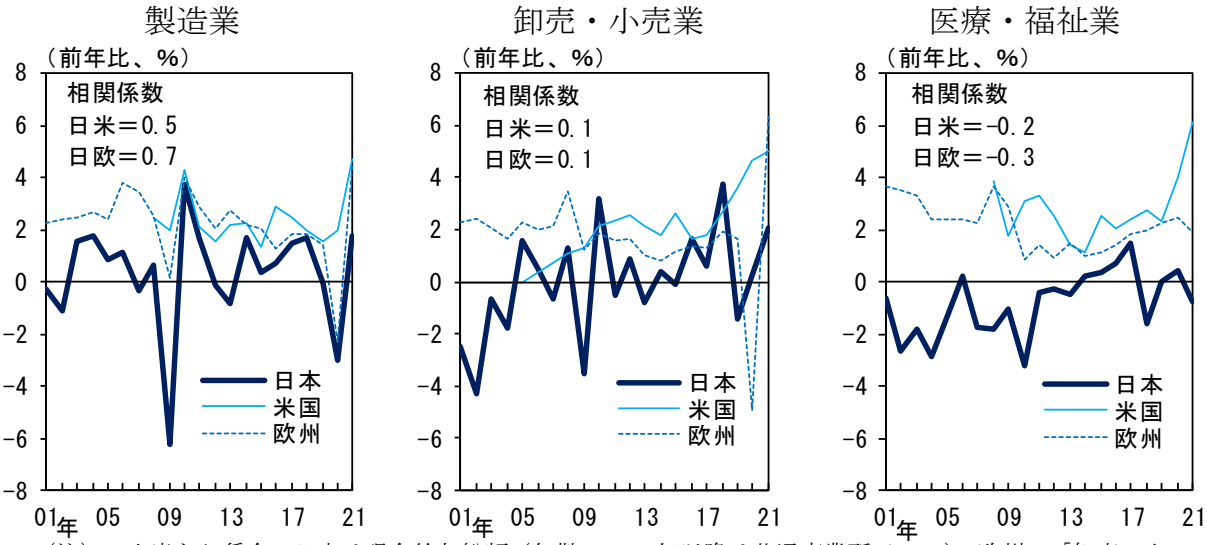
（C）業種別の要因、雇用流動性

続いて、一部の業種に特殊な要因や、業種間ないし企業間の雇用流動性の低さといった要因によって、平均賃金の上昇が抑えられた可能性について考察する。

まず、日米欧の業種別の賃金動向をみると（図表 15）、製造業では貿易やグローバルな生産体制などを通じて各国間の賃金がある程度連動しているが、非製造業では連動性は低い。特に日本の医療・福祉業では、近藤（2017）などで指摘されているとおり、診療報酬制度や介護報酬制度のもとでサービス価格が抑制されてきたこともあって、賃金の伸びが米欧対比で著しく抑えられている[16]。

[16] Kondo (2019) は、2012 年における介護保険料の引き上げが、福祉業の所定内給与の引上げに必ずしもつながらなかった点（一部は賞与に反映された可能性）も指摘している。

（図表 15）業種別賃金

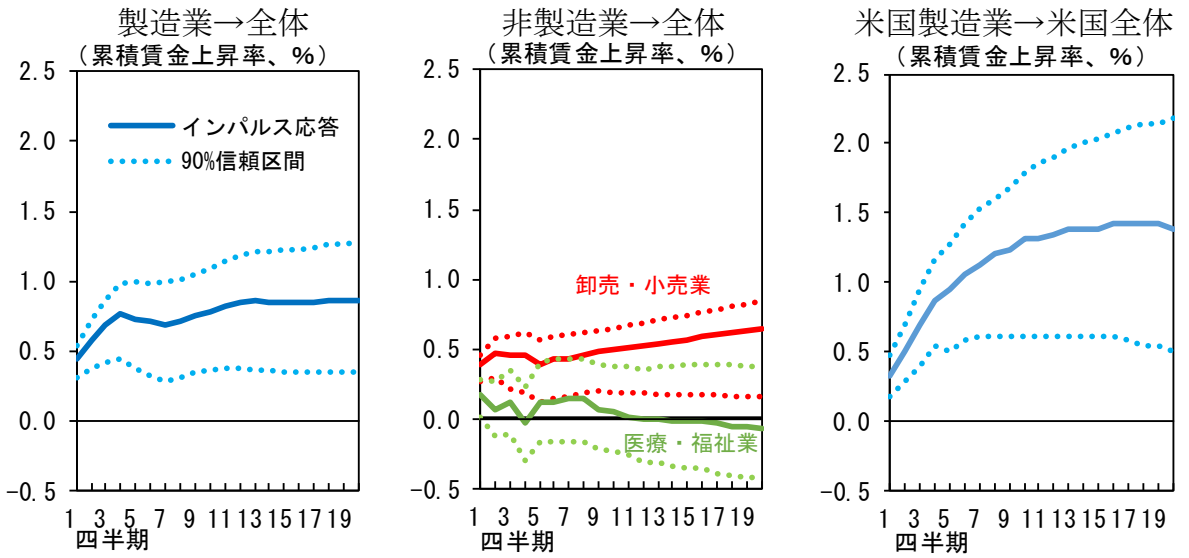


（注）一人当たり賃金。日本は現金給与総額（毎勤、2016 年以降は共通事業所ベース）。欧州の「卸売・小売業」は宿泊・飲食を、「医療・福祉業」は公務、教育等を含む。相関係数は年次の値。

（出所）厚生労働省、BLS、ECB、Haver

もっとも、国際的な連動性が高く賃金の水準も比較的高い製造業における賃金上昇が、国内の他の業種の賃金に波及するメカニズムが働けば、いずれ国内の平均賃金も高まると考えられる。実際、図表 15 で示した３業種の賃金について、それぞれ全業種平均賃金との間の長期的関係を考慮した誤差修正モデルを推計すると（推計方法の詳細は補論２）、製造業は卸売・小売業や医療・福祉業と比べて、全業種の平均賃金への波及度合いが大きいことがわかる（図表 16）。しか

（図表 16）業種間での賃金上昇の波及



（注）各業種の賃金が１%ポイント上昇した場合の全業種平均賃金のインパルス応答。詳細については補論２を参照。

（出所）厚生労働省、BLS

し米国と比べると、日本の製造業の賃金の全業種平均賃金への波及度合いは小さめとなっており、上述のマクロ的な波及メカニズムが十分に作用していない可能性が示唆される。

業種間での賃金の波及の弱さは、雇用の流動性の低さとも関係している可能性が考えられる。実際、転職者数や就業・失業の間の遷移に関するデータをもとに算出した雇用流動性指標をみると[17]、日本は他の先進国と比べて流動性が低いことが確認できる（図表 17）。もっとも、業種間や企業間で雇用の流動性が高まれば平均賃金の上昇につながるかどうかは、必ずしも明らかではない。そもそも、日本では年功賃金・長期雇用などの慣行のもとで[18]、中高年層の転職は賃金の低下を伴うことが多い（図表 18）。また、日本に限らず多くの先進国で、需要構造・産業構造の変化を通じて、生産性が上昇している業種で雇用が減少し、生産性が低下ないし停滞している業種で雇用が増加する傾向（業種間の平均賃金をむしろ低下させる方向への雇用の流れ）もみられてきた[19]（図表 19）。次節では、近年のデータを示しながら、業種間よりもむしろ同業種の異なる企業間での雇用の流動化（転職市場の活発化）が、若年・中年層を中心に賃金の上昇につながる可能性について議論する。

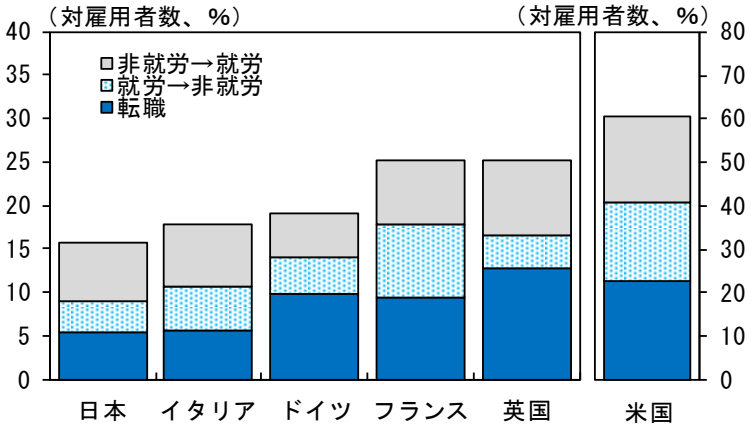
---

[17] 雇用流動性指標は、Causa, Luu, and Abendschein (2021) の定義に従い、過去 1 年間において①転職した労働者、②失業した労働者、および③失業状態から就職した労働者、の合計数が労働者全体に占める比率として計算している。

[18] 日本では、年功賃金・長期雇用などの慣行が他国と比べても顕著であることが、広く指摘されている（日本銀行調査統計局（2010）など）。

[19] Ngai and Pissarides (2007) は、生産性（TFP）成長率の異なる複数の産業が存在する経済成長モデルを用いて、消費者の効用関数に関する一定の仮定（各産業の生産する財やサービスの間の代替の弾力性が低い）のもとで、生産性成長率の高い産業から低い産業へ労働移動が生じることを理論的に示している。また、Kondo and Naganuma (2015) は、各産業で要求されるスキルの差異に着目して、産業間を跨いだ転職が賃金を押し下げる可能性について、日本のデータを用いて実証分析を行っている。

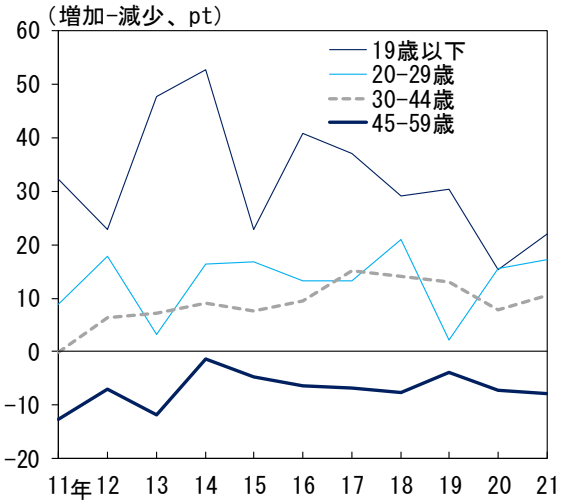
（図表 17）雇用流動性



（注）「転職」は過去 1 年間に前職を離職し、現在就業している雇用者。米国の値は、Causa, Luu, and Abendschein (2021)による推計値。2019 年の値。

（出所）総務省、OECD、Causa, Luu, and Abendschein (2021)

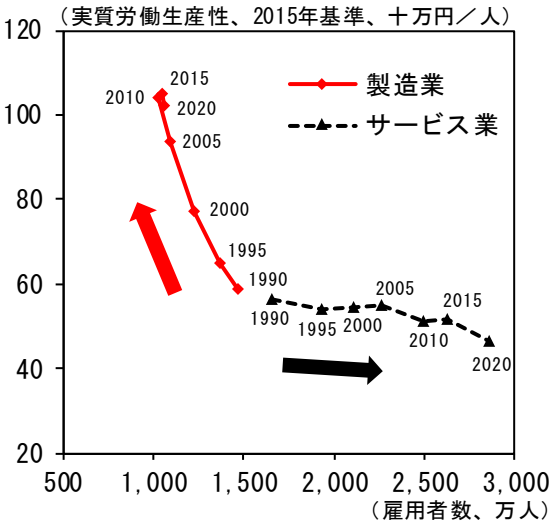
（図表 18）転職と賃金上昇の関係



（注）転職者のうち賃金が増加した者の割合から、賃金が減少した者の割合を引いた値。日本の値。

（出所）厚生労働省

（図表 19）産業別の雇用者と生産性



（注）日本の値。

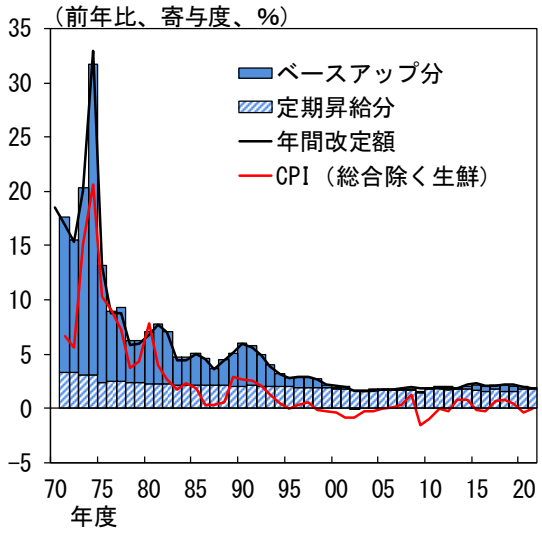
（出所）内閣府

（D）低インフレの定着

本節の最後に、日本の名目賃金を上がりにくくしていた要因のうち、純粋に「名目的」な要因として、低インフレがノルム（社会規範）として定着したことの影響について簡単に触れる。

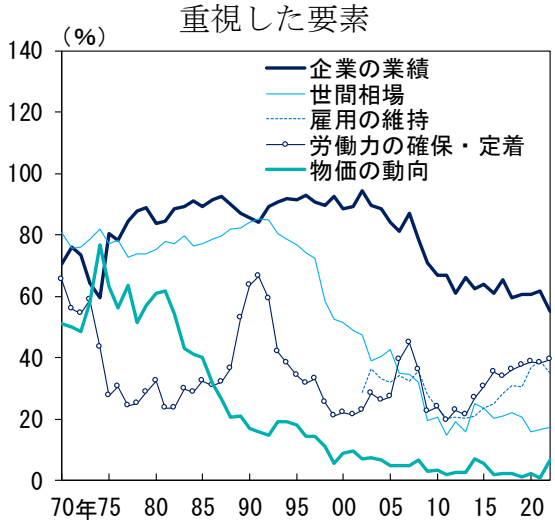
1970 年代以降の賃金改定実績を「定期昇給分」と「ベースアップ分」に分けて示すと（図表 20）、1980 年代には消費者物価の伸びが定期昇給分（２％程度）の範囲に収まり始め、この頃から賃金改定に当たって物価動向を重視する企業の割合も急速に減少し始めた（図表 21）。その後、低インフレ（ないし緩やかなデフレ）が定着するもとで、2000 年頃からは賃金のベースアップがほとんど実施されなくなった。2014 年以降は政労使の協調体制が強化されたこともあってベースアップが復活しているものの、定期昇給の範囲内の低インフレが続くもと、小幅なベースアップにとどまっている。2022 年の消費者物価の伸びは、年平均で 1990 年代前半以来約 30 年ぶりに定期昇給分を超える可能性が高いが、その含意については次節で改めて議論する。

（図表 20）賃金の改定状況



（出所）内閣府、総務省、厚生労働省、中央労働委員会

（図表 21）企業が賃金改定に当たり重視した要素



（注）複数回答の値。
（出所）厚生労働省

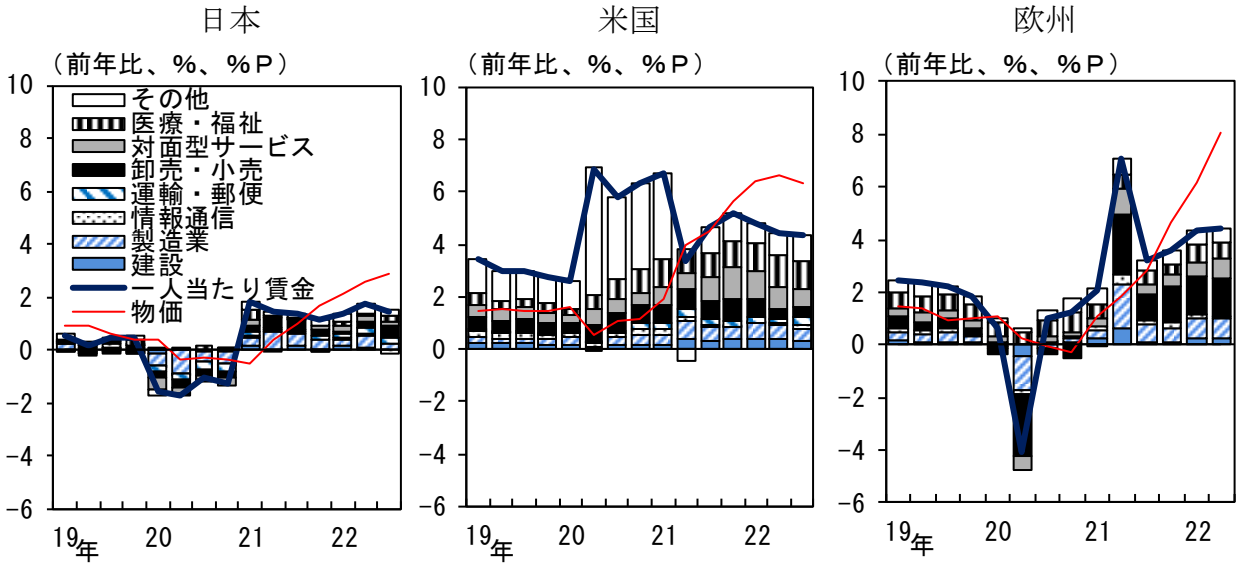
３．コロナ以降の賃金動向

本節では、前節で整理した(A)～(D)の４つのグループの各要因が、2020 年に発生したコロナの前後からどう変化しつつあるかをみていく。なお、以下で指摘する変化は、必ずしもコロナ自体がもたらした影響だけには限らない[20]。

[20] Hoshi and Kashyap (2020) は、コロナ前の 2010 年代後半から、日本の労働市場の二重構造に変化がみられ始めていたことを指摘している。

その前にまず、日米欧のコロナ以降の賃金と労働市場の動向について、簡単に整理しておく。日本の名目賃金は、コロナ前と同様に米欧対比では伸びが低いが、以前と比べれば、卸売・小売や対面型サービスなどの業種を中心に伸びは高まっている（図表 22）。物価との関係では、日米欧ともに、物価の高い伸びには名目賃金の伸びが追いついていない（実質賃金は下落）。なお、2020 年のコロナ直後には、日本と欧州では雇用が維持されたもとで一人当たり名目賃金は大きく低下したが、米国では低賃金業種を中心に雇用が削減されたため、一人当たり名目賃金はむしろ伸びを高めていた。

（図表 22）コロナ以降の賃金動向



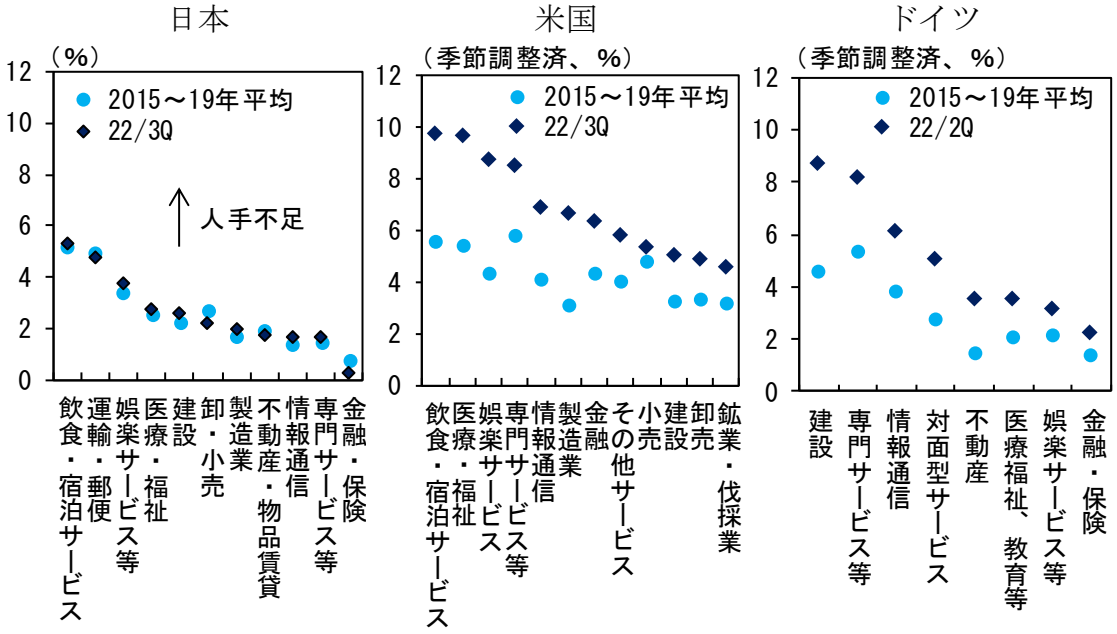
（注）日本の賃金は、一人当たり現金給与総額（毎勤、2016 年以降は共通事業所ベース）。賞与の支給時期を考慮し、3-5 月を第 1 四半期とする変則四半期。欧州の「卸売・小売」は運輸・郵便を、「医療・福祉」は公務、教育等を含む。日本の物価は、消費税および教育無償化を調整済みの消費者物価。

（出所）厚生労働省、総務省、BLS、Eurostat

最近の賃金動向の各国間および業種間の違いは、労働需給の逼迫度合いの違いによって説明できる部分が大きい。日米欧の業種別の欠員率をみると（図表 23）、米国ではコロナ後に労働市場からの退出者が著しく増加したほか（Great Resignation）、欧州でも移民の減少などから労働供給の減少が長引いていることもあって、幅広い業種でコロナ前を上回る水準まで欠員率が高まっており、これを反映して名目賃金が近年みられなかったほどに上昇している[21]。これに対し、日本では労働供給が比較的安定しており、労働需要の回復も米欧と比べて緩慢であることから、欠員率はコロナ前と同程度となっている。

[21] 米国のコロナ以降の大量退職については Hobijn (2022)、欧州のコロナ以降の労働市場における移民の影響については Bodnár and O'Brien (2022)などを参照。

（図表 23）コロナ前後の業種別欠員率



（注）日本は未充足求人数／常用労働者数×100、米国は未充足求人数／雇用者数×100、ドイツは新規求人数／雇用者数×100。ドイツの対面型サービスには卸小売、運輸、飲食・宿泊サービスを含む。

（出所）厚生労働省、BLS、Eurostat

（A）家計の労働供給、労働市場の二重構造

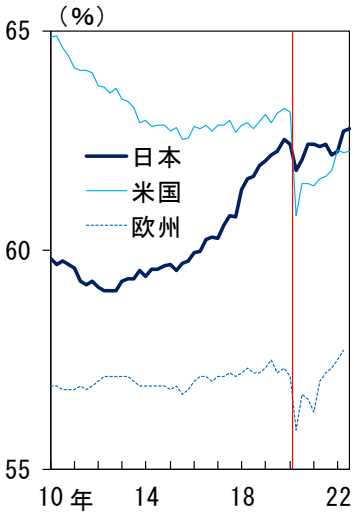
日本の労働力率は、前節で示したとおり、2010 年代に女性・高齢者を中心に顕著に上昇したが、コロナ直後には小幅に低下した。その後、米欧とは異なって早期に回復したが、2010 年代に比べると上昇ペースは鈍化している（図表 24）。さらに、今後の中期的な方向性を展望すると、①15 歳以上人口が全体として減少すると見込まれるもとで[22]、「団塊の世代」が 75 歳を超えた後期高齢者となり、労働力にとどまるのが難しくなりつつあること（図表 25）、②女性についても、従来の年齢別労働力率にみられた「M字型カーブ」が解消されつつあり、35~44 歳の労働力率も周辺の世代と同様に高まっていること[23]（図表 26）から、追加的な労働供給余地は低下していくと考えられる。賃金に対する追加的な労働供給の弾力性が非線形的に低下（労働供給曲線の傾きがスティープ化）する「ルイスの転換点」に達するかどうかは不透明であるものの、上記の人口動態を踏まえる

[22] 15 歳以上人口は、コロナ以降に外国人労働者の増加が止まったこともあって、最近では減少ペースが加速している。今後、外国人労働者が再び増加すれば、減少ペースが緩やかになると考えられるが、国内の年齢構成的な要因によって減少自体は続くと見込まれている。

[23] ただし 35～44 歳の女性はパートタイム労働者になっていることも多く、労働時間でみた労働参加度合いは依然低い。今後、特に出産後もパートタイムではなく一般労働者として働く女性が増えれば、労働時間の供給はさらに増える余地があると考えられる。

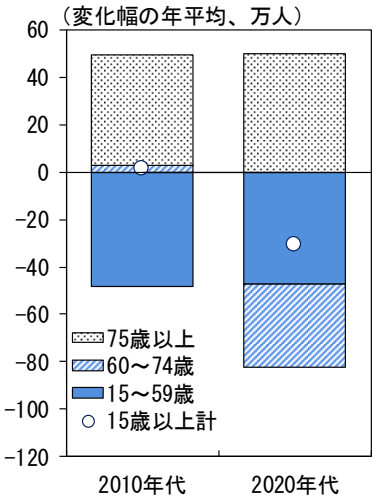
と、労働供給面では賃金の上がりやすい局面に入りつつある可能性が高い。なお、労働需要面については、景気回復のペース等にも左右されるが、基本的には経済活動の改善を反映して、賃金を押し上げる方向に作用すると考えられる[24]。

（図表 24）労働力率



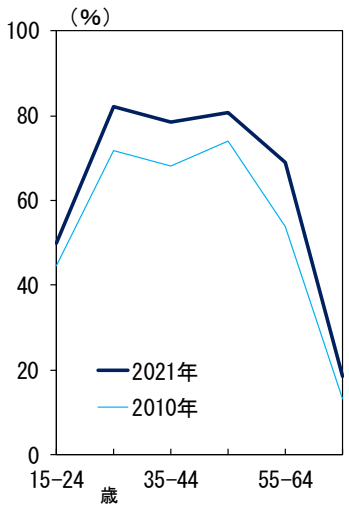
（注）赤縦線は 2020 年第 1 四半期。
（出所）OECD、Haver

（図表 25）15 歳以上人口



（注）日本の値。2020 年代は 2024 年までの予測値をもとに試算。
（出所）総務省、国立社会保障・人口問題研究所

（図表 26）女性労働力率



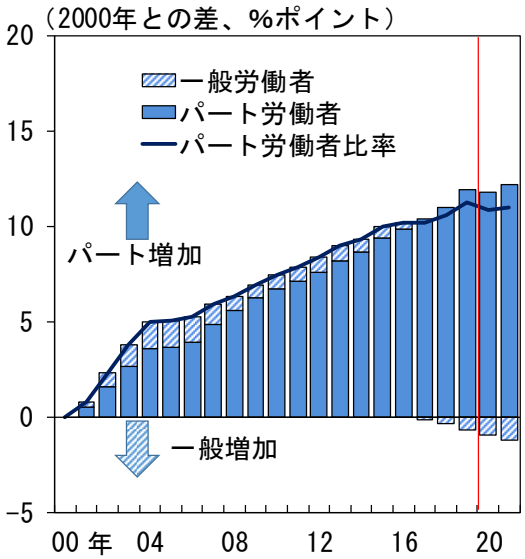
（注） 日本の値。
（出所） 総務省

前節で示したパート労働者比率の 1990 年代以来の上昇トレンドについても、コロナ前後から変化がみられている。特にコロナ以降、パート労働者が一時的に減少に転じた一方で、一般労働者は堅調に増え続けたことにより、パート労働者比率の頭打ち感が強まっている（図表 27）。この間、一般・パート労働者間の賃金格差は縮小傾向を続けており[25]、一般労働者の賃金に含まれていると考えられる「賃金プレミアム」（推計方法の詳細は補論３）も幅広い業種で縮小している（図表 28）。労働市場の二重構造自体が変化したわけではないが、上記の変化を踏まえると、以前のように相対的に賃金の低いパート労働者の比率上昇によって平均賃金が継続的に下押しされる状況ではなくなってきている。一般・パート労働者それぞれの賃金動向の現状と先行きについては、次節で改めて議論する。

[24] 労働需給の最近の現状と先行きについては、日本銀行（2023）BOX2 を参照。

[25] 一般・パート労働者間での賃金格差が縮小する一方で、賃金以外の面では、コロナ以降に両者の処遇（在宅勤務など働き方の柔軟性）の格差が拡大している可能性も指摘されている（内閣府政策統括官（経済財政分析担当）（2023））。

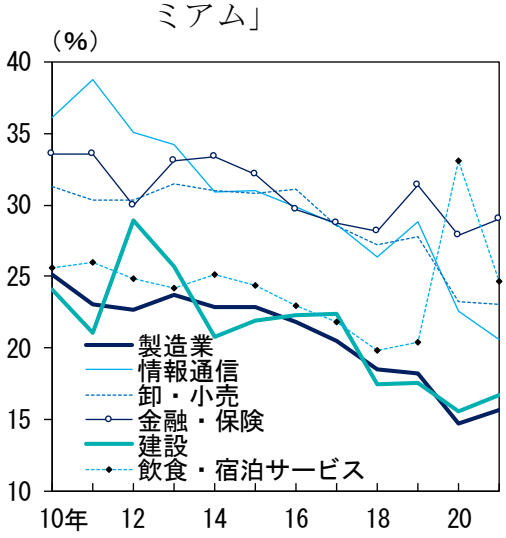
（図表 27）パート労働者比率



（注）日本の値。交差項を各要因に按分。赤縦線は 2020 年。

（出所）厚生労働省

（図表 28）一般労働者の「賃金プレミアム」



（注）日本の値。推計方法の詳細は補論 3 を参照。

（出所）厚生労働省

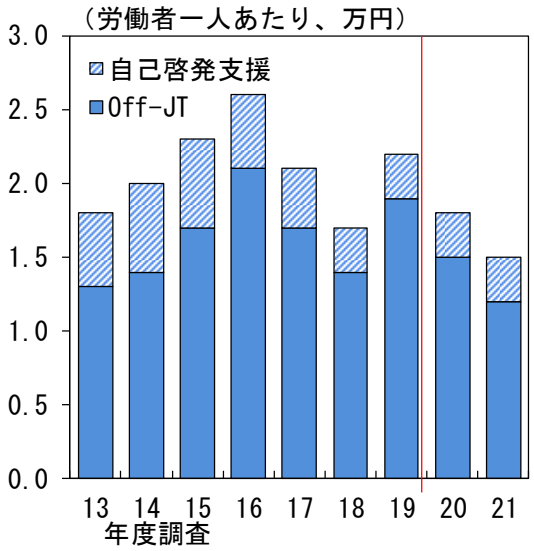
（B）企業の各種投資と労働生産性

前節で挙げた企業サイドの要因については、コロナ以降も目立った変化はみられていない。労働生産性をめぐる環境は、むしろ米欧対比で出遅れが鮮明になっている面もみられる[26]。

日本企業の人材育成関連投資（Off-JT、自己啓発支援）は、コロナ以降も低迷が続いており（図表 29）、ソフトウェア投資についても、デジタル化が加速した米国とは対照的に伸びが大きく鈍化している（図表 30）。固定資本ストックの変動を日米欧で比較すると、日本は全体の伸びが鈍化しているだけでなく、内訳のうち知的財産の蓄積がコロナ以降止まっている（図表 31）。直近では、デジタル化やグリーン化等との関係で日本企業の投資意欲も前向きになっているものの、米欧対比でやや出遅れている印象は否定できない。

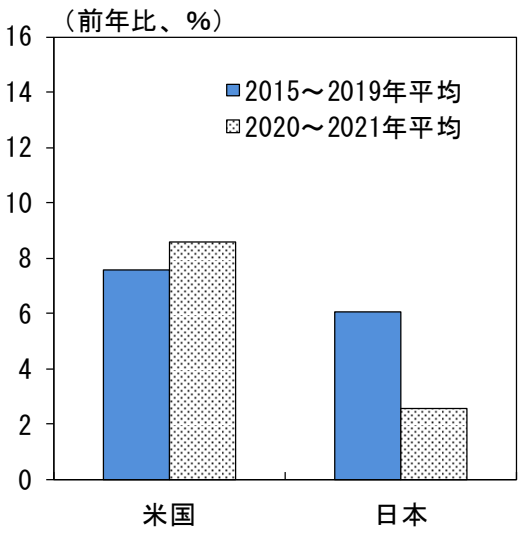
[26] コロナ前後の日本の労働生産性に関しては、八木・古川・中島（2022）でより詳細に議論されている。

（図表 29）人材育成関連投資



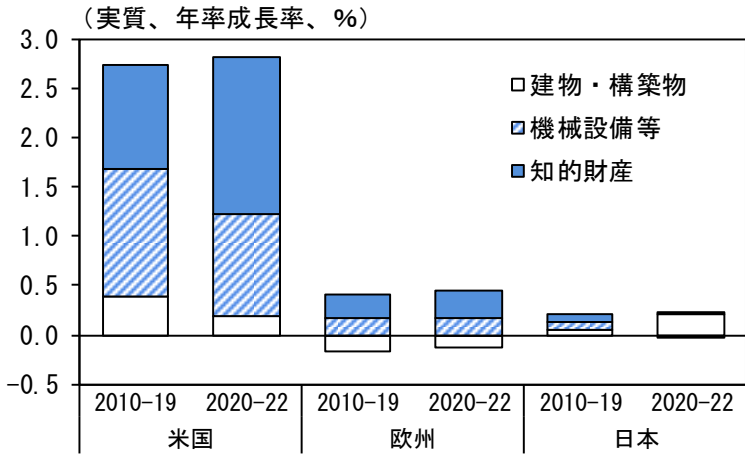
（注）赤縦線は 2020 年度。
（出所）厚生労働省

（図表 30）ソフトウェア投資



（出所）内閣府、BEA、Haver

（図表 31）各種固定資本ストック

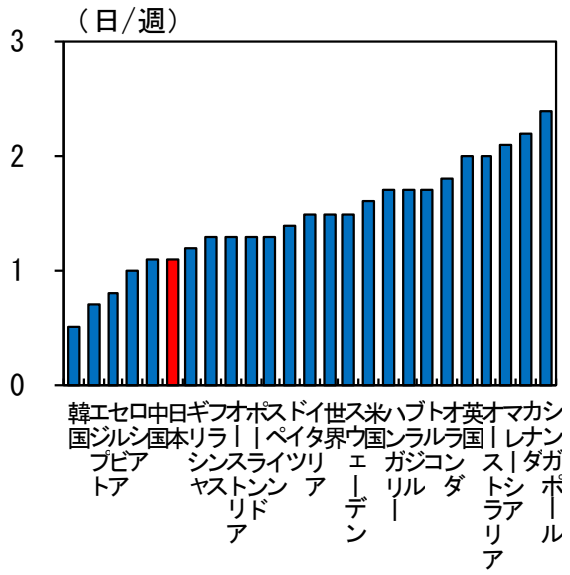


（出所）内閣府、San Francisco Fed、Eurostat

コロナ以降のデジタル化に関する象徴的な変化として、在宅勤務（ないしリモートワーク）の普及が挙げられるが、各国での 2022 年 2 月時点の普及度を比較した調査（Aksoy et al. (2022)）によると、日本は他の先進国と比べてやや遅れている（図表 32）。米国などでは在宅勤務が労働生産性の上昇につながったことを示唆する調査結果がみられるが（Barrero, Bloom and Davis (2021) など）、日本において在宅勤務を経験した労働者を対象とするアンケート調査でも、在宅勤務

が生産性上昇につながっているとの回答が徐々に増えてきている[27]（図表 33）。

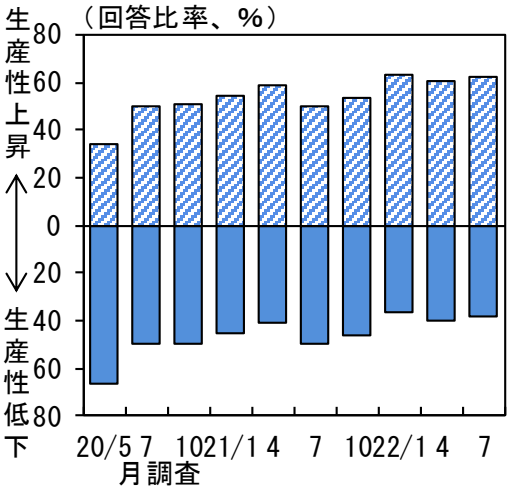
（図表 32）在宅勤務の普及度



（注）Aksoy et al. (2022)による世界約 3 万人のサーベイの結果。性別、学歴等を調整済みの各国比較値。2021 年 7 月～2022 年 2 月調査。

（出所）Aksoy et al. (2022)

（図表 33）在宅勤務と生産性



（注）日本生産性本部「働く人の意識に関する調査」による、「自宅での勤務で効率が上がったか」という質問に対する回答。

（出所）日本生産性本部

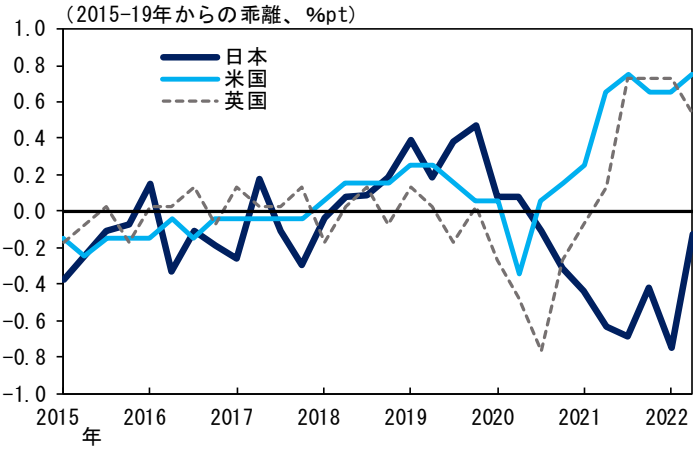
（C）企業間の雇用流動性

前節では業種間での賃金上昇の波及や雇用の流動性について論じたが、ここでは主に企業間で賃金上昇を伴う形で雇用流動性が高まる（転職市場が活発化する）可能性について議論する。

コロナ以降の日本の転職者比率（過去 1 年間の転職者／就業者）は、パート労働者を中心に落ち込みが続いていたが、2022 年入り後にようやく回復がみられている（図表 34）。米英では同様の転職指標が 2020 年中にいったん落ち込んだあと強く反発・上昇したが、今後日本でも転職者比率がコロナ前の水準を超えて上昇していくかどうか注目される。

[27] Morikawa (2022) は、日本の企業や労働者に対するアンケート調査をもとに、在宅勤務によって全体として生産性は低下したものの、生産性の変化は企業や労働者の属性によって大きく異なること、コロナ前から在宅勤務を導入していた企業はコロナ後に導入した企業に比べて在宅勤務の生産性が相対的に高かったことなどを示している。

（図表 34）転職者比率

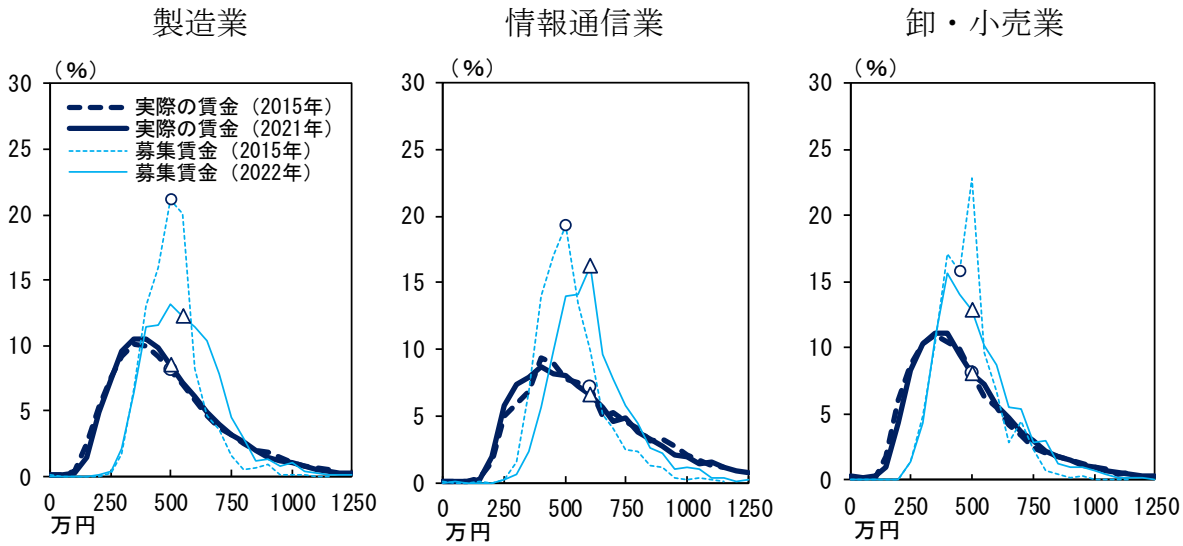


（注）日本の値は、前職があり過去 1 年間に離職を経験した就業者が、全体の就業者に占める比率で、「労働力調査詳細集計」に基づく。英国は 16－69 歳の転職者比率。米国は自発的離職率。

（出所）総務省、BLS、ONS、Haver

次に、正社員について、古川・城戸・法眼（2023）による求人広告データを用いた分析を紹介する。正社員求人の募集賃金の分布を、業種別に対応する実際の正社員の賃金水準の分布と並べてみると（図表 35）、実際の賃金水準（賃金構造基本統計調査）の分布はコロナの前後であまり変化していないのに対し、募集賃金の分布は右（高賃金）方向にシフトしている。より仔細にみると、製造業や卸・

（図表 35）正社員の賃金分布



（注）募集賃金は主要民間求人媒体に掲載された正社員の募集賃金を基に算出。実際の賃金は正社員または正規職員の値（賃金構造基本統計調査（厚生労働省）の調査票情報を用いて作成）。マーカーは各年における平均値。

（出所）厚生労働省、フロッグ社

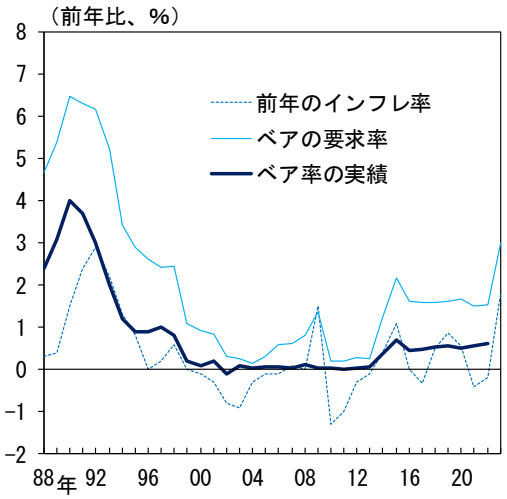
小売業では、募集賃金の下限付近の分布は変わらず、平均付近からより高めの募集賃金に分布がシフトしている。これに対し、情報通信業では、下限付近も含めた分布全体が右方向にシフトしている。こうした募集賃金の上昇は、転職市場の活発化につながり得るとともに、既存の正社員の賃金水準にも上昇圧力をかける可能性が考えられる[28]。

（D）物価上昇のもとでの賃上げ交渉

低インフレが定着するもとで賃金のベースアップが凍結ないし小幅にとどまってきたことを前節で示したが、直近では年平均で約 30 年ぶりとなる消費者物価の上昇を受けて、2023 年の賃金改定交渉（春闘）への注目が高まっている。

連合が決定した「闘争方針」によると、2023 年のベースアップ要求率は、2022 年の消費者物価上昇率を反映し、1990 年代半ば並みの３％（約２％の定昇分を除く）となっている（図表 36）。大企業からは物価上昇に応じて賃金を構造的に

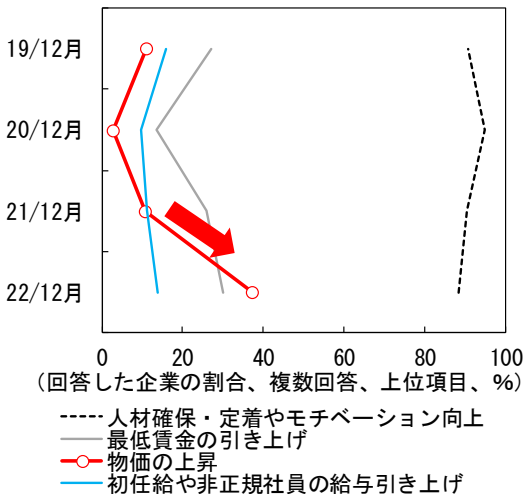
（図表 36）ベースアップの要求と実績



（注）インフレ率は CPI 総合除く生鮮（消費税率・教育無償化政策の影響除く、2022 年は 1～9 月の平均）。ベアの要求率は、2014 年までは中央委、それ以降は連合の値。2023 年は連合の「春季生活闘争基本構想」時点。2022 年以前は、賃上げの要求率から定期昇給の要求率（実績と等しいと仮定）を引いて算出。

（出所）総務省、日本労働組合総連合会、中央労働委員会

（図表 37）企業が賃金を引き上げる主な理由



（注）賃金を引き上げる（予定を含む）商工会議所会員企業を対象とした調査。所定内賃金（正社員）に関する回答。

（出所）日本商工会議所

[28] 古川・城戸・法眼（2023）は、募集賃金上昇の背景に高スキル人材への需要拡大などがあることや、募集賃金上昇が既存の正社員の賃金にラグを伴って波及する可能性があることなどを、実証分析によって示している。

引き上げる必要性を指摘する声が相応に聞かれているほか、収益環境が比較的厳しい中小企業を主な対象としたアンケート調査「商工会議所 LOBO」（2022 年 12 月時点）においても（図表 37）、賃上げの理由として物価の上昇を挙げる回答が顕著に増加している。企業の収益環境の見通しや、ベースアップと一時的なインフレ手当との関係など、不透明な面は多く残っているものの、低インフレ期の状況からは何がしか変化の可能性が期待される。

４．ポストコロナの賃金動向をめぐる論点

前節では、コロナ前まで日本の賃金を上がりにくくしていた要因のうち、一部についてはコロナ前後において変化の兆しがみられることを示した。具体的には、人口動態も反映した労働供給面から生じる労働需給の引き締まり、パート労働者比率の上昇トレンドの頭打ち、転職市場が賃金上昇を伴う形で活発化する兆し、賃上げ交渉における物価上昇への意識の高まりなどが挙げられる。最後に、今後の日本の賃金上昇のペースや持続性を展望するうえで重要と考えられる論点を、すでに変化の兆しがみられている当面の論点から、やや長い目でみた論点まで含め、これまでの整理を踏まえていくつか提示する。

（Ａ）労働市場の二重構造のもとでの賃金の先行き

前節で指摘した労働需給の引き締まりを反映して、雇用流動性が高いパート労働者の賃金は、足もとで経済再開が本格化しつつある対面型サービス業などを中心に、はっきりと伸びを高めている。こうした動きは、労働需給への感応度が比較的低く硬直的な一般労働者の賃金にも、相対的に雇用の流動性が高いとみられる層を中心に、ある程度波及してきている。具体的には、対面型サービス等の特定の業種、中小企業、若年層などの賃金に、労働需給等を反映した変化の兆しが窺われる[29]。

ここでは、若年層の一般労働者の賃金（所定内給与）について、コロナ前から徐々に生じていたとみられる変化について確認する。20-29 歳の若年層と 40-59 歳の中高年層の一般労働者の賃金上昇率の分布を比較すると[30]（図表 38）、中高年層の分布は賃金上昇率０％の位置に高いピークがあるが、若年層の賃金上昇率は３％程度までのプラスの領域に広く分布している。2010 年代前半から

---

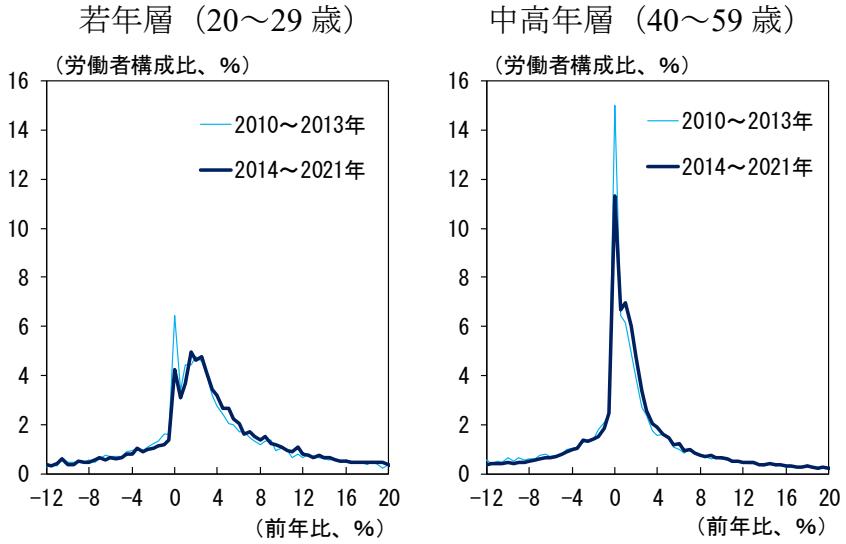
[29] 詳細については、日本銀行（2023）BOX3 を参照。

[30] 個々の労働者の賃金上昇率については、神林（2011）の手法に倣い、「賃金構造基本統計調査」の調査票情報から同じ事業所に２年連続で勤務している労働者を識別し、それらの所定内給与の変化率を算出している。

の変化をみると、中高年層では０％のピークは低くなったものの分布全体の形状はあまり変わっていないのに対し、若年層ではピークの位置が０％からプラスの領域に明確にシフトしている[31]。

このように一般労働者の賃金の硬直性は部分的に和らいできているとみられるが、マクロでみた賃金上昇の本格化を展望するうえでは、相対的に雇用流動性が低い層も含め、幅広く賃金が上昇していくかどうかがポイントとなる。

（図表 38）一般労働者の所定内給与変化率の分布



（注）詳細は脚注 30 を参照。変化率が－35%未満あるいは＋60%超のサンプルは除外。2010～2013 年は、同じ事業所を特定できない 2012 年を除く。

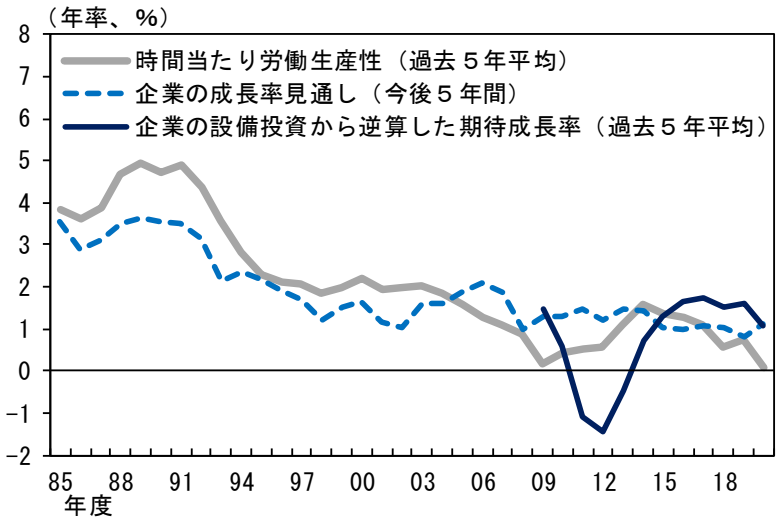
（出所）厚生労働省

（Ｂ）企業の成長期待

次に、やや長い目でみた論点になるが、前節で指摘したように米欧対比で出遅れている日本企業の投資活動を活発化させ、労働生産性を引き上げるうえでのポイントとして、企業の成長期待に注目する。企業へのアンケート調査による今後５年間の日本の実質経済成長率の見通しは、労働生産性の伸び率（過去５年間平均）と概ね連動してきた（図表 39）。また、個別企業の設備投資のデータから、資本係数のトレンドなどに関する一定の仮定のもとで、各企業が念頭に置いている１年後の実質付加価値の期待成長率を算出すると（算出方法の詳細は補論４）、最近は労働生産性の伸びと比べて堅調に推移しているようにもみえる。

31 一般労働者の名目賃金上昇率の分布や労働需給等への感応度に関しては、黒住ほか（2023）でより詳細に分析されている。

（図表 39）企業の成長期待と労働生産性



（注）企業の設備投資から逆算した期待成長率の算出方法については補論４を参照。企業の成長率見通しは、「企業行動に関するアンケート調査」における今後５年間の実質経済成長率の見通し。

（出所）CRD 協会、日本政策投資銀行、内閣府

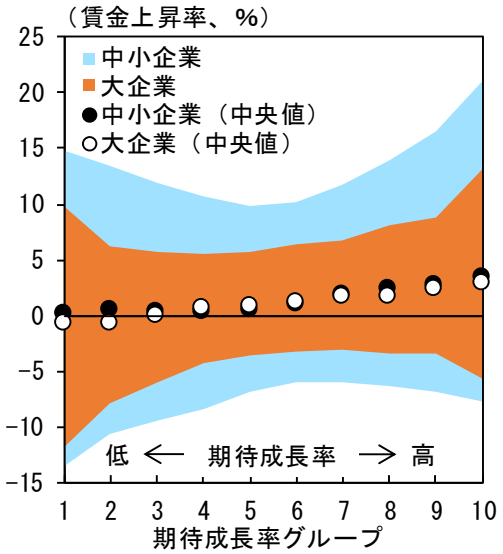
上記で算出した個別企業の期待成長率の分布をみると、大企業でも中小企業でも、期待成長率の高い企業ほど名目賃金上昇率も高いという緩やかな正の相関関係がみられる[32]（図表 40）。背後のメカニズムは必ずしも明らかではないが、設備投資の前提となる成長期待の高まりが資本装備率（資本の労働対比での投入比率）の上昇を通じて労働生産性の上昇につながったことなどが示唆される[33]。これらの動学的な関係をみるため、各企業の期待成長率、労働生産性上昇率、名目賃金上昇率を内生変数とするパネル・ベクトル自己回帰モデル（VAR）を推計し（推計方法の詳細は補論４）、期待成長率を押し上げるショックに対する名目賃金の反応をみると、特に大企業において、名目賃金が持続的に上昇することが確認された（図表 41）。

---

[32] 仔細にみると、中小企業で期待成長率の低い半分以下のグループでは、賃金成長率の中央値が概ねゼロに張り付いており、正の相関はみられていない。

[33] 一般に、設備投資が増えて資本装備率が上昇すると、労働生産性の上昇を通じて賃金が上がりやすくなると考えられる。もっとも、省人化投資などが（資本装備率が上昇するもとでも）労働需要を抑制する場合には、賃金の上昇につながらない可能性も考えられる。一方、高齢化などによる労働供給（投入）の減少は、資本装備率の上昇と労働需給逼迫の両面から、賃金の上昇につながる可能性が考えられる。

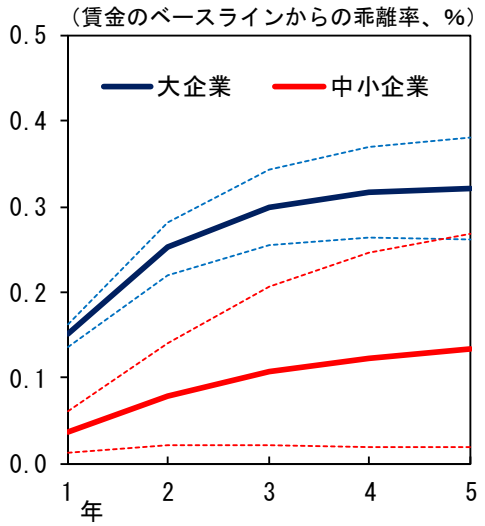
（図表 40）期待成長率と賃金上昇率



（注）シャドーは 25－75%タイル。期待成長率グループは、個別企業の実質期待成長率により 10 グループに均等に分類したもの。2019 年度時点。詳細は補論 4 を参照。

（出所）CRD 協会、日本政策投資銀行、内閣府

（図表 41）期待成長率上昇ショック（1%pt）に対する賃金の反応



（注）推計の詳細については補論 4 を参照。

（出所）CRD 協会、日本政策投資銀行、内閣府

（C）スキルアップを通じた労働移動の円滑化

業種間や企業間での雇用流動化が賃金上昇を伴う形で進むかどうかに関しては、先に論じたとおり様々な側面があるが、日本経済全体として追加的な労働供給余地が低下していくもとで、限られた労働資源を適切に配置することの重要性は一段と増していくと考えられる。

こうした観点からは、企業の内外でスキルアップを通じた労働移動が円滑に行われるようになるかどうかが重要なポイントとなる。一部の企業では、より生産性の高い部署や担当業務に配置転換するために、社員に新たなスキルを身に付けさせる「リスキリング」に注力する動きがみられる。また、政府は「人への投資」などを促す取組みの一環として、能力開発支援や他社への移動によるステップアップ支援などの措置を講じている[34]。こうした企業や政府の取組みが奏功すれば、労働生産性の向上を通じて賃金水準の押上げにつながると考えられる。さらに、大企業を中心に一部でみられ始めている企業内・企業間での労働移動の

[34] 詳細は、内閣官房「新しい資本主義実現本部」の資料を参照。これらの取組みには、最低賃金の引上げや、企業に人的資本に関する情報開示の強化を促す施策なども含まれる。

円滑化の動きが、地域・業種・企業規模などの違いを越えて拡がっていくかどうかにも注目される[35]。

（D）物価と賃金の相互関係

最後に、低インフレのノルムのもとで賃上げが抑制されていた状況が変わり、物価と名目賃金が以前のように共に上昇していくかどうかも重要なポイントである。前節で述べたとおり、足もとの賃上げ交渉では物価上昇への意識が高まっており、物価から賃金への波及の強まりが期待される。さらに、現在の日本では低インフレのノルムが根強く残るリスクがあることも踏まえると、賃金から物価への波及も、一定程度は今後の持続的な物価安定に資すると考えられる。

一方、1970 年代には日米欧など多くの国で、物価の高騰が賃上げ交渉を後押ししただけでなく、名目賃金の上昇がさらなる物価上昇圧力につながったこと（二次的波及効果）によって、両者がスパイラル（連鎖反応）的に上昇した。当時と比べると、物価の安定を目的とする金融政策への信認が高まっているほか、各国で労働組合の組織率が低下するなど労働市場の環境も大きく変わっているが[36]、現在すでに物価と名目賃金が高まっている米欧では、こうしたスパイラル的な上昇のリスクを指摘する向きも多い[37]。

ここで、日本と米国の消費者物価と名目賃金のデータを用いた VAR モデルをそれぞれ推計し（推計方法の詳細は補論５）、1970 年代以降の物価と名目賃金の相互関係について確認する。物価への外生的ショックに対する物価自体の反応のうち、名目賃金の変化を通じた二次的波及効果の部分を抽出すると（図表 42）、1970～80 年代には日本での二次的波及効果が当時の米国と比べてもかなり大きかったが、1990 年代以降は日本では二次的波及効果がほとんどみられなくなっている。一方、米国では、1990～2000 年代にほぼ遮断されていた二次的波及効果が近年は 1970～80 年代並みに拡大している。

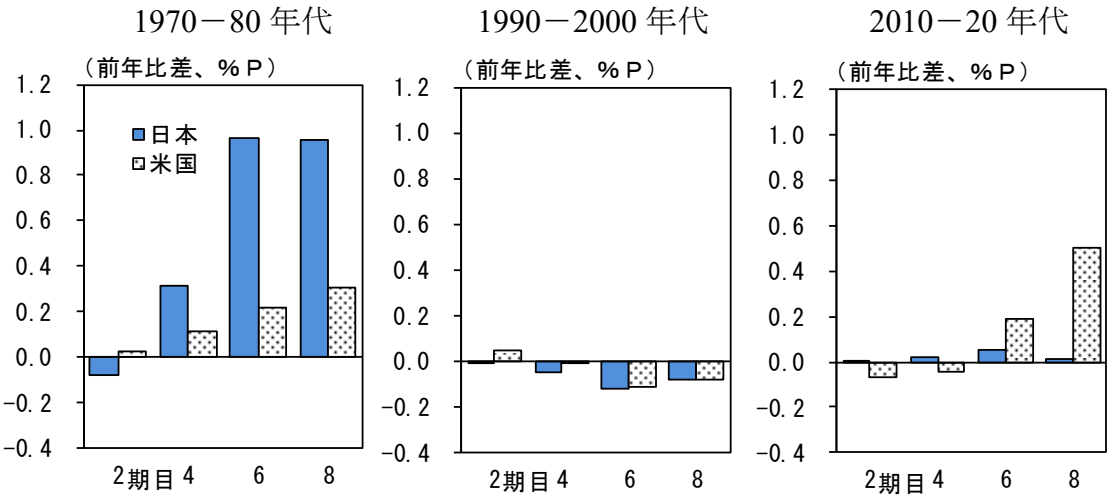
---

[35] 地域の企業における人的投資等を通じた労働生産性向上に向けた取り組みや課題については、日本銀行（2022）を参照。

[36] もっとも、最近の米欧では、労働組合活動の活発化（ストライキの多発等）や、1970 年代に多くみられた物価から賃金へのインデクセーション慣行（米国の COLA 条項等）の復活の動きなどもみられている。

[37] IMF（2022）は、先進各国の 1970 年代を含む長期時系列データを用いて物価と名目賃金の相互関係について分析し、インフレ予想形成が重要な役割を果たしてきた（インフレ予想形成が適合的な場合は物価・賃金のスパイラルが生じやすい）ことなどを示している。

（図表 42）賃金から物価への二次的波及効果



（注）推計方法等の詳細は補論５を参照。

（出所）厚生労働省、総務省

上記の推計結果からは、現在の日本では、従来の物価と名目賃金の相互関係が維持されている限り、二次的波及効果を通じた物価と名目賃金のスパイラル的な上昇のリスクは限定的と評価される。もっとも、物価と名目賃金の相互関係については、どのような要因（低インフレのノルムの変化など）によってどのように変わるか分かっていない点も多く、様々な角度から注視していく必要がある。

５．おわりに

本稿では、日本の名目賃金を上がりにくくしていた様々な要因について米欧と比較しつつ整理し、それらの一部についてはコロナ前後において変化の兆しがみられることを示した。今後の日本の賃金上昇のペースや持続性を展望するうえで重要な論点としては、(A)一般労働者の中でも相対的に雇用流動性が低い労働者も含めて賃金が幅広く上昇するか、(B)企業の成長期待が高まって投資活動が活発化し労働生産性の上昇につながるか、(C)スキルアップを通じた労働移動が円滑に行われるか、(D)低インフレのノルムのもとで賃上げが抑制されていた状況が変わって物価と名目賃金が共に上昇していくか、といった点が挙げられる。

現在もコロナの影響は日本経済に様々な影響を及ぼしており、足もとでは物価上昇の加速も続いている。本稿で指摘したいくつかの変化も、一時的なものか持続的なものか、不透明な部分は多い。こうしたもとで、先行きの賃金動向や労働市場の状況については、本稿で取り上げた論点を中心に、様々な側面を注視していく必要があろう。

補論１．名目賃金関数の推計方法

本補論では、１節で推計結果を示した名目賃金関数の詳細について説明する。

名目賃金を物価、労働生産性、労働需給に関する変数で説明する関数（物価と労働生産性を加えた賃金版フィリップス曲線）は、IMF (2017)、Abdih and Danninger (2018)、Nickel et al. (2019)、Eser et al. (2020) などで広く用いられている。本稿では、これらの先行研究を参考に、日本、米国、ユーロ圏、それぞれについて、以下の賃金関数を推計した[38]。

$$\pi_t^w = c + \rho\pi_{t-1}^w + \beta_1 UR_t + \beta_2 UR_{t-1} + \gamma \cdot prod_t + \alpha \cdot infl_t + \varepsilon_t$$

ここで、π_t^wは一人当たり名目賃金の上昇率（雇用者報酬／雇用者数、前期比）、UR_tは失業率、$prod_t$は労働生産性の上昇率（実質 GDP／雇用者数、前期比）、$infl_t$は消費者物価指数の上昇率（前期比の後方 4 四半期平均）である。なお、名目賃金と労働生産性を時間当たりに変更したり、失業率のラグ項（UR_{t-1}）を含めなかったり、消費者物価指数の上昇率を前方移動平均（予想インフレ率の代理変数）に変更したりしても、定性的な結果は変わらなかった。

図表 2 でラグ項を除いて賃金の変動（前年比）を要因分解する際には、Yellen (2015)の手法を参考に、π_{t-1}^wへの他の項目からの寄与を再帰的に代入した。

$$\begin{aligned}\pi_t^w &= \hat{c} + \hat{\rho}\pi_{t-1}^w + \hat{\beta}_1 UR_t + \hat{\beta}_2 UR_{t-1} + \hat{\gamma} \cdot prod_t + \hat{\alpha} \cdot infl_t + \hat{\varepsilon}_t \\ &= \hat{c} + \hat{\rho}(\hat{c} + \hat{\rho}\pi_{t-2}^w + \hat{\beta}_1 UR_{t-1} + \hat{\beta}_2 UR_{t-2} + \hat{\gamma} \cdot prod_{t-1} + \\ &\quad \hat{\alpha} \cdot infl_{t-1} + \hat{\varepsilon}_{t-1}) + \hat{\beta}_1 UR_t + \hat{\beta}_2 UR_{t-1} + \hat{\gamma} \cdot prod_t + \hat{\alpha} \cdot infl_t + \hat{\varepsilon}_t \\ &= \hat{c} + \hat{\rho}\hat{c} + \hat{\rho}^2\pi_{t-2}^w + \cdots\end{aligned}$$

ここで$\hat{}$は OLS 推計値を表す。いずれの地域でも$\hat{\rho}$の絶対値は 1 未満であったため、各変数の過去の影響は徐々に減衰する。このため、一人当たり名目賃金の変動（π_t^w）は、逐次代入の結果、失業率（UR_{t-i}にかかる項目）、労働生産性（$prod_{t-i}$にかかる項目）、物価上昇率（$infl_{t-i}$にかかる項目）に分解できる（$i = 0,1,\ldots$）。なお、物価上昇率については、総合指数とコア指数を用いた２通りの推計結果を平均して（model averaging）要因分解を行った[39]。

---

[38] 推計期間は、日本と米国は 1980 年第 1 四半期から 2022 年第 1 四半期、ユーロ圏は 1998 年第 2 四半期から 2022 年第 1 四半期。

[39] コア指数は、日本は総合除く生鮮食品、米国とユーロ圏は総合除く生鮮食品及びエネルギーを用いた。

補論２．業種間の賃金の波及

本補論では、２節で示した、業種間の賃金波及に関する分析について説明する。

Lindquist and Vilhelmsson (2006) が提示したシンプルな理論モデルに従い、産業$i \in \{1,2\}$の企業が完全競争下で毎期利潤を最大化する状況を考える。生産関数はコブ・ダグラス型で、産業固有の生産性が AR(1)過程に従って変動する。

産業iの均衡賃金$W_{i,t}^{*}$は、企業の利潤最大化の一階条件(A2-1)によって決定される。長期的には(A2-2)のとおり両産業の均衡賃金が等しくなるが、短期的には労働者が産業間で完全には移動できないため、産業固有の生産性ショックにより産業間の賃金に乖離が生じる（変数の定義は Lindquist and Vilhelmsson (2006)を参照）。

$$\frac{\partial \Pi_{i,t}}{\partial l_{i,t}} : P_{i,t}\theta_i a_{i,t}\left(l_{i,t}\right)^{\theta_i - 1} - W_{i,t}^{*} = 0 \qquad \text{(A2-1)}$$

$$W_{1,t}^{*} = W_{2,t}^{*} \qquad \text{(A2-2)}$$

以上を踏まえ、下記の 2 変数ベクトル誤差修正モデル（VECM）を推計する。

$$\Delta \mathbf{W}_t = \boldsymbol{\pi} \mathbf{W}_{t-1} + \boldsymbol{\pi}_1 \Delta \mathbf{W}_{t-1} + \cdots + \boldsymbol{\pi}_p \Delta \mathbf{W}_{t-p} + \varepsilon_t \qquad \text{(A2-3)}$$

ここで、$\mathbf{W}_t = \left[W_{1,t}, W_{2,t}\right]'$であり、$\varepsilon_t$は産業固有ショックのベクトル、$\boldsymbol{\pi}$は(A2-2)に基づく長期均衡と誤差修正係数によって算出される係数行列である[40]。

日本については、製造業、医療・福祉業、卸売・小売業の 3 業種のそれぞれの賃金と、全業種平均賃金についての２変数 VECM を推計する[41]。賃金は一人当たり定期給与の対数レベル（およびその差分）を用い、ラグは 4 期とする。米国については、同様に製造業と全業種平均賃金を含む 2 変数 VECM を推計する[42]。インパルス応答の計算に当たり、構造ショックはコレスキー分解で識別しており、変数順は、各業種賃金、次に全業種平均賃金としている。本文の図表 16 は各業種で賃金 1%上昇ショックが発生した場合の、全業種平均賃金の累積上昇率を示している。信頼区間はブートストラップ法（2000 回）により計算している。

---

[40] 実際の推計には、A2-2 の関係性に定数項を加えている。

[41] 日本のサンプル期間は、製造業については 1991 年第 2 四半期から 2022 年第 1 四半期、その他業種については 2001 年第 2 四半期から 2022 年第 1 四半期。

[42] 米国のサンプル期間は、1981 年第 2 四半期から 2022 年第 2 四半期。なお、米国に関する同様の分析は Boissay et al. (2022)でも行われている。

補論３．「賃金プレミアム」の推計

一般労働者の賃金には、必要とされるスキルや責任の大きさに対する賃金の割り増しなどを反映して、パート労働者の賃金よりも高めとなっている部分も含まれていると考えられる。２節では、この「賃金プレミアム」を、勤続年数や性別などの属性が同一な一般労働者とパート労働者の間での、時間あたり所定内給与額（以下、所定内時給）の差として定義して定量化を行った。本補論では、「賃金プレミアム」の具体的な推計方法について説明する。

まず、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」の調査票情報から、民営事業所に勤務する労働者を対象として、業種iに属する事業所jに勤務する労働者kの所定内時給を、以下のとおり計算する[43]。

$$\text{所定内時給}_{i,j,k} = \text{所定内給与額}_{i,j,k} \div \text{所定内労働時間数}_{i,j,k}$$

次に、個々の労働者の勤続年数や属性などを説明変数とする賃金関数に、就業形態を表すダミー変数（一般労働者ダミー）と、時点効果を表すダミー変数（年ダミー）を説明変数として追加した下式を業種ごとに推計する[44]。なお、推計に用いる賃金構造基本統計調査の調査票情報は、2009 年から 2021 年の年次データであるが、パネルデータではないため、推計はプール OLS で行う[45]。

$$\begin{aligned}\log \text{所定内時給}_{i,j,k} &= \beta_{i,0} + \beta_{i,1} \times \text{勤続年数}_{i,j,k} + \beta_{i,2} \times \text{勤続年数}_{i,j,k}^{2} \\ &+ \beta_{i,3} \times \text{性別ダミー}_{i,j,k} + \beta_{i,4} \times \text{都道府県ダミー}_{i,j} + \beta_{i,5} \times \text{企業規模ダミー}_{i,j} \\ &+ \beta_{i,6} \times \text{一般労働者ダミー}_{i,j,k} + \sum_{t=2009}^{2020} \beta_{i,7,t} \times t\text{年ダミー} \\ &+ \sum_{t=2009}^{2020} \beta_{i,8,t} \times \text{一般労働者ダミー}_{i,j,k} \times t\text{年ダミー} + \varepsilon_{i,j,k}\end{aligned}$$

以上の推計結果から、一般労働者ダミーおよび年ダミーとの交差項の回帰係数の合計値（$\widehat{\beta_{i,6}} + \widehat{\beta_{i,8,t}}$）を、$t$年における業種$i$の「賃金プレミアム」とした。

---

[43] 賃金構造基本統計調査は各年６月の名目賃金や労働時間を調査対象としている。

[44] これら以外の変数として、事業所が所在する都道府県のダミー変数（都道府県ダミー）と、その事業所が所属する企業の規模を表すダミー変数（企業規模ダミー）を採用した。なお、企業規模ダミーでは、常用雇用者数が 1,000 人以上の企業を「大企業」、100 人以上 1,000 人未満を「中堅企業」、5 人以上 100 人未満を「中小企業」とした。

[45] 本稿では、産業分類が継続して利用可能な 2009 年以降のデータを対象とした。

補論４. 企業の期待成長率と名目賃金

４節では、個別企業の期待成長率と名目賃金の関係を分析した。本補論では、期待成長率の計測方法と同分析で使用したパネル VAR の概要を説明する。

個別企業の期待成長率の計測には標準的な方法があるわけではないが、本稿では、マクロの期待成長率を計測した内閣府（2001）や石崎・川本（2006）の方法を、個別企業の期待成長率の算出に適用する。内閣府（2001）や石崎・川本（2006）では、資本ストック伸び率と期待成長率の関係を仮定したうえで、GDP 統計等のデータを用いて、以下のようにマクロの期待成長率を算出した。

資本係数（実質資本ストック$[K]$／実質 GDP $[Y]$）の伸び率をγ_tとすると、

$$\frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} - \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}} = \gamma_t$$

が成り立つ。資本係数はトレンド成長率（$\overline{\gamma}_t$）に沿って変動すると仮定したうえで、時点$t-1$に想定する翌期の実質 GDP の期待成長率（観測不能）をg_tとすると、資本係数のトレンド成長率を実現する時点tの資本ストック（K_t^*）は、

$$\frac{K_t^* - K_{t-1}}{K_{t-1}} = g_t + \overline{\gamma}_t$$

となる。企業が、資本係数のトレンド成長率を維持するように設備投資（$K_t = K_t^*$）を行うとすると、その際に想定されている期待成長率は

$$g_t = \frac{K_t - K_{t-1}}{K_{t-1}} - \overline{\gamma}_t$$

と表される。この関係をもとに、期待成長率は、資本ストックと資本係数のトレンド成長率を用いて算出することができる。本稿では、以上の方法を適用し、企業財務データから個別企業ごとの期待成長率$g_{i,t}$を算出した[46]。

使用した企業財務データは、上場企業については日本政策投資銀行『企業財務データバンク』、中小企業については CRD 協会『中小企業信用リスク情報データベース』である。資本ストックは有形固定資産（除く土地）とした。GDP に対応する付加価値額の定義は飯田（2021）を参考にした[47]。また、資本ストックおよび付加価値額は、それぞれ GDP 統計の民間企業設備投資デフレーター、業種別 GDP デフレーターを用いて実質化した。資本係数のトレンド成長率は、資本係数の成長率の後方３年移動平均とした。

---

[46] 個社レベルの期待成長率とは、概念上、個社が創出する付加価値の期待成長率を表す。

[47] 具体的には、付加価値額＝営業利益＋労務費＋人件費＋賃借料＋租税公課＋支払利息割引料＋減価償却費と定義。

パネル VAR では、名目賃金が労働生産性の影響を受けることを念頭に、期待成長率へのショックに対する名目賃金の反応を推計した。パネル VAR は、個別企業の異質性に関する情報を利用することで、時系列方向のサンプル数が限られるデータでもインパルス応答を分析できるのが特徴である。本稿では、期待成長率、労働生産性の上昇率、名目賃金上昇率（一人当たり）を変数とするパネル VAR を推計した[48]。その際、業種の要因と企業の個別要因は、それぞれ、各企業が属する業種の平均賃金上昇率と企業固定効果でコントロールした。

推計では、内生性の問題に対処するため、Arellano and Bond（1991）による GMM を採用した[49]。サンプル期間は 2009～2020 年度であり、推計対象の企業数は、期間中一貫してデータが取得可能な、約 7 万社である。ラグ次数は 1 期とした。

図表 41 では、期待成長率が＋１％ポイント上昇するショックに対する賃金上昇率の累積インパルス応答を示している（コレスキー分解を行う変数の順序は、期待成長率、労働生産性の上昇率、一人当たりの名目賃金上昇率）。結果からは、企業の成長期待の高まりが、賃金に有意にプラスの影響を及ぼすことが確認できる[50]。

なお、石崎・川本（2006）が指摘しているように、資本ストック等から算出する期待成長率は、資本係数のトレンド成長率にどのような値を用いるかなどによって大きく変わり得る点には留意する必要がある。加えて、Thomas (2002)などで指摘されているとおり、企業の設備投資は、ある時点において一括で行われた後、しばらくは行われないというパターンも多いため、個社レベルの資本ストックの伸び率は振れが大きい。こうした事情も踏まえ、本稿で算出された期待成長率やそれを用いた分析結果は、幅をもってみるべきである。

---

[48] 名目賃金（一人当たり）は「(労務費＋人件費（役員賞与を除く)）／従業員数」、労働生産性は「実質付加価値額／従業員数」と定義。

[49] パネル推計では、説明変数に自己ラグ項を含む場合、被説明変数と誤差項が相関をもち、通常の固定効果モデルでは推定値にバイアスが生じることから、操作変数法を用いる必要がある。本稿の推計では、内生変数の 2～3 期ラグを操作変数に用いた。

[50] 図表 41 の累積インパルス応答は、賃金水準のベースラインからの上昇率を表している。従って、企業の成長期待の高まりが、賃金水準の上昇につながることを示唆している。

補論５．賃金から物価への二次的波及効果

本補論では、４節で示した、日米における物価上昇時の賃金から物価への二次的波及効果の推計方法を説明する。まず、賃金上昇率と物価上昇率から構成される以下の 2 変数ベクトル自己回帰モデル（VAR）を推計する。

$$Y_t = \sum_{j=1}^{p} A_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \qquad \text{(A5-1)}$$

このうち、Y_tは内生変数のベクトルであり、消費者物価上昇率と賃金上昇率で構成される。ε_tは誘導ショックのベクトルである。

消費者物価を上昇させるショックが生じた際の、賃金変動を通じた消費者物価への二次的波及効果を、Bachmann and Sims（2012）の手法をもとに、以下のとおり算出する。

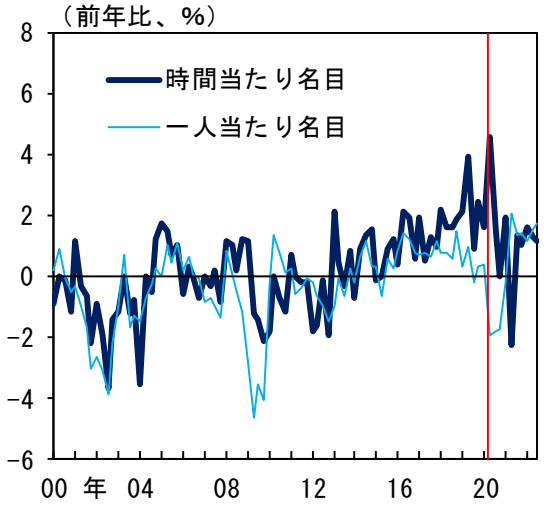
① (A5-1)式の VAR について、消費者物価上昇率、賃金上昇率、の順序とするコレスキー分解により構造ショックを識別し、消費者物価上昇ショックに対する消費者物価自体のインパルス応答を算出する。

② 上記と合わせて、消費者物価上昇ショックによる賃金の反応をちょうど相殺するような賃金変動ショック（①と同様にコレスキー分解により識別）を発生させることにより、賃金が固定された場合の消費者物価上昇ショックに対する消費者物価のインパルス応答を計算する。

③ 上記①（賃金が変動する場合の消費者物価のインパルス応答）から②（賃金が固定された場合の消費者物価のインパルス応答）を減算し、消費者物価への二次的波及効果を算出する。

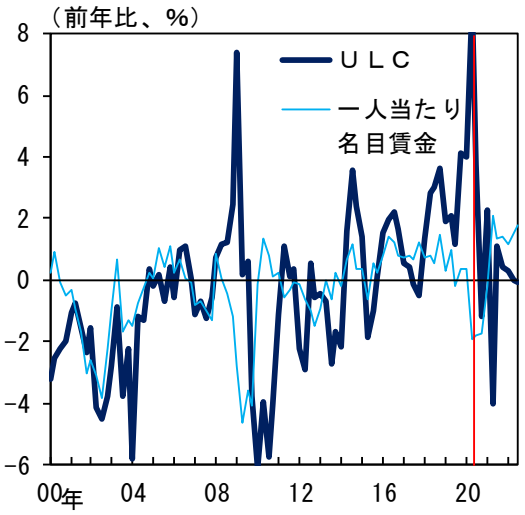
以上の計算を、日本および米国のデータについて行う。日本については消費者物価（総合）と一人当たり定期給与を用い、米国については個人消費デフレーターと時間当たり賃金を用いる。VAR のラグは４四半期とし、サンプル期間を、1970 年第 1 四半期から 1989 年第 4 四半期、1990 年第 1 四半期から 2009 年第 4 四半期、2010 年第 1 四半期から 2022 年第 2 四半期、に分割して推計する。本文の図表 42 では、計算された二次的波及効果を前年比に換算して示している。

（参考図表 1）時間当たり名目賃金



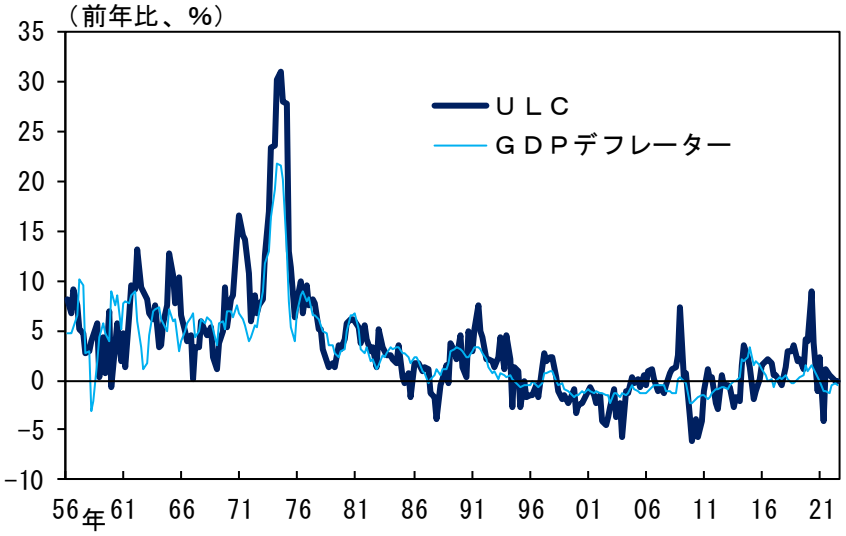
（注）2016 年以降は共通事業所ベース。
（出所）厚生労働省

（参考図表 2）ユニット・レーバー・コスト



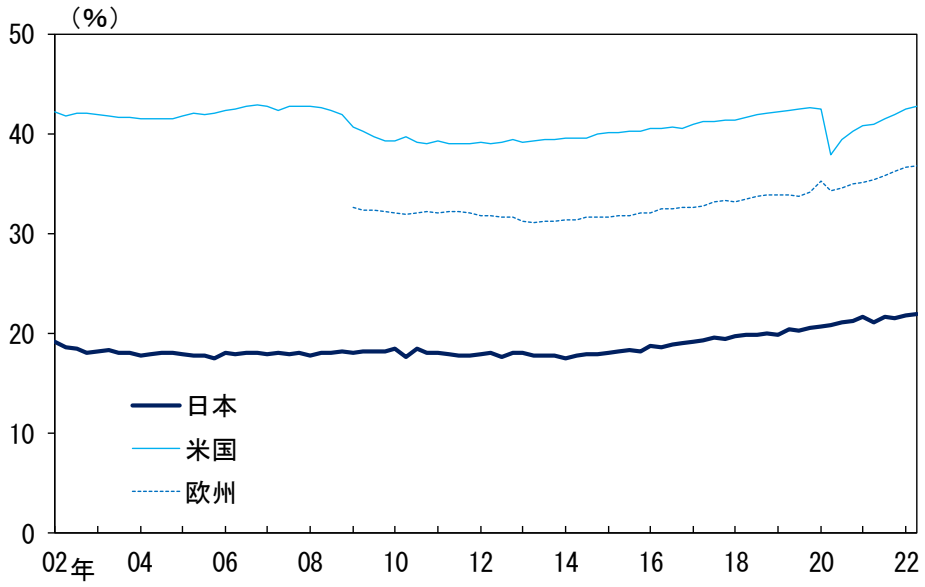
（注）ユニット・レーバー・コスト（ULC）は名目雇用者報酬／実質 GDP。一人当たり名目賃金の 2016 年以降は共通事業所ベース。
（出所）内閣府、厚生労働省

（参考図表 3）ユニット・レーバー・コストと GDP デフレーター



（注）ユニット・レーバー・コスト（ULC）は名目雇用者報酬／実質 GDP。
（出所）内閣府

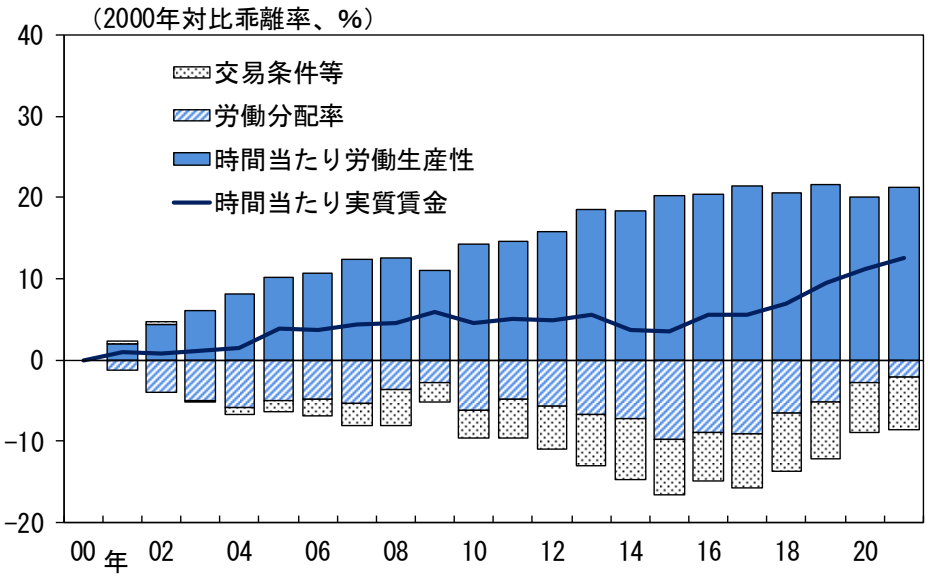
（参考図表 4）一般労働者に限った女性の就業率



（注）女性人口（日本は 15 歳以上、米国は 16 歳以上、欧州は 15-74 歳）に占める女性一般労働者の比率。日本の一般労働者は、労働力調査の「正規の職員・従業員」を使用。

（出所）総務省、BLS、Eurostat

（参考図表 5）実質賃金の要因分解



（注）時間当たり実質賃金の計算方法・分解方法は以下のとおり（家計最終消費支出デフレーターは持ち家の帰属家賃及び FISIM を除く）。

$$\frac{\text{名目雇用者報酬}}{\text{家計最終消費支出デフレーター}}\Big/\text{雇用者数×労働時間} = \frac{\text{名目雇用者報酬}}{\text{雇用者数×労働時間}}\Big/\frac{\text{名目 GDP}}{\text{就業者数×労働時間}} \times \frac{\text{名目 GDP}}{\text{GDP デフレーター}}\Big/\text{就業者数×労働時間} \times \frac{\text{GDP デフレーター}}{\text{家計最終消費支出デフレーター}}$$

時間当り実質賃金　＝　労働分配率　×　時間当たり労働生産性　×　交易条件

（出所）厚生労働省、総務省、内閣府

参考文献

青木浩介・高富康介・法眼吉彦 (2023)、「わが国企業の価格マークアップと賃金設定行動」、未定稿

飯田智之 (2021)、「近年の中小企業の生産性動向」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.21-J-13

石川経夫・出島敬久 (1994)、「労働市場の二重構造」、第６章、石川経夫（編）『日本の所得と富の分配』、東京大学出版会、169-209

石崎寛憲・川本卓司 (2006)、「近年の製造業の設備投資増加について」、日銀レビュー、No.2006-J-17

川本卓司・篠崎公昭 (2009)、「賃金はなぜ上がらなかったのか？ー2002～07年の景気拡大期における大企業人件費の抑制要因に関する一考察 ー」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.09-J-5

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、62(4), 301-317

神林龍 (2017)、『正規の世界・非正規の世界――現代日本労働経済学の基本問題』、慶應義塾大学出版会

黒住卓司・杉岡優・伊達大樹・中澤崇 (2023)、「わが国の二重労働市場と名目賃金上昇率」、未定稿

黒田東彦 (2022)、「賃金上昇を伴う形での「物価安定の目標」の持続的・安定的な実現に向けて」、日本経済団体連合会審議員会における講演、2022年12月26日、日本銀行

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

近藤絢子 (2017)、「人手不足なのに賃金が上がらない三つの理由」、第１章、玄田有史（編）、『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

内閣府 (2001)、「平成１３年度 年次経済財政報告」

内閣府政策統括官（経済財政分析担当） (2023)、「日本経済２０２２－２０２３－物価上昇下の本格的な成長に向けて」

日本銀行 (2022)、地域経済報告－さくらレポート－（別冊シリーズ）、「地域の企業における労働生産性向上に向けた取り組みと課題－最近の環境変化への対応に着目して－」

日本銀行 (2023)、経済・物価情勢の展望（2023年1月）

日本銀行調査統計局 (2010)、「正社員の企業間移動と賃金カーブに関する考察－日本的雇用慣行は崩れたか？－」、調査論文

平田渉・丸山聡崇・嶺山友秀 (2020)、「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」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.20-J-3

古川角歩・城戸陽介・法眼吉彦 (2023)、「求人広告情報を用いた正社員労働市場の分析」、未定稿

八木智之・古川角歩・中島上智 (2022)、「わが国の生産性動向―近年の事実整理とポストコロナに向けた展望―」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、No.22-J-3

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), 1-14

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.

労働政策研究・研修機構 (2023)、「ユースフル労働統計2022 ―労働統計加工指標集―」

Abdih, Y. and Danninger, S. (2018), "Understanding US Wage Dynamics," IMF Working Papers, WP/18/138.

Aksoy, C. G., Barrero, J. M., Bloom, N., Davis, S. J., Dolls, M., and Zarate, P. (2022), "Working from Home Around the World," *EconPol Forum*, CESifo, 23(06), 38-41.

Arellano, M and Bond, S. (1991), "Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations," *The Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.

Bachmann, R. and Sims, E. R. (2012), "Confidence and the Transmission of Government Spending Shocks," *Journal of Monetary Economics*, 59(3), 235-249.

Barrero, J. M., Bloom, N., and Davis, S. J. (2021), "Why Working from Home Will Stick," NBER Working Paper, 28731.

Bodnár, K. and O'Brien, D. (2022), "The Role of Migration in Weak Labour Force Developments during the COVID-19 Pandemic." Box 5, ECB Economic Bulletin, Issue 1/2022.

Boissay, F., De Fiore, F., Igan, D., Pierres-Tejada, A., and Rees, D. (2022), "Are Major Advanced Economies on the Verge of a Wage-Price Spiral?" BIS Bulletin, No. 53.

Causa, O., Luu, N., and Abendschein, M. (2021), "Labour Market Transitions Across OECD Countries: Stylised Facts," OECD Economics Department Working Papers, No. 1692.

Eser, F., Karadi, P., Lane, P. R., Moretti, L., and Osbat, C. (2020), "The Phillips Curve at the ECB," *The Manchester School*, 88(51), 50-85.

Hara, H. (2014), "The Impact of Firm-provided Training on Productivity, Wages, and Transition to Regular Employment for Workers in Flexible Arrangements," *Journal of the Japanese and International Economies*, 34, 336-359.

Hobijn, B. (2022), ""Great Resignations" Are Common During Fast Recoveries," FRBSF Economic Letter, 2022(08), 1-06.

Hoshi, T. and Kashyap, A. K. (2020), "The Great Disconnect: The Decoupling of Wage and Price Inflation in Japan," NBER Working Paper, 27332.

International Monetary Fund (IMF) (2017), "Recent Wage Dynamics in Advanced Economics: Drivers and Implications," Chapter 2, World Economic Outlook, October 2017.

International Monetary Fund (IMF) (2022), "Wage Dynamics Post-COVID-19 and Wage-Price Spiral Risks," Chapter 2, World Economic Outlook, October 2022.

Iwasaki, Y., Muto, I., and Shintani, M. (2021), "Missing wage inflation? Estimating the Natural Rate of Unemployment in a Nonlinear DSGE Model," *European Economic Review*, 132, 103626.

Kawaguchi, D. (2006), "The Incidence and Effect of Job Training among Japanese Women," *Industrial Relations: A Journal of Economy and Society*, 45(3), 469-477.

Kimura, T., Kurachi, Y., and Sugo, T. (2022), "Decreasing Wage Returns to Human Capital: Analysis of Wage and Job Experience Using Micro Data of Workers," *Journal of the Japanese and International Economies*, 66, 101217.

Kondo, A. (2019), "Impact of Increased Long-term Care Insurance Payments on Employment and Wages in Formal Long-term Care," *Journal of the Japanese and International Economies*, 53, 101034.

Kondo, A. and Naganuma, S. (2015), "Inter-industry Labor Reallocation and Task Distance," *Journal of the Japanese and International Economies*, 38, 127-147.

Lindquist, M. and Vilhelmsson, R. (2006), "Is the Swedish Central Government a Wage Leader?" *Applied Economics*, 38(14), 1617-1625.

Morikawa, M. (2022), "Work-from-home Productivity During the COVID-19 Pandemic: Evidence from Japan," *Economic Inquiry*, 60(2), 508-527.

Ngai, L. R. and Pissarides, C. A. (2007), "Structural Change in a Multisector Model of Growth," *American Economic Review*, 97(1), 429-443.

Nickel, C., Bobeica, E., Koester, G., Lis, E., and Porqueddu, M. (2019), "Understanding Low Wage Growth in the Euro Area and European Countries," ECB Occasional Paper, 232.

Thomas, J. K. (2002), "Is Lumpy Investment Relevant for the Business Cycle?" *Journal of Political Economy*, 110(3), 508-534.

Yeh, C., Macaluso, C., and Hershbein, B. (2022), "Monopsony in the US Labor Market," *American Economic Review*, 112(7), 2099-2138.

Yellen, J. L. (2015), "Inflation Dynamics and Monetary Policy: speech at the Philip Gamble Memorial Lecture, University of Massachusetts, Amherst, Massachusetts, September 24," Speech, Board of Governors of the Federal Reserve System.