

賃金上昇が抑制されるメカニズム

おざきたつや げんだゆうじ
尾崎達哉／玄田有史

要 旨

本論文は、人手不足が深刻さを増す一方、賃金の顕著な上昇がみられない背景について最新データを用いて考察した。労働供給の拡大が収束し非正規雇用の労働市場がルイスの転換点を迎えれば、賃金は今後急速に上昇する。その可能性は世帯所得と留保賃金の高い人々の参入が始まった女性について大きい。引退が抑制され非正規求人を受け皿となってきた高齢者も、団塊世代が70歳代となり労働市場からの退出が本格化すると、賃金上昇に早晚転じる可能性はある。正規雇用では月給削減を嫌う労働者の心理により、企業は将来の賃下げにつながりかねない現在の賃上げを回避しがちなことが指摘されてきた。そこで毎月の給与に代わって賞与が柔軟な配分をもたらす可能性も検証した。実証分析からは業績の悪化に対しボーナスは大きく下方調整される一方、業績の改善に応じたボーナスの上方調整は限定的だったことが明らかとなった。さらに人材流出防止策として特別給与は中高年より若年に手厚く配分される傾向があり、それは高齢化し流動性の低下した正規雇用の報酬停滞につながった。賃金、単位労働費用、労働生産性についての考察では、製造業、建設業、飲食業等では賃金上昇を労働生産性向上が相殺することで単位労働費用の上昇を抑制してきた。半面、他の産業では賃金上昇が労働生産性の伸びを上回り、物価上昇の誘因となりうる状況も存在した。

キーワード：労働供給、ルイスの転換点、留保賃金、上方硬直性

.....
本稿は、東京大学金融教育研究センター・日本銀行調査統計局第8回共催コンファレンス「近年のインフレ動学を巡る論点：日本の経験」（2019年4月15日開催）での報告論文を改訂したものである。早川英男氏、岩田一政氏、植田和男氏、植田健一氏、木内登英氏、陣内了氏、原田泰氏、門間一夫氏をはじめ、コンファレンス参加者から貴重なコメントを頂いた。また、本稿の作成にあたっては、日本銀行スタッフから有益な助言やコメントを頂いたほか、図表作成および計数作成においてご協力を頂いた。記して感謝の意を表したい。ただし、本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者たち個人に属する。

本研究は、大阪大学21世紀COEプロジェクト「アンケートと実験によるマクロ動学」、グローバルCOEプロジェクト「人間行動と社会経済のダイナミクス」および科研費・基盤研究S「長期不況の行動経済学的分析」によって実施された「くらしの好みと満足度についてのアンケート」の結果を利用している。また、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。ここに記して感謝する次第である。

尾崎達哉 日本銀行調査統計局（現総務人事局、E-mail: tatsuya.ozaki@boj.or.jp）

玄田有史 東京大学社会科学研究所（E-mail: genda@iss.u-tokyo.ac.jp）

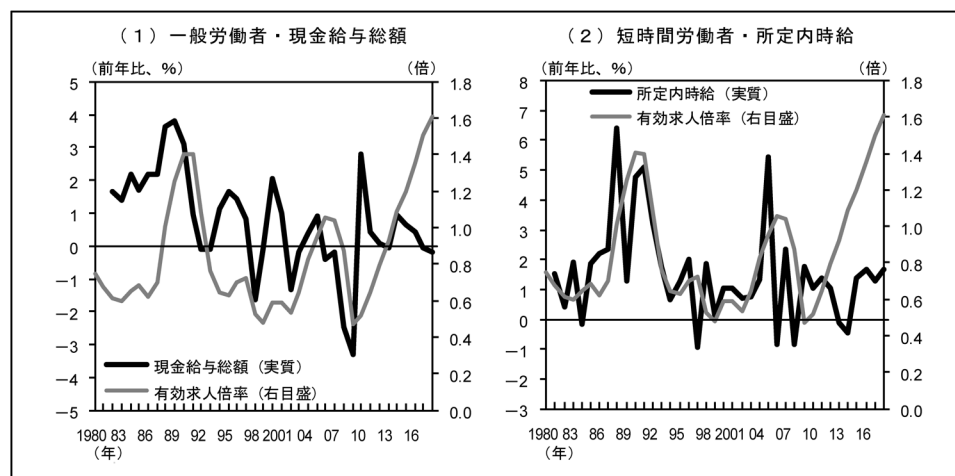
1. はじめに

2017年に本稿の執筆者の1人が編者となって刊行した玄田〔2017〕は、思いのほか多くの反響をいただいた。それだけ同書のテーマが、多数の人々にとって重要な関心事であることを実感した。

実際、日本経済は平成時代の30年間を通じて、さまざまな景気変動を経験しながらも、少なくともマクロ経済全体では、ほとんど実質賃金の変動しない状況が続いてきた。さらに今般の完全失業率の低下や有効求人倍率の上昇などに反映される労働需給の急速な逼迫にもかかわらず、実質賃金の上昇はきわめて限定的である。図表1は、一般労働者と短時間労働者の実質賃金の対前年度変化率を、有効求人倍率の推移とともに示したものである。

2010年代に入り、有効求人倍率は右肩上がりに上昇してきたが、一般労働者と短時間労働者に共通して、実質賃金には目立った増加がみられず、一時的には減少する局面すらみられた。賃金の伸び悩みの理由については雇用者に占める非正規労働者の比率（以下、非正規比率）の上昇を挙げる声も多い。だが総務省『労働力調査（詳細集計）』では、2010年代後半以降になると、非正規比率は37～38%程度で

図表1 労働需給の変動と実質賃金の推移



備考：現金給与総額は、『賃金構造基本統計調査』の定期給与（万円／月）×12ヵ月＋前年の特別給与（万円／年）により算出。2018年の一般労働者は、『毎月勤労統計』の共通事業所サンプルの伸び率を用いて延長した試算値。1987年以前の短時間労働者の所定内時給は、女性のみの値。消費者物価指数（除く持家の帰属家賃、消費増税調整済み）を用いて実質化。

資料：『賃金構造基本統計調査』『毎月勤労統計』『職業安定業務統計』（厚生労働省）、『消費者物価指数』（総務省）。

安定している。むしろ構成比率の変化とは別に、図表 1 に示されたように、正規雇用であれ、非正規雇用であれ、深刻な人手不足にもかかわらず著しい賃金の増加がみられてこなかったのが、直近の日本の労働市場の特徴である。

かつてケインズは、労働需給が弛緩し、労働市場に失業者が大量に発生したとしても、需給調整が機能しない賃金の下方硬直性を指摘した。それに対し、現下の日本経済は労働市場の需給が逼迫し、深刻な人手不足が発生しているにもかかわらず、価格上昇によってその状況が即座に解消されない、いわば賃金の上方硬直性ともいべき状況が生じている。そしてこの新たなパズルに対しては、十分な説明が行われてこなかったように思われる。そこでこの問題を多角的な観点から考察すべく、玄田〔2017〕は企画された。

玄田〔2017〕は、精鋭の研究者と政策担当者による 16 本の論文ならびに本稿の執筆者の 1 人による序文と結びにより構成される。この編書に特筆すべきことがあるとすれば、同書を企画し、執筆者に寄稿の依頼をした際、事前に内容の明確な調整や棲み分けはあえて行わなかったことかもしれない。人手不足にもかかわらず賃金の停滞が続く構造的理由に関する見解を専門的な視点から思う存分に主張してもらうようお願いしたところ、すべての依頼者から快諾を得て、刊行に至った。

それぞれの論考で独自の知見が示され、それは賃金停滞の背景はそれだけ複雑であって一様でないことも同時に意味していた。一方、論考のなかには、図らずも共通した内容も少なからずみられた。そこで結びでは、各章の内容を以下の 7 つのポイントにまとめたうえで総括した。

- 【需給】労働市場の需給変動からの考察
- 【行動】行動経済学等の観点からの考察
- 【制度】賃金制度などの諸制度の影響
- 【規制】賃金に対する規制などの影響
- 【正規】正規・非正規問題への注目
- 【能開】能力開発・人材育成への注目
- 【年齢】高齢問題や世代問題への注目

以下、本稿では玄田〔2017〕のうち、比較的多くの読者から関心を得たと编者として感じた 3 つの論点について取り上げ、直近の 2018 年までの利用可能なデータ等を活用し、あらためて賃金が抑制されてきた理由を検証してみたい。

2. 残された論点

(1) ルイスの転換点の到達可能性

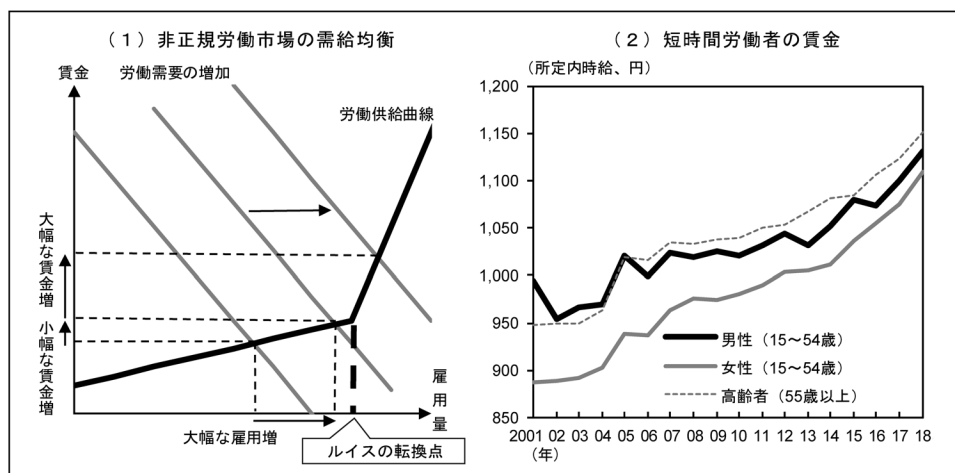
まず労働市場の部分均衡モデルを想定する（図表2（1））。景気拡大や技術革新などにより労働需要が右方にシフトした場合、需給均衡点は右上方に移動することで、雇用量の拡大と実質賃金の上昇が通常もたらされる。

ただし右上がりの労働供給の賃金弾力性が高い場合、そうでない場合に比べて、均衡賃金の増加は小幅にとどまる。実際、2000年代には非正規雇用の主な担い手として労働供給の拡大に寄与した女性や高齢者では、労働供給の賃金弾力性が相対的に高いことが先行研究より知られてきた（Blundell [2014]、日本銀行 [2018] 等）。

労働供給に占める女性や高齢者の比重が高まった場合、労働供給全体の賃金弾力性も増す。そのため労働需要が拡大したことで人手不足の状態が生じると、新たな均衡においては雇用量が大きく増加する一方で、賃金は上昇したとしても（図表2（2））、その度合いは抑制された可能性がある（川口・原 [2017]）。

事実、よく知られた女性労働力率のM字カーブも、2000年代以降は20歳代後半から30歳代の労働力の底上げによって解消に向かって変化した。加えて定年延長や再雇用制度の普及、さらには老後の所得補填ニーズの高まり等を背景に、高齢者

図表2 非正規労働市場の需給均衡と短時間労働者の時給の推移



資料：川口・原 [2017]、『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）

の労働力率も 2000 年代に高まった。具体的には、60～64 歳の労働力率は 2000 年の 55.5%から 2018 年に 70.6%に増加したほか、65～69 歳でも同期間中に 37.5%から 47.6%へと大きく上昇した。

だが、人手不足の受け皿となってきた女性や高齢者からなる労働力人口も、収斂の時期が訪れる可能性がある。女性や高齢者の労働供給が枯渇し、大幅な賃金上昇がない限り、追加的な供給を確保できない状況は、労働供給の賃金弾力性が低下に転じることを意味する。図表 2 (1) に示されたその転換点は、開発経済学者アーサー・ルイスの名にちなみ、「ルイスの転換点」と呼ばれる (Lewis [1955])。

元来、ルイスの転換点は、発展途上国の都市部で工業化が進展しても、農村部からの余剰労働力の流入が続く限り（すなわちルイスの転換点が訪れない限り）、賃金上昇は限定的となることを指摘したものであった。その構造は、人手不足が深刻化した 21 世紀初頭の日本の労働市場における賃金抑制に関しても、1 つの有力な解釈といえるだろう。

だとすれば、今後の賃金・物価動向を考えるうえでも、日本の労働市場において早晩ルイスの転換点が訪れるか否かが 1 つのポイントとなる。そこで 3 節では、玄田 [2017] 刊行後の直近データなども用いながら、ルイスの転換点の到達可能性について検討する。

(2) 月給の上方硬直性とボーナスによる代替

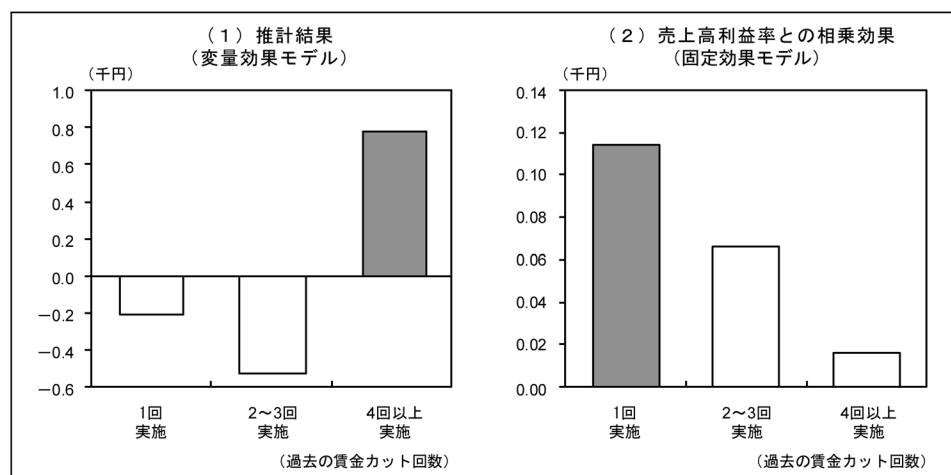
玄田 [2017] の 16 章のうち、実に 4 つの章で言及されたのが「賃金の下方硬直性と上方硬直性の密接な関係」に関するものだった（近藤 [2017]、山本・黒田 [2017]、佐々木 [2017]、加藤 [2017]）。

行動経済学を踏まえた実証研究や理論研究では、労働者は賃金が現状の水準から下がることを嫌い、実際に下がってしまうと働く意欲などに少なからずマイナスの影響を及ぼすことが指摘されてきた。それは同時に、賃金が下がらないのであれば賃金増加にはさほど執着しないことも意味していた (Camerer *et al.* [1997]、Elsby [2009]、Benigno and Ricci [2011]、Lechthaler [2013] 等)。

このような状況が、正規雇用を中心に実際の労働者の心理や行動のメカニズムに少なからず組み込まれているなかで、現下の人手不足に対応すべく企業が賃金の引上げを考えたでしょう。一方、企業にとって、先行きの業績見通しについては不確実性が大きく、業績悪化のために人件費カットに迫られる事態も将来的には少なからず予想されている。

このとき、いったん賃金を増やしてしまうと、将来不測の事態が生じて再び賃金を下げることが難しく、場合によっては、企業の存続すら危ぶまれる状況すら生

図表 3 所定内給与の下方硬直性



備考：(1) は、過去 10 年間に賃金カットを実施した企業は、賃金カットを一度も実施しなかった企業対比で、2012 年以降、所定内月給の改訂をどの程度大きく実施したかを示したものの。同様に、(2) は、売上高利益率が 1% 上昇した際に、所定内月給がどの程度大きく上昇したかを示したものの。シャドー部分は影響が統計的に有意であることを示す。

資料：山本・黒田 [2016, 2017]

じかねない。反対に企業が賃金を下げることさえ回避し続ければ、労働者はそれほど不満や意欲の低下を示したりしない。そのため人手不足であったとしても、賃金を上げることに企業は慎重となり、現行の賃金水準の維持を優先することになる。

実際、山本・黒田 [2016, 2017] では、企業パネル調査を用いた実証分析を通じ、過去 10 年に一度も賃金を下げなかった企業は賃金を上げることもなく、反対に 4 回以上頻繁に賃下げを実施した企業は賃上げにも積極的であったり、一度賃下げ経験がある企業ほど業績が改善した際には賃上げを行う傾向もあるといった推定結果等を紹介している (図表 3)。そして過去に賃金を下げてこなかった企業が大部分を占めることから、全体的にみると人手不足でも賃上げが生じにくくなっていることを指摘する¹⁾。

一方、このような賃金の上方硬直性に関する主張には留意すべき論点も残されていた。山本・黒田 [2016, 2017] で検証の対象とされた賃金は、毎月支払われることが契約され、かつ残業手当等を含まない「所定内給与」であった。上方硬直性が

1 山本・黒田 [2017] の主張のポイントは 2000 年代半ばから 2010 年代半ばにかけて所定内給与のカットが一度もない賃金硬直的な企業グループは全体の 8 割以上にのぼり、これらの硬直的なグループが大部分を占めるため、結果的に全体として人手不足でも上方硬直性になっている点にあり、企業が硬直的な賃金を支払う傾向が強まったことを述べるものではない。さらに下方硬直性が強かったバブル崩壊後の不況期に月給が下がらなかったことが、今般の好況でも月給が上がらない背景となっている可能性があると指摘している。

確認されたのはあくまで所定内給与であり、年間給与総額に関する硬直性が主張されているわけではない。事実、別の研究である山本〔2007〕では、2000年代の日本の年間給与総額の下方硬直性は国際的にみても大きくないことが述べられている。

だとすれば、年間給与総額のうち、所定内給与以外の大部分を占める賞与（以下「特別給与」もしくは「ボーナス」とも呼ぶ）には、月給と違って柔軟な調整の余地が、特に正規雇用には残されているかもしれない。厚生労働省『平成30年賃金構造基本統計調査』によれば、一般労働者の年間給与総額に占める「年間賞与その他特別給与額」の割合は18.7%と決して小さくない。業績悪化に対しボーナスを抑制するのと同様に、業績の改善にはボーナスを柔軟に拡大するメカニズムは機能しているのだろうか。

先行きの不透明感から定期的な月給の引上げに慎重な企業でも、一時的・臨時的な色彩の強いボーナスであれば柔軟な支払いを行う可能性もある。特に人手不足のなかで労働者の確保は企業にとって喫緊の課題であり、その方策としてボーナスを離職抑制のインセンティブに活用することも考えられる。そこでボーナスによる調整の可能性についても本稿では検証する。

(3) 賃金、単位労働費用（Unit Labor Cost: ULC）、労働生産性の関係

玄田〔2017〕では、多角的な観点から検討がなされたが、経済学的には、どちらかといえば、ミクロ経済学的なアプローチが中心だった。背景には、1990年代あたりから労働経済学が応用ミクロ経済学の一分野としてしばしば位置づけられるようになったこと等が考えられる。

玄田〔2017〕のなかでも、オーソドックスなマクロ的アプローチの1つである現金給与総額の変化を時間当たり賃金と労働時間（一般・パート別）の変化、さらにパート比率の変化などに分解する分析は、中井〔2017〕に限られていた。

さらに政府の白書などでマクロデータを用いてしばしば行われる実質賃金の労働生産性要因、労働分配率要因、交易条件要因への分解（厚生労働省『平成27年版労働経済白書』等）、実質総雇用者所得の物価要因、雇用者要因、名目賃金要因への寄与度分解（厚生労働省『平成30年版労働経済白書』等）等も、玄田〔2017〕の検証には含まれていなかった。その意味で、マクロ経済学的なアプローチの重要性を認識する読者にとって、玄田〔2017〕にはいくぶん物足りなさもあったかもしれない。

今後、賃金の抑制が解消されたとしても、それがマクロ的な物価水準の上昇に直結するかどうかは、必ずしも自明ではない。例えば需給の逼迫による賃金高騰の結

果、生産1単位当たりの労働費用が高まれば、それは物価上昇に反映される可能性もある。ただ一方で人件費高騰の対応策として、資本設備の増強や技術革新の進展による労働生産性の上昇が進んだ場合、実質賃金の高まりと同時に、生産1単位当たりの労働費用が縮減され、物価上昇もその分抑制されるかもしれない。前者のコスト・プッシュ要因が後者の労働生産性上昇要因を下回る場合、賃金の増加は物価の上昇には直結しないことも考えられる。

このような賃金、ULC、労働生産性の関係は、技術構造や労働市場のあり方に応じて産業ごとに異なることも予想される。そこで本稿では、近年のインフレ動学に係る賃金の動向を巡る論点について、試論的な内容にとどまるものではあるが、マクロデータを用いた検討も行う。

3. 労働供給の収斂可能性について

(1) ルイスの転換点に関する考察

本節では、続いてきた労働供給の拡大が収斂することで労働市場がルイスの転換点に到達し、結果的に実質賃金が大きく上昇する可能性について考察する。ここで特に注目されるのは、近年の労働供給拡大の主たる担い手であった女性と高齢者である。あわせて労働供給の分析に際しては、留保賃金ならびに労働力フローの動向に主に着目する。

(2) 労働供給と留保賃金の関係

イ. 先行研究と使用するデータ

労働供給の決定モデルにおける留保賃金とは、家計にとって就業することと余暇を享受することの期待効用が同等となる賃金水準を指す。家計は労働市場で決まる賃金と自らの留保賃金を比較しつつ、賃金が留保賃金を上回るときに労働サービスの供給を実現する。労働市場全体における労働供給の増加が限界に達しつつあるのか、言い換えれば潜在的な労働供給が枯渇する状況に近づいているかの考察は、実際の賃金と留保賃金との関係を比較することが1つの検証方法となる。労働市場で決まる均衡賃金が大部分の家計の留保賃金の分布を上回る水準まで上昇しているならば、供給の拡大は限界に近づきつつあることを意味するだろう。

もっとも現実には留保賃金の分布の状況を計測するのは容易でなく、実証分析の蓄

積も十分ではない。かつて Kasper [1967] は、ミネソタ州の失業者 3,000 人に対し、“What wage are you seeking?” と尋ねることで希望賃金を調査し、それを留保賃金とみなした。その結果、失業期間が長くなるにつれて留保賃金が低下する傾向等を見出した。その後、Feldstein and Poterba [1984] では、“What is the lowest wage or salary you would accept?” という質問によって、留保賃金を計測し、失業期間や前職の賃金水準との関係を分析した²。また、最近では Barbanchon *et al.* [2019] において、失業保険給付が、失業者の留保賃金を高めるかについての実証分析が行われている。

日本では、阿部 [2016] がリクルートワークス研究所による「ワーキングパーソン調査」を用いて留保賃金に関する研究を行っている。調査には転職経験者に対し「現在の勤務先への転職活動を始めたときに希望していた年収」という設問が含まれる。阿部 [2016] はこの賃金水準をジョブサーチの留保賃金とみなし、その特徴を分析した。ただしそこでの留保賃金は、就業中の転職希望者が別の企業で労働供給を開始可能とする賃金水準である。それは完全失業者や非労働力人口に分類される人々が新規に労働供給を開始するために必要な最低水準としての留保賃金とは意味合いが異なることに注意を要する。

ロ. 留保賃金からみた労働供給の動向

そこでここでは、大阪大学社会経済研究所が 2003～13 年にわたって毎年実施したパネル調査「くらしの好みと満足度についてのアンケート（以下、大阪大学調査）」の個票データを使用し、無業者の留保賃金を考察する³。

同調査は 2003 年時点での満 20～69 歳の個人に対し、就労状況や選好等を追跡調査したものである。ここでは年齢や性別といった基本属性に加え、2005 年および 2007～13 年の間の各時点での無業者を対象に「仮にあなたが働いていたとしたら、時給いくらの仕事についているとお考えですか」という調査項目を利用する。もちろん、同項目は現在就業していない者が「この賃金水準を超えていれば必ず就業する」ということを厳密に意味するわけではない。だが、家計の主観的なベンチマークを反映していることから、留保賃金を近似する概念とみなすことは可能だろう。

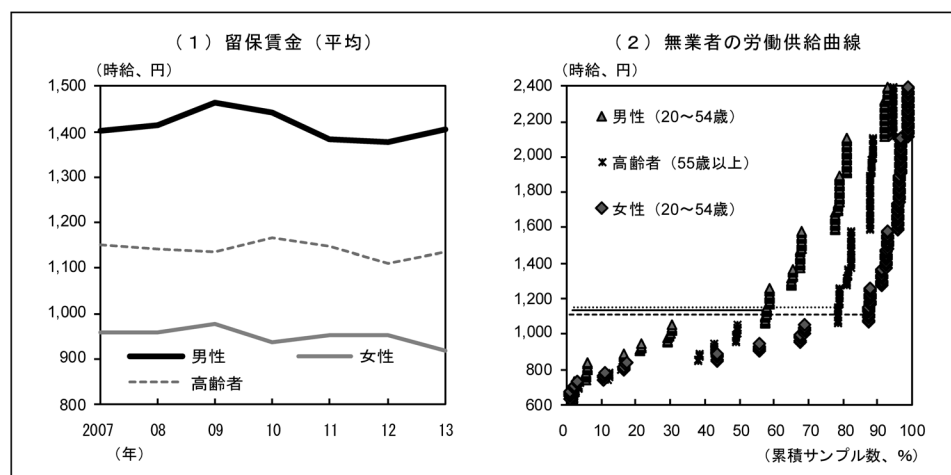
図表 4 (1) には、男性 (20～54 歳)、女性 (20～54 歳)、高齢者 (55 歳以上) の別に、上記の設問を用いて算出した留保賃金の平均値の推移を示した⁴。現在就業していない男性の留保賃金は時給 1,400 円程度で推移し、3 分類のうち最も高くなっている一方で、女性は最も低く 1,000 円弱の水準であり、高齢者は中間の 1,200 円

2 留保賃金と失業期間の関係を分析した研究としては、その他に Kiefer and Neumann [1979]、Brown and Taylor [2013] 等も挙げられる。

3 大阪大学調査のサンプルは、住民基本台帳を母集団とする層化二段無作為抽出により選定されている。回答者総数は調査年平均で約 4,000 人であり、回答率は約 70% 以上となっている。

4 サンプルサイズは、男性 (20～54 歳) 327 人、女性 (20～54 歳) 2,193 人、高齢者 (55 歳以上) 5,603 人である。なお、サンプルのうち上下 1 パーセンタイルに入る回答は異常値として除外している。

図表 4 留保賃金からみる無業者の労働供給曲線



備考：(2)の横線は、2018年における『賃金構造基本統計調査』の短時間労働者の賃金水準（上から高齢者・男性・女性）を表す。縦軸は、サンプル期間（2005～13年）と2018年の物価水準（CPI除く持家の帰属家賃）を調整した値。横軸は、累積サンプル数。

資料：『くらしの好みと満足度についてのアンケート』（大阪大学社会経済研究所）、『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）、『消費者物価指数』（総務省）。

弱で推移している。先の図表 2 (2) でみたように、2018 年時点のパート時給は男性と高齢者では 1,150 円程度と拮抗しており、多くの無業者の留保賃金を下回る結果、就業を選択していないのだろう。一方、女性の場合、パートの時給平均は 1,000 円を超え、平均的な留保賃金を上回っている。その意味で女性無業者では報酬面からは就業を視野に入れて希望していることも多い反面、子育て等何らかの別の理由が制約になり、就業に至っていないと考えられる。

次にここから得られた留保賃金に関する累積分布を求め、それを無業者の労働供給曲線とみなしたのが、図表 4 (2) である。男性の場合、累積サンプルが 60% 程度までは労働供給曲線は比較的フラットであるものの、それを超えると賃金弾力性が低下する傾向がみて取れる。平均的な留保賃金の水準である 1,400 円を今後超えた場合、無業男性のうち、70% 程度と大部分が就業を現実的なものとみなすと想定される。一方、2018 年の男性短時間労働者の時間当たり所定内給与額（パート時給）を厚生労働省『平成 30 年賃金構造基本統計調査』から求めると、その平均水準は 1,100 円強に未だどまっている。その結果、40% 程度の無業男性は就業を視野には入れておらず、潜在的な労働供給拡大の余地は未だ大きいように思える。

高齢者では、男性と異なり累積 80% 程度までは労働供給曲線は比較的フラットである。同時に高齢者の実際のパート時給は 1,100 円を上回り、80% 弱の留保水準にまで達する。図表 4 (2) をみると 80% を超えた時点で高齢者の労働供給の賃金

弾力性は累積が少ないケースに比べて低下しはじめる。今後、パート時給が平均留保賃金の 1,200 円を超える段階まで達しても、高齢者就業には潜在的に 20% 程度の拡大の余地はあり、一定の供給増は可能であろう。ただし弾力性の低さを考えると、顕在化には従来以上の賃金上昇が付随すると考えられる。

これらに対し、女性の場合、時給水準が 1,000 円程度の時点で 70% 以上の留保水準を上回る。女性のパート時給は 1,100 円程度まで上昇を続けている結果、既に 90% 以上の女性の留保賃金を超えている。その意味で女性は、潜在的な労働供給の更なる拡大の余地は、男性や高齢者に比べて限界に近づいている。また、図表 4 (2) からは累積が 90% を超えると女性の労働供給の賃金弾力性が大きく低下する傾向もみて取れる。だとすれば女性の労働供給がさらに増加するには大幅な時給上昇は不可欠であり、ここからも女性はルイスの転換点に近づいていると評価できる⁵。

(3) 労働力調査フローデータからみる最近の労働供給の特徴

イ. 先行研究と使用するデータ

3 節 (2) では、留保賃金に着目することで、女性労働を中心に潜在供給が枯渇するルイスの転換点に近づきつつある可能性が示唆された。ではそれらの状況を背景として、実際の労働供給はどのように推移しているのだろうか。

この点を検証するため、総務省より公表されている『労働力調査』のフローデータを用いた分析を行う。フローデータは、労働力人口、就業者数、完全失業者数など、労働市場に関するストック変数と異なり、同一個人についての前月から今月にかけての就業状態の変化として労働市場の動きを捉えるものである（図表 5 (1) を参照）。ストック変数の純増減（ネット）の背後には、必ずフローの粗変動（グロス）を伴う。そのためストック変数のみによる労働市場の分析では、参入退出のネットの動きしか捉えられず、グロスで別々にみた際の重要な変化を見落とす可能性が、従来の研究でも指摘されてきた（Davis, Haltiwanger and Schuh [1996]、玄田 [2004] 等）。

近年指摘される人手不足についても、背後にある主因が、非労働力から労働力への流入フローの停滞にあるのか、それとも労働力から非労働力への流出フローに歯

5 なお、ここで着目した潜在的に就業可能な未就業の女性人口が将来枯渇しても、既に短時間就業している女性が、市場賃金の上昇を契機にフルタイムに移行する可能性も考えられる。フルタイムへの移行は、市場賃金が一定レベルを上回ると、就業の選択（extensive margin）だけでなく労働時間の選択（intensive margin）も含めた労働供給が増加することを意味している。このような就業時間の拡大可能性が大きい場合には、労働投入量全体（マンパワー）でみた労働供給には増大の余地が残され、その分女性労働市場におけるルイスの転換点への到達も遅のくことが予想される。

図表 5 フロー実数と推移確率

(1) フロー実数表

フロー実数表		前月 ($t-1$) の状態		
		労働力人口 L_{t-1}		非労働力 N_{t-1}
		就業 E_{t-1}	失業 U_{t-1}	
今月 (t) の状態	労働力人口 L_t {	就業 E_t		
			失業 U_t	
	非労働力 N_t			
		EE_t	UE_t	NE_t
		EU_t	UU_t	NU_t
		EN_t	UN_t	NN_t

(2) 推移確率とフロー実数 (nl の場合の例)

$$nl_t = \frac{NL_t}{N_{t-1}} = \frac{NL_t}{NN_t + NL_t} = \frac{NE_t + NU_t}{NN_t + NE_t + NU_t}, \quad NL_t = N_{t-1} \times nl_t$$

止めがかからないことにあるのかによって政策的対応も異なりうる。以下では、こうした労働力のストック変動の背後にあるフロー変動に着目し、人手不足を背景とした労働力人口の参入退出の動向をより詳細に示す。

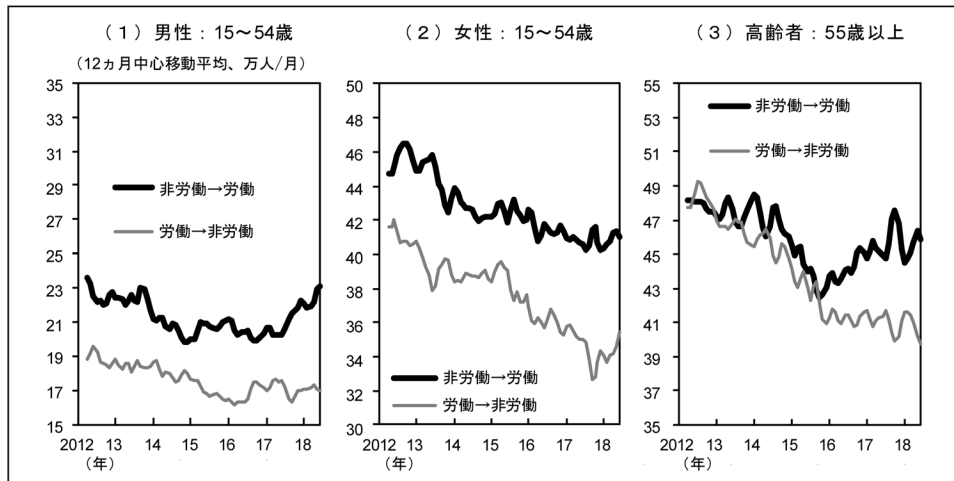
『労働力調査』のフローデータを用いた先行研究としては、黒田 [2002] や桜 [2006] などがある。それらと比べた本分析の特徴には、性・年齢別に直近の 2018 年までのデータを用いた動きを分析していることや、先行研究では失業率変動の背景を分析するものが多かったのに対し、労働力人口の変動に焦点を当てていること等が挙げられる。なお、以下で男性、女性、高齢者に区分する場合、公表データ区分の関係から、男性と女性はそれぞれ 15～54 歳を対象とし、高齢者は 55 歳以上を対象とした。

また、文末に付した参考図表 1 には、男性、女性、高齢者のネットでみた雇用者数の変動を正規・非正規に区分したうえで示した。ここからは正規雇用、非正規雇用のいずれについても、女性と高齢者の就業拡大が大きく寄与していたことがわかる。加えて非正規雇用の増加には 2013 年以降高齢者の寄与が一貫して大きいのと同時に、正規雇用では 2016 年以降の女性の増加幅が顕著である。以下のフロー分析では、これらのネット変動の背後にあった労働移動を詳細に明らかにしていく。

ここで利用する『労働力調査』のフローデータは、年齢別情報が利用可能な 2011 年 1 月～2018 年 12 月の月次系列に関するものである⁶。なお、桜 [2006] が指摘す

.....
6 東日本大震災の影響により、2011 年 3 月～8 月までの期間は全国ベースの集計結果が欠損しているため、本稿では分析対象外とした。

図表 6 労働力人口の参入退出に関する月次フロー



資料：『労働力調査（基本集計）』（総務省）

るように、『労働力調査』のフローデータには固有のバイアスが含まれる可能性があることから⁷、ここでは労働省〔1986〕に基づく統計誤差の修正を踏まえた分析を行った。ただ、こうした修正を施しても統計誤差が一部残存していることや強い季節性が含まれることを踏まえ、分析に際しては年次の平均値や月次の移動平均値を取った⁸。

ロ．分析手法

フロー分析に先立ち、グラフから労働力人口の参入・退出の動きを確認する（図表 6）。

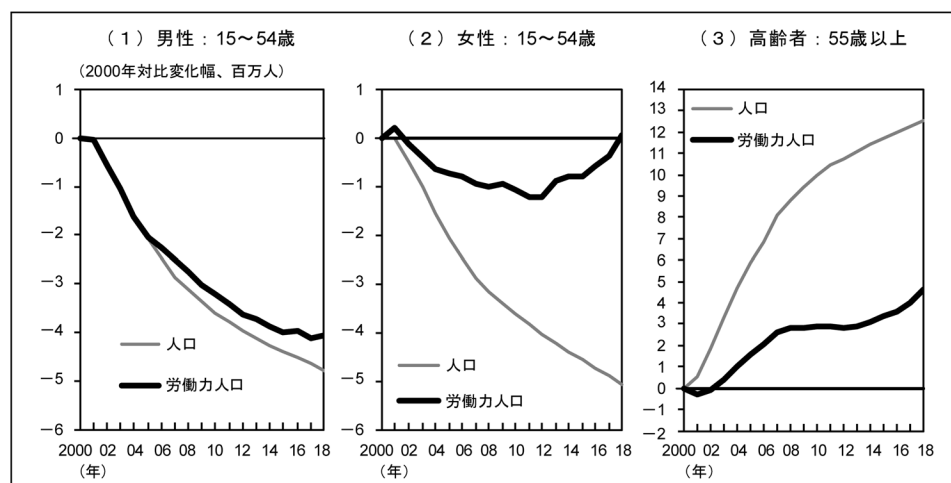
男性（15～54 歳）・女性（15～54 歳）では、労働力人口から非労働力へのフロー（以下、LN フロー）を、非労働力から労働力へのフロー（以下、NL フロー）が一貫して上回っており、労働力人口は期間を通じて増大している。同時に女性では両フローとも趨勢的に減少傾向が続く一方で、男性では両フローともに 2016 年以降は拡大に転じていることもみて取れる。

高齢者（55 歳以上）でも、ほとんどの時点で NL フローは LN フローを上回っている。あわせて 2012 年以降低下を続けてきた LN フローは、2016 年以降になると

⁷ 例えば、『労働力調査』のフローデータにおいて把握されるサンプルは、標本設計上、ストックとして公表する系列の 2 分の 1 となっているほか、転居や転入、死亡による労働力人口の減少など、2 時点間のどちらかにしか存在しないデータもあるため、ストックの数字とは一致しない。

⁸ 本稿のフロー分析では、桜〔2006〕と同様に、12 ヶ月中心移動平均を取って算出している。12 ヶ月中心移動平均は、「前方 5 ヶ月、後方 6 ヶ月移動平均値」と「前方 6 ヶ月、後方 5 ヶ月移動平均値」の平均を取って算出している。

図表 7 労働力人口と人口の比較



資料：『労働力調査（基本集計）』（総務省）

横這い気味に推移している。一方、NL フローは 2016 年以降拡大に転じており、高齢者の労働力人口拡大は、女性よりは男性の動きと類似している。

このように男性、女性、高齢者ではフローの動きは微妙に異なるが、全体として労働参加が進む姿となっている点は共通する。そこでフロー変動の結果としての労働力人口のストック変化を、男性、女性、高齢者の人口ストックと比べたのが、図表 7 である。同図には 2000 年時点と比較したときの変化幅が示されている。男性の場合、少子化による人口減少の影響を受けて、労働力人口も減少基調となっている。だが、図表 6 で示されたように、最近では NL フローが LN フローを上回ることから、その減少速度は人口対比で緩やかであり、このところ横這いの動きをみせている。女性についても、同様に NL フローが LN フローを上回っていることから、人口減少の圧力に反して労働力人口が増加する姿となっている。対照的に高齢者では高齢化による人口増に応じて労働力人口は増えたが、2014 年頃からは人口増加を上回るペースで労働力人口は増加を続けている。

ここからは、労働力人口全体の変動の背後には、個別のフローの動きとあわせて、若年人口の減少と高齢人口の増加といったトレンドの影響も含まれることがわかる。こうしたトレンド要因を除いたうえで、各フローの変化を規定する要因を把握するには、黒田 [2002] や桜 [2006] 等でも採用されてきた推移確率に着目した考察が有益である。

推移確率とは、労働者がある状態から別の状態へと遷移する確率を表すものであり、各期のフローの量を期初のストックで除して算出される⁹（図表 5 (2)）。フ

9 または期初の就業状態から今期のすべての就業形態へのフローの合計により除す。

ロー実数は、期初の「ストック」と今期の「推移確率」の積として算出され、フロー実数の変動を以下の (1) 式により「ストックの変化の寄与」と「推移確率の変化の寄与」に分解できる。

$$\Delta NL_t = N_{t-1} \times nl_t - N_{t-2} \times nl_{t-1} = nl_t \times (N_{t-1} - N_{t-2}) + N_{t-2} \times (nl_t - nl_{t-1}). \quad (1)$$

式のうち、右辺の前項が「ストックの寄与」、後項が「推移確率の寄与」である。うち N は非労働力人口、 L は労働力人口、 NL は非労働力人口から労働力へのフロー実数であり、 nl は非労働力から労働力の推移確率を意味する（他の推移確率も同様）。以下、推移確率は、男性、女性、高齢者に区分する。

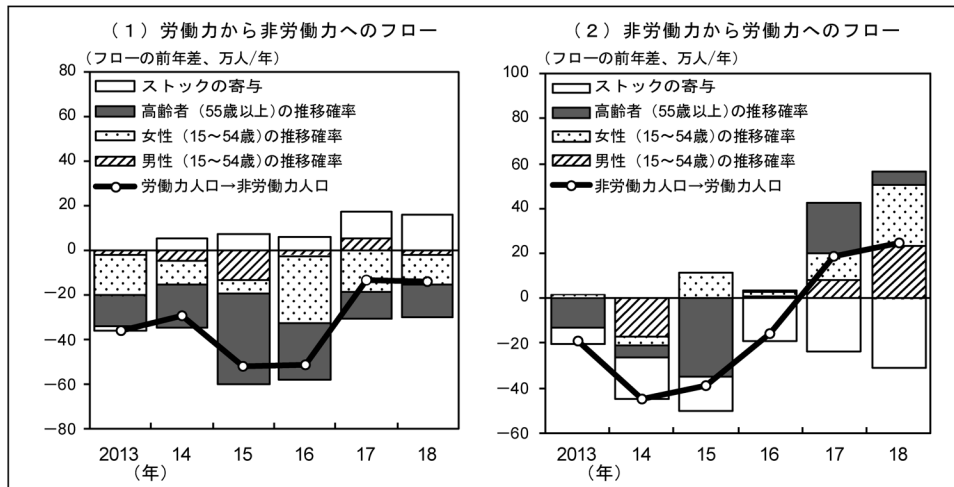
ハ. LN フローの分析結果

以上から労働力から非労働力への LN フローおよび非労働力から労働力への NL フローに年次レベルで分解した結果が、図表 8 (1) および (2) である。

図表 8 (1) の LN フローの分解からは次の点が指摘できる。2014 年以降、労働力人口のストック拡大は LN フロー増加に一貫して寄与した。同時に労働力人口拡大の背景として推移確率 ln の低下、すなわち労働者が労働市場から退出しない確率の上昇も作用している。

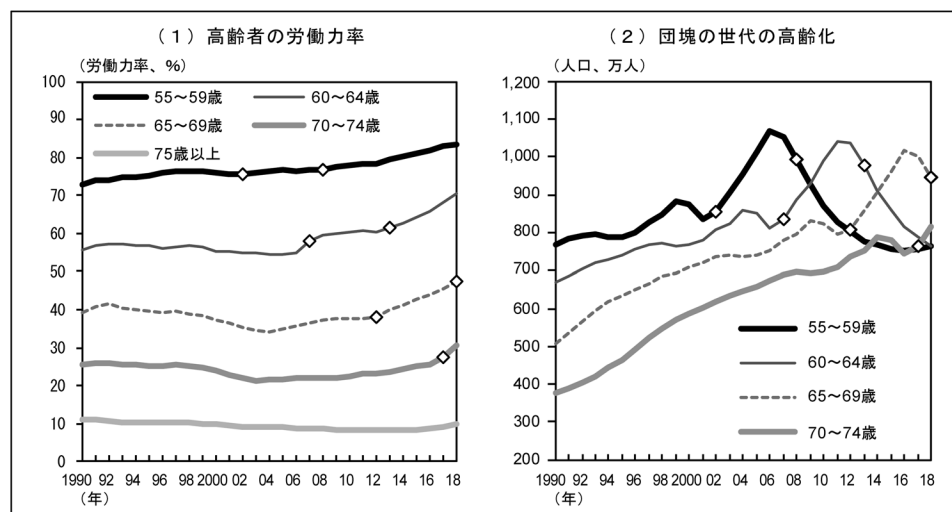
こうした推移確率の低下効果は、主として女性（15～54 歳）と高齢層（55 歳以上）によってもたらされた。特に高齢の労働力が退出（引退）しないことによる労働力人口の押上げ効果は、2013～15 年に大きく拡大し、女性の推移確率の低下も 2016 年をピークに寄与している。その意味で 2015～16 年頃に急速に強まった人手

図表 8 労働力フローの分解



資料：『労働力調査（基本集計）』（総務省）

図表 9 団塊の世代の労働力率と今後の人口移動



備考：マーカーの間は、団塊の世代（1947～49年生まれ）が各年齢層に含まれる期間を示す。
資料：『労働力調査（基本集計）』（総務省）

不足には、女性や高齢者が労働市場にとどまることで主な受け皿になってきたことが大きかった。その際、女性や高齢者の労働供給の賃金弾力性が依然高かったため、賃金上昇を抑制する方向に働いたと考えられる。ただし高齢者と女性ともに2017年以降になると、推移確率の低下度合いは次第に弱まりつつある。

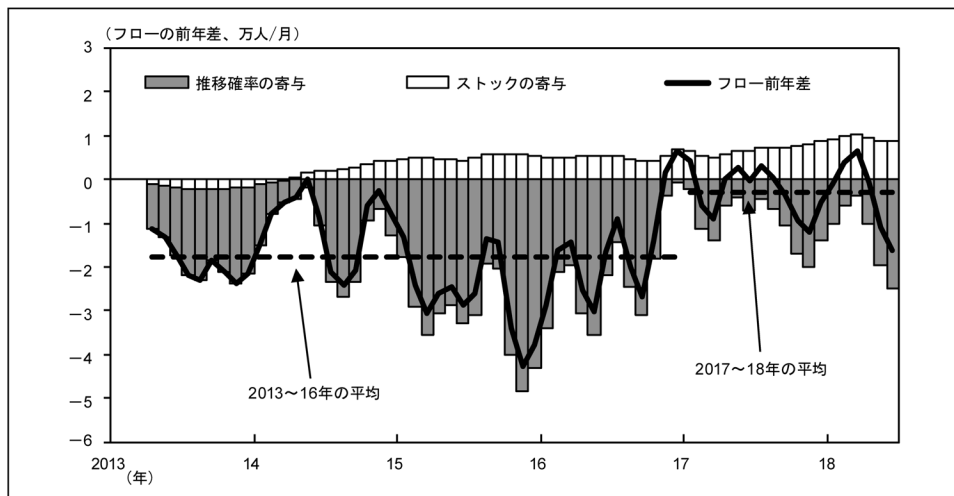
このうち、女性については、M字カーブ解消の傾向が象徴するとおり、結婚・出産を機に職場を離れる人が減少していることがLNフローの抑制につながった¹⁰。あわせて2017年以降、女性の推移確率が低下の度合いを弱めたことは、同時にM字カーブの解消自体が終焉に向かいつつあることも示している。

一方、高齢者では、2013年頃からの再雇用制度の普及などが退出抑制の効果を強めてきたと考えられる。それに対し2017年以降、高齢労働者のボリューム・ゾーンを占めていたいわゆる「団塊世代」が65～69歳層（平均労働力率45%）から70～74歳層（同30%）へと移行しはじめており、それが退出抑制の効果を2015年頃に比べると薄めてきている（図表9(1)）。図表9(2)の人口比較からも団塊世代の高齢労働力に占めてきた影響の大きさがみて取れる。

図表10は、55歳以上の高齢者に限定したうえでLNフローを分解した結果である。高齢人口の増加にあわせてストックの寄与効果はフローを増長させてきた。ところが2013～16年には推移確率が押し下げられた効果がストックの寄与を凌駕す

10 出産や育児などにより就業者から休業者に移行した者は、非労働力人口ではなく、労働力人口に統計上分類される。

図表 10 高齢者の LN フローの分解



資料：『労働力調査（基本集計）』（総務省）

ることでLNフローの低下をもたらした。

それも1947～49年頃に生まれた団塊の世代が70歳代に到達しはじめた2017年以降になると、引退を選択する人々は増える。推移確率の平均値は、2013～16年に比べて2017～18年の値は大きく上昇し（絶対値は低下）、その結果、LNの前年差もプラスに転じる場合もみられるようになった。2019年以降、団塊世代が70歳代に完全に移行すると、高齢労働者が退出しないことによる賃金の抑制効果は縮小傾向を辿る可能性が高いだろう。

二. NL フローの分析結果

図表8（2）に戻り、非労働力から労働力へのNLフローの変動に着目する。

労働力人口の拡大と表裏一体のかたちで非労働力のストックは縮小し、NLフローの減少にも寄与してきた。ところがNLフローは2014年からは増加傾向が生じ、2017年以降は実際に増加へと転じている。

背景の1つには、高齢者の推移確率がそれまでの減少から増加に変化したことが挙げられる。3節（2）の留保賃金に関する分析でみたとおり（図表4（2））、高齢者のパート時給が上昇したことで、留保賃金が高いため無業だった高齢者の一部が就業に転じたことを物語っている。高齢者の潜在供給力が20%近く残っていることをあわせて考えると、賃金増加に応じた無業高齢者の新規参入は今後も一定程度続くと予想される。それは男性（15～54歳）についても同様である。

加えて2017年以降のNLフローの増加に大きく寄与したのが、女性の推移確率の上昇である。推移確率は2013、14年頃にはほとんど変化がみられなかったが、

2015 年以降拡大を続け、2017 年には大幅な上昇を記録した。背景として、非労働力から労働力に転じる女性の構成に着実な変化が生じつつあることが考えられる。その点を示す証左の 1 つが、図表 11 である。

図表 11 では、女性の NL フローを、非労働力から就業者への NE フローと非労働力から失業者への NU フローに分け、さらに失業者から就業者への UE フローも分解した。

まず特徴として、NE フローの推移確率が 2015 年後半に増加した後に減少傾向にて推移している。この間、NU フローと UE フローの推移確率は、足もとにかけて大きく増加する傾向にある。その結果、2018 年頃から労働市場に新規参入した女性のなかには、非労働力市場からすぐに就業者へと移行するのではなく、ある程度時間をかけてでも良好な就業条件のサーチに積極的に取り組む失業過程を経たうえで就業を目指す人々が増えつつあることが示唆される¹¹。

図表 12 が示すように、就業希望を持つ非労働力女性のうち、仕事が見つければ「すぐにつける」といったサーチ期間の短い無業者スラックは趨勢的に減少を続け、2018 年以降には 10 万人台を割り込もうとしている。一方で、「2・3 週間目以降につける」とする比較的サーチ期間の長い女性は、足もとでも 30 万人程度存在しており、こうした女性のスラックが NU フローの増加を支えていくものと考えられる。

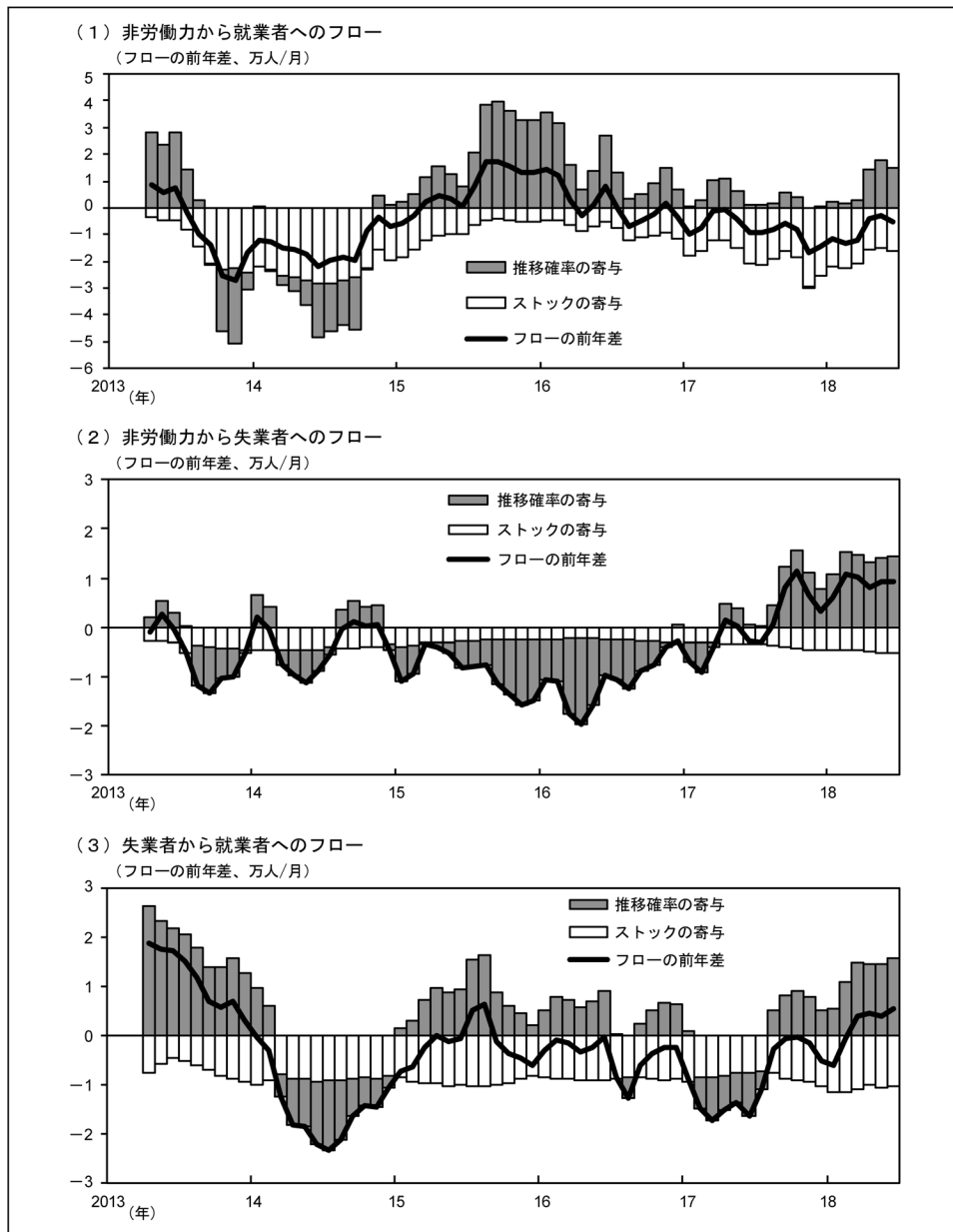
このような一定期間のジョブサーチを選択する非労働力女性の理由として、配偶者の年収が高い女性の労働市場への参入が、2016 年後半以降、急速に拡大していることの影響が考えられる。

図表 13 で配偶者の年収別に 25～34 歳および 35～44 歳の女性の労働力率をみると、年収が高いほど労働力率は低い傾向がみられるが、2016 年後半からは 500 万円もしくは 700 万円以上といった相対的に高所得の配偶者である妻の労働力率が上昇している姿が確認される¹²。『平成 29 年就業構造基本調査』から配偶者の年収が高い非労働力女性の就業希望を理由別にみると（図表 14）、「失業」といった金銭的な理由というよりは「社会に出たい」に加えて「知識や技能を生かしたい」といった内容が多い。それだけ配偶者の収入が高い妻は、留保賃金が高く、仕事内容の要求水準も高いため、これまで無業を選択してきた人々も多いのかもしれない。こうした点は、2017 年頃からの NU フローや UE フローの推移確率の高まりには、スキルの高い高所得世帯女性が労働市場へ新規参入を開始したことの影響

11 『労働力調査』における完全失業者は、①仕事がなく調査期間中（月末 1 週間）に少しも仕事をしなかった、②仕事があればすぐにつくことができる、③調査期間中に、仕事を探す活動や事業を始める準備をしていた（過去の求職活動の結果を待っている場合も含む）の 3 つの条件を満たす者と定義されることから、最近労働市場に参加する女性はある程度の期間をかけて求職活動を行い、就業者となっているものと思われる。

12 この結果、構成変化要因は全体でみた労働力率の押下げに作用している。

図表 11 女性の非労働力・就業者・失業者間のフロー分解

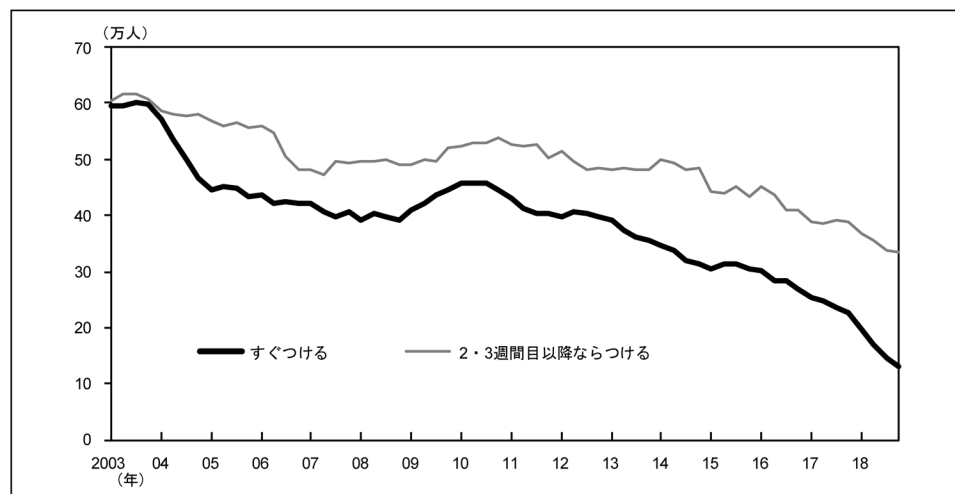


資料：『労働力調査（基本集計）』（総務省）

があった可能性を物語っている。

高所得層の非労働力女性が新規参入を開始した背景には、パート賃金の上昇がこ

図表 12 就業可能時期別にみた就業希望者の推移：女性（15～54 歳）



備考：後方4四半期移動平均値。

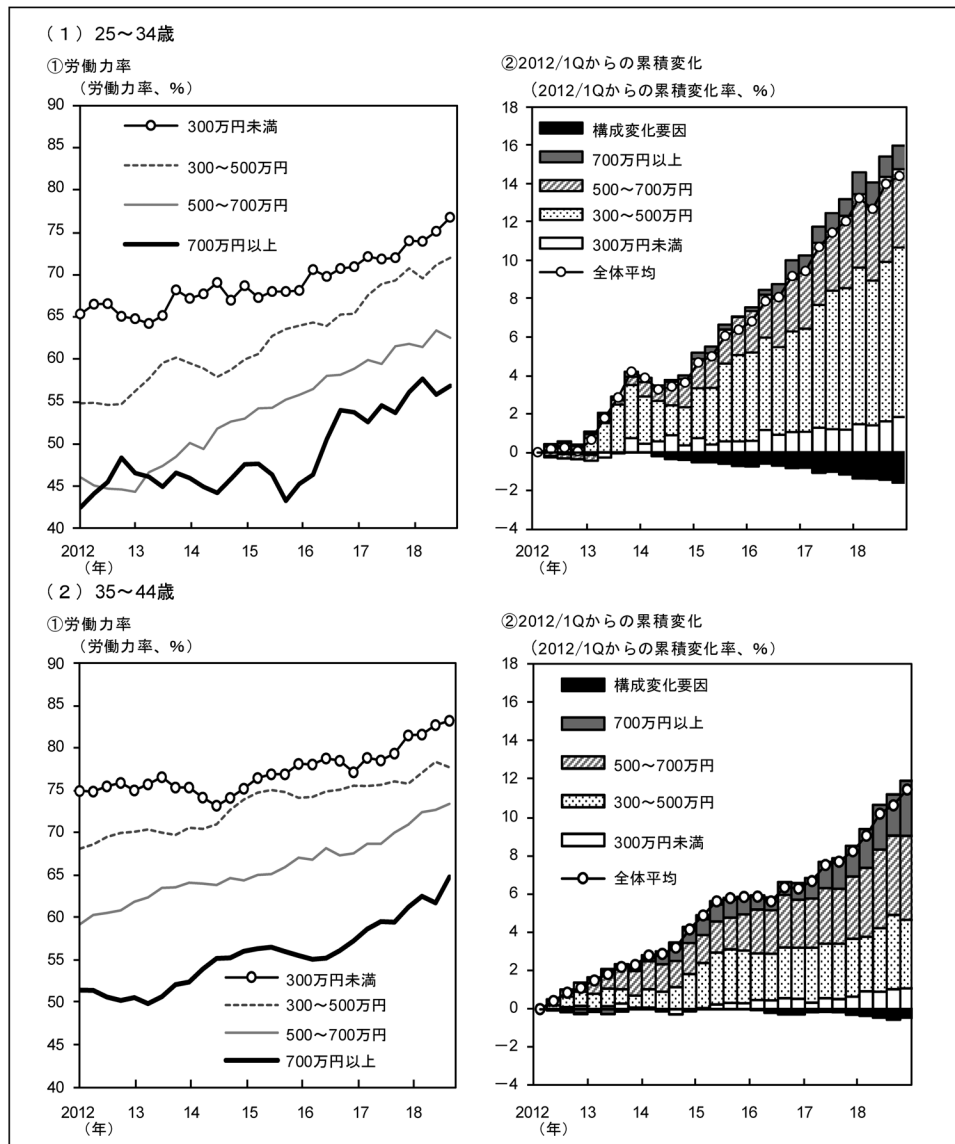
資料：『労働力調査（詳細集計）』（総務省）

うした女性の留保賃金の水準に近づいてきたことがある。本節で使用した大阪大学調査の留保賃金のデータから、女性の留保賃金（対数値）の特性を回帰分析によって調べた。その結果が図表 15 に示されている。

推定結果によると、年収 800 万円以上と配偶者の年収が高い女性は、400 万円以下と相対的に低い女性に比べて、約 3～5%ポイント留保賃金が統計的に有意に高い。留保賃金が高くなる傾向は、配偶者の年収に限らず、世帯の金融資産が 750 万円以上と相対的に豊かな世帯にも共通する。そのほかに大学卒の妻は、それ以外の学歴の妻に比べ留保賃金が高いのも、高度な知識や技能等の人的資本の高さを反映していると考えるのは自然だろう。これらは夫の労働所得が高いほど妻の就業確率が低いという既存研究とも整合する（樋口・阿部 [1999]、本田 [1999] 等）。

こうした結果は、女性の労働供給が、小幅の賃金上昇でも迅速に多くの労働供給を実現する人々が主流だった賃金弾力性が高い段階から、次の段階に着実に変容しはじめていることを示唆している。提示される賃金が相応に高くない限り労働供給を開始しない人々（具体的には高所得世帯の高スキル保有の妻等）が参入しはじめたという意味で、女性の労働供給の賃金弾力性が低下していく段階に差し掛かったとも解釈できる。ここからも女性の労働供給は、確実にルイスの転換点に近づいていると評価できるだろう。

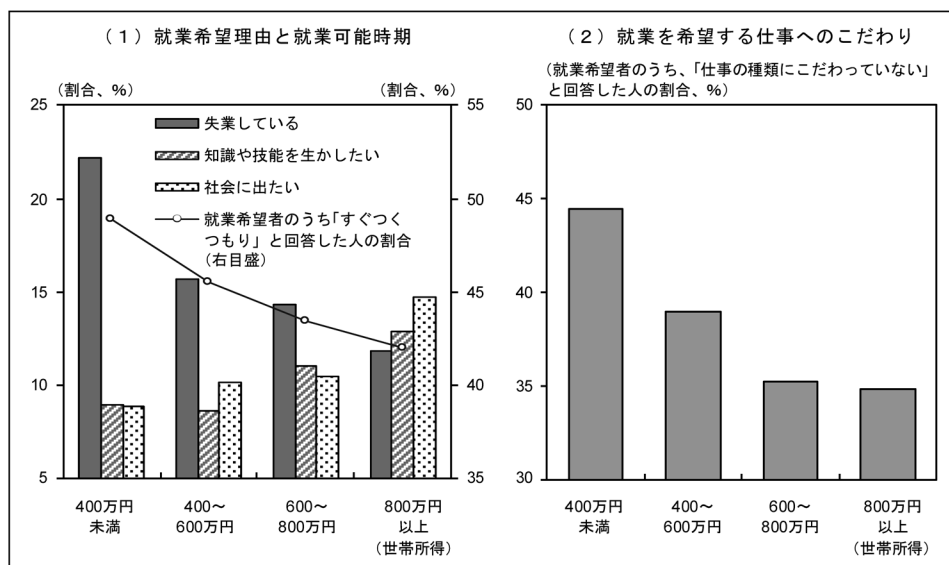
図表 13 配偶者の年収別にみた女性労働力率の推移



備考：後方4四半期移動平均値。

資料：『労働力調査（詳細集計）』（総務省）

図表 14 世帯所得別の女性の就業希望理由、可能時期、希望する仕事



資料：『平成 29 年就業構造基本調査』（総務省）

図表 15 配偶者の所得が妻の就業に与える影響

被説明変数：留保賃金（女性）【対数値】				
年齢ダミー（基準は、20 歳代）				
30～39 歳	-0.030 (0.039)	-0.035 (0.028)	-0.082*** (0.023)	-0.033 (0.028)
40～49 歳	-0.059 (0.038)	-0.054* (0.030)	-0.112*** (0.025)	-0.061** (0.030)
50～59 歳	-0.048 (0.037)	-0.030 (0.030)	-0.116*** (0.025)	-0.066** (0.030)
60 歳以上	-0.023 (0.039)	0.005 (0.032)	-0.088*** (0.026)	-0.025 (0.032)
教育 大学卒業ダミー		0.106*** (0.014)	0.111*** (0.013)	0.105*** (0.014)
配偶者の年収（基準は、400 万円以下）				
400～800 万円	0.008 (0.009)	0.001 (0.010)		-0.005 (0.011)
800 万円以上	0.053*** (0.015)	0.037*** (0.014)		0.026* (0.015)
金融資産残高（基準は、250 万円未満）				
250～750 万円			0.004 (0.011)	0.003 (0.012)
750～1,500 万円			0.028** (0.012)	0.030** (0.014)
1,500 万円以上			0.064*** (0.013)	0.078*** (0.015)
世帯ダミー（基準は、単身）				
夫婦のみ	0.038 (0.032)	0.045 (0.077)	-0.032 (0.023)	0.023 (0.084)
子供あり	0.047 (0.031)	0.050 (0.076)	-0.026 (0.023)	0.032 (0.083)
それ以外	0.053 (0.034)	0.059 (0.078)	-0.011 (0.025)	0.029 (0.025)
年ダミー	有	有	有	有
推計期間	2007～13 年			
サンプル数	3,610	3,583	4,268	3,028
家計数	1,282	1,271	1,504	1,140

備考：（ ）内は、標準誤差。***、**、*は、それぞれ1%・5%・10%水準で統計的に有意であることを示す。留保賃金について、上下1パーセンタイルに入るサンプルは、異常値として除外。2012・13年の教育ダミーは、データが利用できないため、2011年の値と同値を使用。

資料：『くらしの好みと満足度についてのアンケート』（大阪大学社会経済研究所）

4. 賞与への着目と賃金調整の可能性

(1) 所定内給与の上方硬直性

3節までの議論では、労働供給の賃金弾力性が相対的に高い女性や高齢者など、無業からの就業先としては非正規雇用を選ぶことが一般的に多い人々が主たる分析対象であった¹³。それに対し、雇用者報酬全体に占める割合が高い正規雇用を中心とする一般労働者についても、賃金上昇が鈍い状況は続いている（図表1（1））。

一般労働者の賃金の考察には、外部労働市場における労働需給調整とは別に、内部労働市場における企業と労働者の交渉を考える必要もある。かねてからインサイダー・アウトサイダー理論や契約理論等で示されてきたように、一般労働者は不況時においても雇用の安定や一定の賃金水準を企業から比較的保証される一方で、景気回復期に労働需給が引き締まっても高い賃上げ率を要求しない暗黙のルールが確立されている可能性もある。図表1をみても、多くが外部労働市場に含まれる短時間労働者の賃金は労働需給との連動性が高いのに対し、内部労働市場で雇用や賃金の決定が想定される一般労働者の連動性は、それに比べて必ずしも高くない。

また2節でも示したとおり、行動経済学の観点による研究からも、労働者は一度支給された賃金よりも額面が下がることを嫌うことや、実際賃下げが実施されるとモチベーションが落ち込むことから、企業は不況期にも賃下げを回避しがちと言われる。その傾向は毎月定期的に支給される給与ほど顕著であると指摘されてきた（山本・黒田〔2016, 2017〕等）。

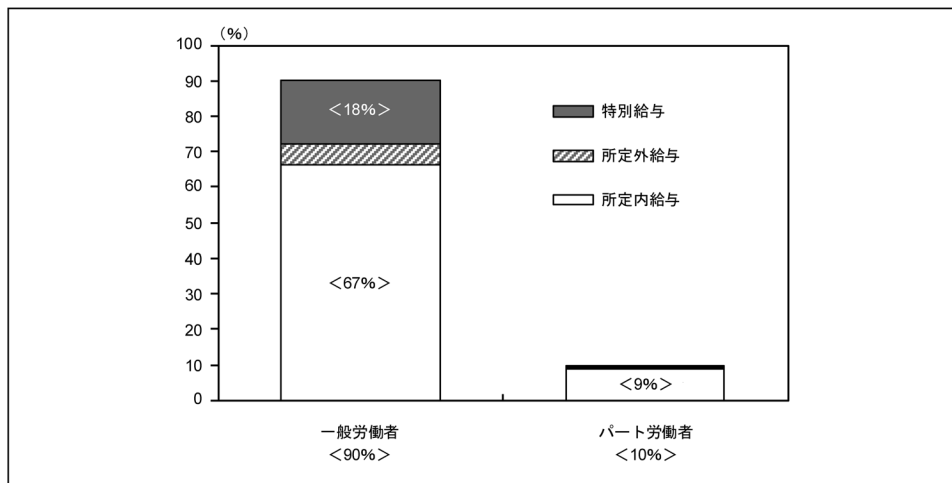
イ. 賞与を通じた調整

一方、雇用者報酬に占めるウェイトが約20%に達する特別給与（ボーナス）については、検討すべき論点が残されている（図表16）。ボーナス制度は、元来、企業の業績に応じた労働者への貢献を一時的に配分することを企図しており、所定内給与と比較しても柔軟に調整される余地は大きい。実際、図表17からは一般労働者の所定内給与が強い下方硬直性を有するのと比べ、ボーナスによる調整は相対的に柔軟性が高いようにみえる。

ただ、バブル経済崩壊以降の動きをみると、景気後退局面におけるボーナスは、前年比-5%を超えて大幅に落ち込んだ局面がみられる一方で、景気回復期における上昇は同+3%程度と比較的緩やかである。長引く不況の結果、一般労働者の

.....
13 もっとも、非正規の労働供給が枯渇し、賃金上昇が加速するタイミングでは、一部代替関係にある正規労働者の賃金上昇も加速する可能性はある。

図表 16 雇用者報酬の内訳：2018 年



備考：東京都の「500人以上規模の事業所」についても復元した再集計値。〈 〉内は、雇用者報酬全体に占めるウエイト。

資料：『毎月勤労統計』（厚生労働省）

名目賃金全体に占める特別給与の割合は、1990年代初の25%から2000年代には20%程度まで低下する経路を辿ってきた（図表18）。2013年以降になると、好調な企業収益を反映し、特別給与の割合は上昇しつつあるものの、その戻りは緩やかなようにもみえる。

ロ. 賞与の非対称性に関する推計

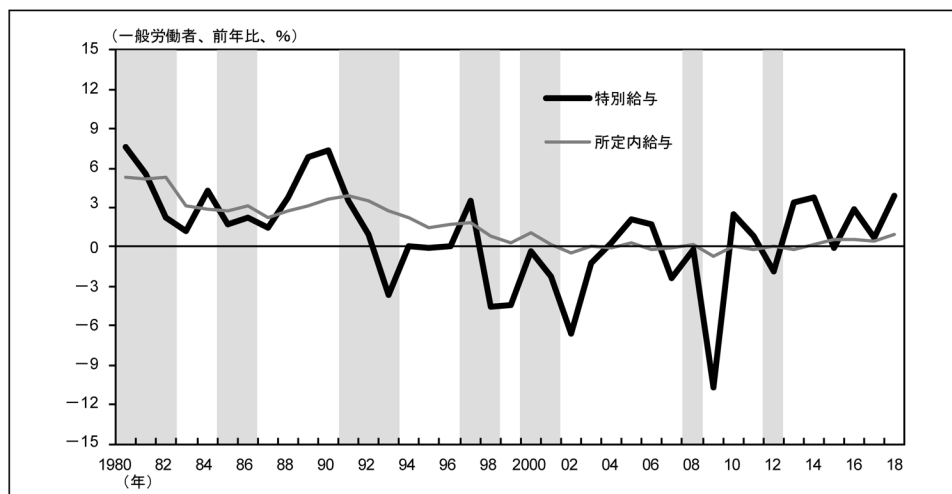
そこで、企業収益がボーナスとして配分される程度が景気局面によって異なる可能性を考察するため、ボーナスに関する調整の非対称性について検証する。具体的には以下の(2)式についてOLS推定を行った。

$$\begin{aligned} Bonus_t = & a + \beta_1 \times Profit_{t-1} + \beta_2 \times Profit_{t-1} \times ProfitUP\ dummy_{t-1} \\ & + \beta_3 \times ProfitUP\ dummy_{t-1} + \beta_4 \times Labor_t + \varepsilon_t. \end{aligned} \quad (2)$$

Bonus は一般労働者の特別に支払われた給与（『毎月勤労統計』¹⁴、前年比伸び率）、*Profit* は売上高営業利益率（『法人企業統計』、前年差）、*ProfitUP dummy* は営業利益が前年対比で上昇している局面で1、それ以外で0をとるダミー変数、*Labor* は労働需給指標（『全国企業短期経済観測調査』の雇用判断D.I.〈過剰－不足〉、または有効求人倍率）、 ε は誤差項、添え字 t は時間を表す。

14 2012年以降は東京都の500人以上規模の事業所についても復元した再集計値を使用した。また一般労働者の特別給与の公表値は1993年以降のみであるため、それ以前は常用労働者の計数を用いた。

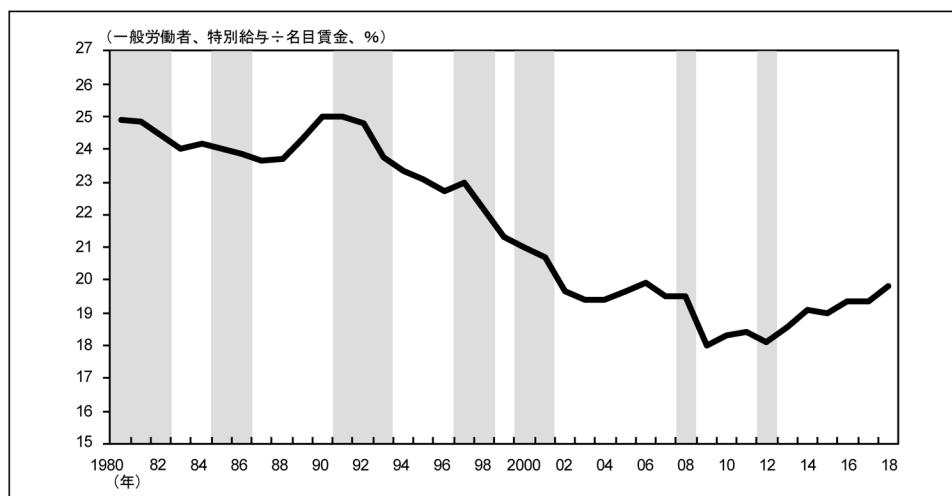
図表 17 賞与による賃金調整（一般労働者）



備考：シャドーは景気後退局面。2012 年以降は、東京都の「500 人以上規模の事業所」についても復元した再集計値。1993 年以前は、30 人以上事業所の常用労働者のデータを用いて延長。

資料：『毎月勤労統計』（厚生労働省）、『景気基準日付』（内閣府）。

図表 18 名目賃金に占める特別給与の割合（一般労働者）



備考：シャドーは景気後退局面。2012 年以降は、東京都の「500 人以上規模の事業所」についても復元した再集計値。1993 年以前は、30 人以上事業所の常用労働者のデータを用いて延長。

資料：『毎月勤労統計』（厚生労働省）、『景気基準日付』（内閣府）。

図表 19 ボーナスによる賃金調整の非対称性

説明変数	被説明変数	(一般労働者の特別給与・前年比) _t		
(売上高営業利益率・前年差) _{t-1}		5.45*** (1.31)	4.61*** (0.81)	4.73*** (0.88)
(売上高営業利益率・前年差) _{t-1} × (利益増加ダミー) _{t-1}		-4.56** (1.80)	-2.88** (1.20)	-3.11** (1.33)
(利益増加ダミー) _{t-1}		0.90 (1.00)	-0.30 (0.81)	0.06 (0.92)
(労働需給) _t : 短観・雇用判断 D.I.			-0.11*** (0.02)	
(労働需給) _t : 有効求人倍率				4.47*** (1.64)
定数項		0.83 (0.86)	1.15 (0.90)	-2.70 (1.91)
推計期間	1981 年度下期～2018 年度下期			
サンプルサイズ	75			
決定係数		0.36	0.58	0.49

備考: () 内は、標準誤差。***、**は、それぞれ 1%・5%水準で統計的に有意であることを示す。

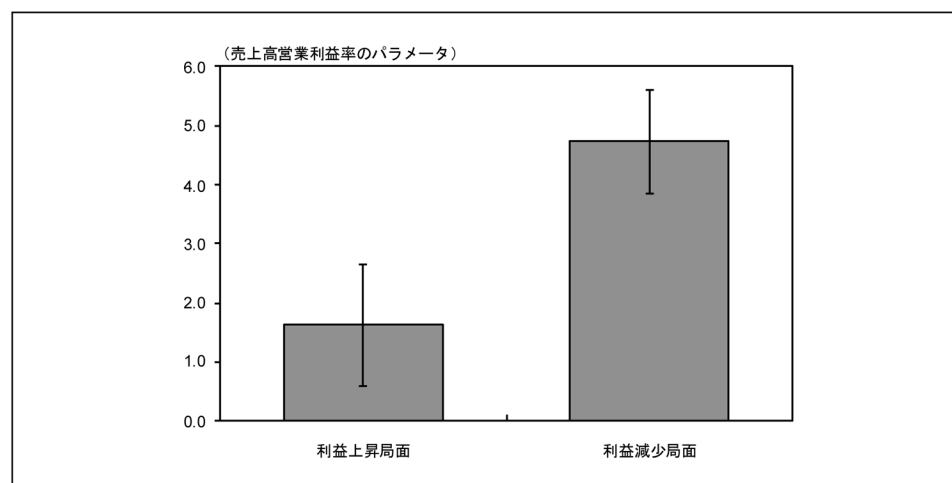
特別給与の 2018 年度下期は、2018 年 10～12 月の、2017 年 10～12 月対比の値。法人企業統計のデータは、金融業、保険業を除くベース。また、2009/2Q 以降は、純粋持株会社を除く。

資料: 『毎月勤労統計』『職業安定業務統計』(厚生労働省)、『法人企業統計』(財務省)、『全国企業短期経済観測調査』(日本銀行)。

推定はボーナスが前期の収益に応じて夏と冬に 2 回支給される傾向を踏まえて年度半期ベースで行った。推定期間はデータが利用可能な 1981 年度下期～2018 年度下期とした。

推定結果のうち(図表 19)、前期の収益および労働需給指標は想定される符号と整合的である。すなわち、前期の売上高営業利益率の上昇(下落)は、今期のボーナスを統計的に有意に押し上げる(押し下げる)ほか、『全国企業短期経済観測調査』の雇用判断 D.I. や有効求人倍率でみた労働需給の逼迫はボーナスを有意に押し上げる。だが、利益上昇局面と下落局面における、賃金上昇の非対称性を捉える *ProfitUP dummy* の係数をみると、利益が上昇する局面では、その交差項が売上高営業利益率の影響を打ち消すように作用している。すなわち、売上高営業利益率の 1%の下落は、今期のボーナスを 4～5%程度押し下げるのに対して、1%の上昇は、ボーナスを 1～2%程度しか押し上げてこなかったことがわかる(図表 20)。ここからは、収益の増加に伴うボーナス支給額の増加幅が、縮小局面における減少幅と比較すると、抑制されてきたことが確認できる。

図表 20 利益上昇局面と下落局面におけるパラメータの違い



備考：図の縦線は、 $\pm 1\sigma$ バンドを示す。パラメータは、有効求人倍率を説明変数に加えた場合の推定結果から求めた。

資料：『毎月勤労統計』『職業安定業務統計』（厚生労働省）、『法人企業統計』（財務省）。

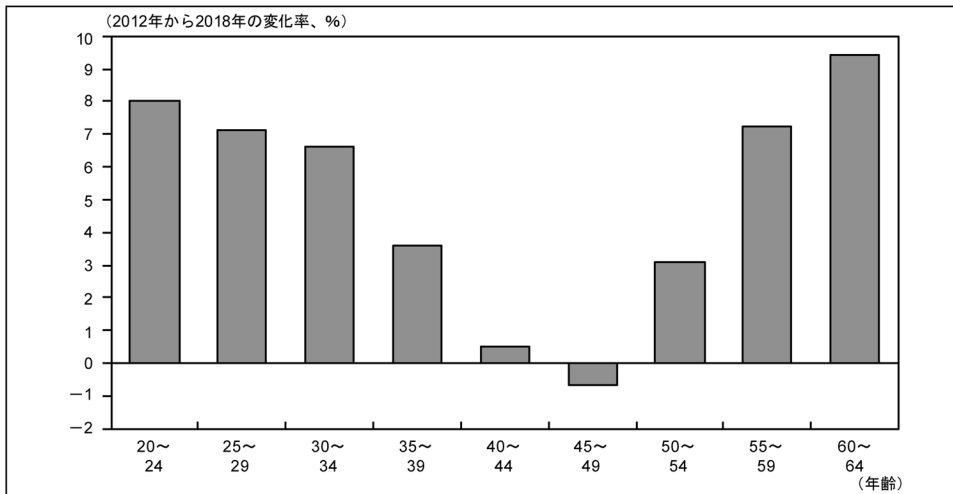
(2) 雇用流動性との関係

イ. 年齢による転職コストの相違

本節(1)ロ.の分析からは、所定内給与だけでなくボーナスについても上方硬直性の存在が示唆された。こうした賃金の上方硬直性の背景には、雇用の流動性の低さが影響している可能性がある。年齢別に今次景気回復局面における賃金上昇率をみると(図表 21)、20 歳代や 60 歳以上と比べ、30 歳代、40 歳代、50 歳代の上昇は相対的に低い。図表 22 で年齢別の雇用流動性を転職指標によって確認すると、20 歳代前後と比べてそれ以上の年代では自発的な離職率もきわめて低い。また、若年層と比較すると、中高年層は、転職希望者が少ない裏側で、継続就業希望者が多いことがわかる(図表 23)。転職による賃金変動も(図表 24)、若年層では転職によって賃金が上昇する割合が多い一方、45～59 歳層等では賃金が下落する傾向が強い。背景として、日本の長期雇用を前提とした労働市場では、企業特殊的熟練に対する支払いや早期離職防止のインセンティブ・メカニズムとして、中高年以降になってからボーナスを含む後払い型の雇用報酬システムに基づく雇用慣行が依然機能していることがうかがわれる。

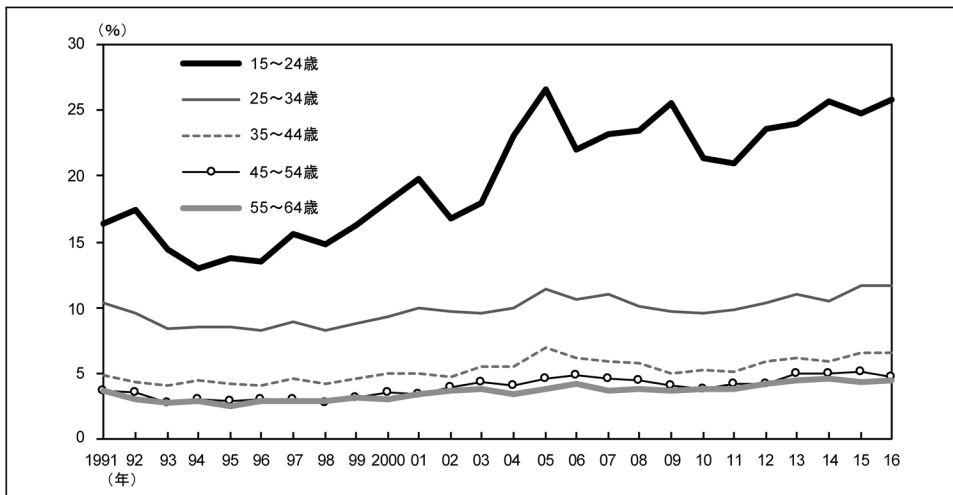
こうした慣行のもとでは、年齢を重ねることによって得られる企業特殊的熟練は離職によってその収益性が低下するほか、他企業へ転職すると後払い型の雇用報酬が得られなくなるため、中高年は将来的に約束された報酬が予想外の外的ショック

図表 21 年齢別にみた名目賃金の変化（2012 年から 2018 年の変化）



資料：『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）

図表 22 年齢別の自発的離職率



備考：自発的離職率は、雇用者に占める、自発的離職者の割合。自発的離職者は、離職者のうち、その理由が「個人的理由」の者を集計した値。

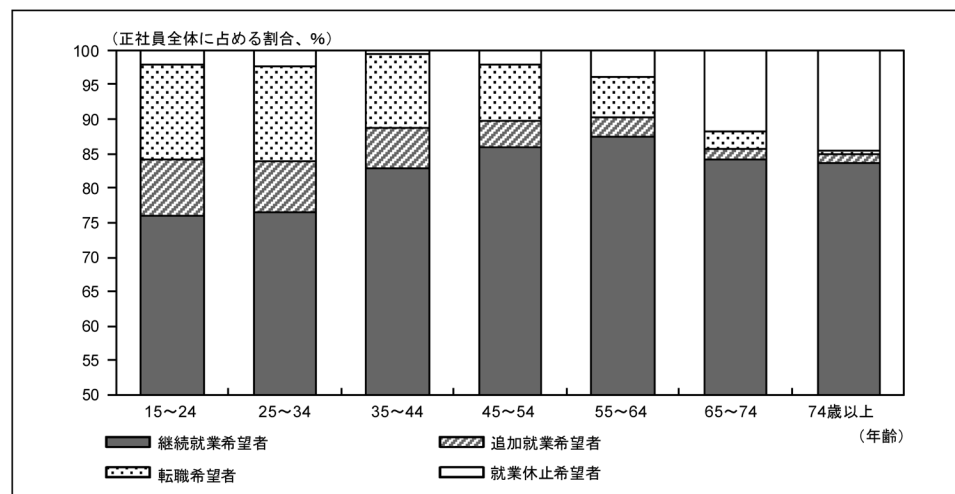
資料：『雇用動向調査』（厚生労働省）、『労働力調査（基本集計）』（総務省）。

によって抑制されたとしても企業への定着を選択することが予想される。

ロ. 適正所得と実際所得の乖離

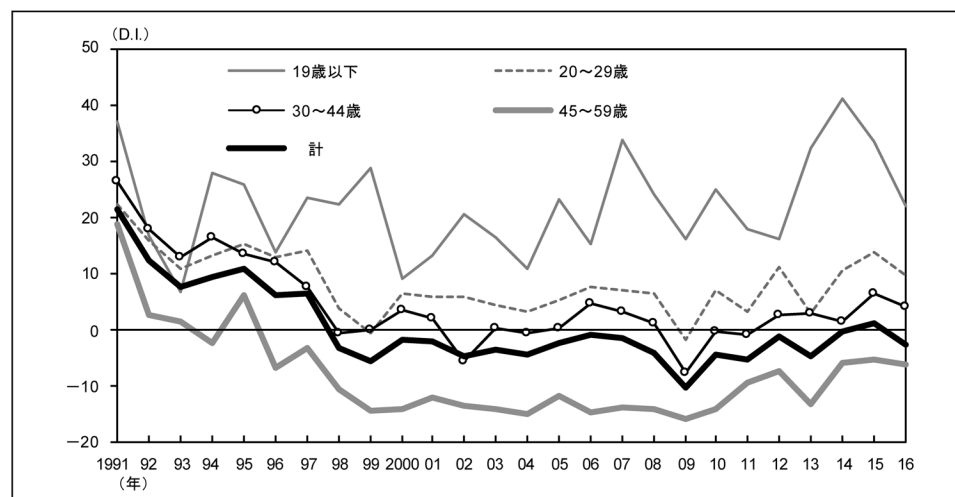
このような論点に関する試論として、3 節で使用した大阪大学調査の質問項目を

図表 23 正社員の就業希望意識（2017 年）



資料：『平成 29 年就業構造基本調査』（総務省）

図表 24 転職に伴う賃金変動



備考：D.I. とは、賃金 1 割以上上昇・下落を表す。

資料：『雇用動向調査』（厚生労働省）

再び用いて中高年賃金抑制の背景を検証する。具体的には 2006～09 年の間に大阪大学調査で集計された「あなたおよびあなたのご家族の能力からして、いくらかの所得を得ていて当然だと思いますか」という項目に着目する（以下、「適正所得」）。

仮に転職に伴う費用が無視できるほど小さい場合、世帯所得が適正所得を下回るならば、労働者は自分の能力に応じた評価を求めて転職を選択する可能性が生じる。一方、企業特殊の熟練への過去の投資の結果、転職に伴う費用が高い場合、現在の所得が適正所得を下回っても転職は躊躇される。そこで現在の世帯所得と適正所得の乖離率を被説明変数とし、この乖離率がいかなる属性によって規定されているかを分析する。

調査における家計の世帯所得および適正所得は 1～12 択の選択形式のため¹⁵、ここでは選択肢の中位を定量データに変換し（例として 200～400 万円の場合は、300 万円に変換）、乖離率を計算した。推定期間は、データが利用可能な 2006～09 年である¹⁶。

図表 25 において企業規模や業種の影響をコントロールした推定結果である (2) や (4) をみると、20 歳代と比較して、40 歳代では－4～6%ポイント、50 歳代では－7～9%ポイント程度、家計が実際に得る賃金が自分の能力からして適正と思う賃金から乖離している。換言すれば年齢が高いほど、所得が適正水準を下回っていると思っても、そのまま企業にとどまり続けていることになる。

なお、大阪大学調査において、日本と共通の項目を米国で調査したデータを用いて同様の推定を行った結果を、文末の参考図表 2 に付した。それによると、日本とは対照的に、米国の 30 歳代、40 歳代、50 歳代についての推定結果は、いずれも統計的に有意とはならなかった。ここからは、米国に比べた日本における中高年労働市場の流動性の乏しさが、賃金を適正水準からより引き下げる方向に機能していることがうかがわれる。

そのほか、60 歳代では、20 歳代と比べて賃金抑制の影響はみられない。これは 60 歳以上では適正賃金が得られないと継続雇用ではなく、多くが非就業となっていることを示唆している。

また、サンプルを正社員のみに限った結果をみても¹⁷、年齢による適正賃金からの下方への乖離は、雇用流動性が低い 40 歳代と 50 歳代で特に顕著である。だとすれば、なぜ 40 歳代、50 歳代の中高年社員は、支払われている賃金が適正水準よりも低いと考える傾向が強いのだろうか。さらに適正よりも低いにもかかわらず、それでもその会社にとどまることが多いとすれば、それはどのように説明できるのだ

.....
15 選択肢は順に、1：100 万円未満、2：100～200 万円、3：200～400 万円、4：400～600 万円、5：600～800 万円、6：800～1,000 万円、7：1,000～1,200 万円、8：1,200～1,400 万円、9：1,400～1,600 万円、10：1,600～1,800 万円、11：1,800～2,000 万円、12：2,000 万円以上。なお、2,000 万円以上については、ここでは簡易的に、直前の回答区間の半分（100 万円）を加えて、2,100 万円としている。

16 なお、2006 年は、「あなたのお宅はいくらぐらいの所得を得ていて当然だと思いますか」という質問形式となっており、2007～09 年調査における「能力からして」という文言が抜けている。推計にあたってはこうした質問項目の変化によって生じる可能性があるバイアスを考慮して、2007 年以降のデータによる推計も行っている。

17 雇用形態に関する項目は、2008 年からのみ利用可能であるため、推計期間が異なる。

図表 25 年齢別にみた適正賃金水準からの乖離

被説明変数 説明変数	(世帯所得－適正賃金)／適正賃金×100					
	就業者計				正社員	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年齢ダミー（基準は、20 歳代）						
30 歳代ダミー	-3.76** (1.83)	-1.82 (1.97)	-6.02*** (2.16)	-4.31* (2.31)	-3.37 (3.18)	-2.41 (3.21)
40 歳代ダミー	-6.55*** (1.74)	-4.13** (1.86)	-7.56*** (2.08)	-5.90*** (2.23)	-6.47** (3.03)	-5.68* (3.08)
50 歳代ダミー	-8.72*** (1.74)	-7.40*** (1.85)	-9.87*** (2.08)	-8.96*** (2.21)	-8.95*** (3.00)	-7.97*** (3.05)
60 歳代ダミー	-1.25 (1.81)	1.25 (2.02)	-2.83 (2.16)	-1.18 (2.42)	-3.02 (3.39)	-1.68 (3.50)
女性ダミー	1.23* (0.74)	2.25** (0.94)	1.42* (0.83)	2.10** (1.05)	1.87 (1.39)	2.26 (1.52)
大卒ダミー	-1.36* (0.81)	-0.91 (0.92)	-1.31 (0.91)	-0.62 (1.02)	0.34 (1.23)	0.34 (1.27)
世帯所得ダミー（基準は、400 万円以下）						
400～800 万円	20.00*** (1.00)	19.51*** (1.20)	18.47*** (1.14)	18.03*** (1.39)	16.62*** (2.15)	15.84*** (2.20)
800～1,000 万円	27.39*** (1.16)	26.51*** (1.42)	26.29*** (1.29)	25.41*** (1.58)	25.46*** (2.40)	24.58*** (2.48)
1,000 万円以上	34.32*** (1.21)	33.89*** (1.45)	32.27*** (1.31)	31.66*** (1.60)	30.53*** (2.37)	29.75*** (2.44)
失業可能性（基準は、「ほとんどない」）						
若干ある	-1.97*** (0.72)	-1.36 (0.87)	-2.02** (0.82)	-1.65* (0.97)	-1.25 (1.31)	-1.36 (1.33)
かなりある	-3.21*** (1.01)	-2.96** (1.20)	-3.54*** (1.13)	-3.26** (1.33)	-3.21* (1.84)	-3.30* (1.86)
定数項	-27.99*** (1.92)	-28.90*** (3.46)	-25.48*** (2.35)	-27.71*** (3.74)	-25.78*** (3.66)	-29.96*** (6.28)
企業規模ダミー	無	有	無	有	無	有
業種ダミー	無	有	無	有	無	有
年ダミー	有	有	有	有	有	有
推計期間	2006～09 年		2007～09 年		2008～09 年	
サンプル数	7,922	5,591	6,070	4,375	2,040	2,002
家計数	4,525	3,431	4,039	3,085	1,675	1,645

備考：（ ）内は、標準誤差。***、**、*は、それぞれ1%・5%・10%水準で統計的に有意であることを示す。適正賃金は、「あなたおよびあなたのご家族の能力からして、いくらくらいの所得を得ていて当然だと思いますか。世帯所得でお答えください」の回答を集計したもの。学生・引退者・失業者は除く。また、適正賃金からの乖離率について、上下1パーセンタイルに入るサンプルは異常値として除外。

資料：『くらしの好みと満足度についてのアンケート』（大阪大学社会経済研究所）

ろうか。

契約理論では、労働者がリスク回避的、企業がリスク中立的である場合、労働者に対して将来を通じた一定の所得保証、すなわち下方硬直的な賃金支払いを保証する、保険サービスを供給する余地が生まれることが知られてきた（Harris and Holmstrom [1982] 等）。この保険プレミアムおよび補償賃金の水準は内外の労働市場環境によって左右されるため、以前に比べて外部環境の不確実性が拡大しているとする、現在の中高年に求められる保険料は拡大し、かつ補償賃金も抑制されることになる。このように自らの責任に起因しない外部要因の強まりにより、稼得収入が当初の予想以上に削減されている状況を、適正より過少と労働者は考えているのかもしれない。

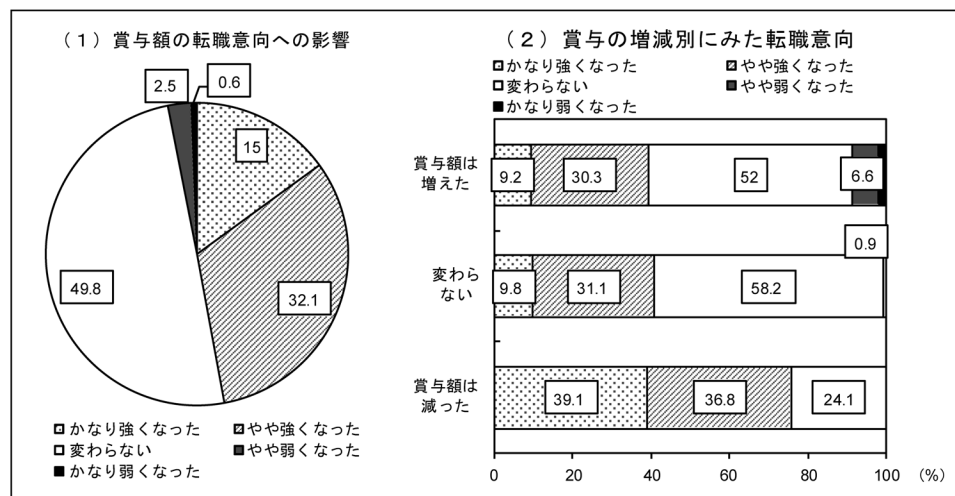
加えて企業特殊熟練仮説に従えば、若年時の熟練の形成期には人的資本に関する労使共同投資がなされ、その負担と将来の取り分が交渉によって決定されていたことになる。ところが、投資からの収益が発生するはずの中高年時になり、グローバル化・デジタル化などの予想以上の進展による想定外の経済ショックが発生し、雇用維持と投資収益を確保するための再交渉の必要性が労使間で生じたとも考えられる。その際、図表 24 が示唆するとおり、企業特殊熟練契約を解除した場合の損失が労働者側にとって大きいほど、労働者は当初の予想よりも少ない投資収益の配分に甘んじざるを得なくなる（Hashimoto [1975] 等）。この場合、会社にとどまることを労働者は合理的に選択しつつも、想定外の理由で削減された収益の取り分を当初予定の適性水準よりも少ないと考えるかもしれない。

また、Lazear [1979] 等に代表されるいわゆる賃金の後払い仮説が年功的な賃金制度の根幹を形成してきたとしよう。若年時には 2000 年代初頭に問題となった「サービス残業」などに象徴されるように労働生産性以下の賃金しか支払われていなかったとすれば、中高年となった暁には労働生産性以上の賃金の受取りを想定していたはずである。ところが賃金制度のうち、年功的な性格の強い職能給・年齢給が次第に弱まり、代わって役割・職務給や成果給のかたちで成果主義的な内容への変容が進んだとすればどうか。後払いされることを期待していた約束を反故されたことに対し、中高年社員が適正以下の賃金しか支払われていないと考えても不自然ではない¹⁸。

さらに考えられるのが、中高年となった就職氷河期（以下、氷河期）固有の要因である。30 歳代、40 歳代に差し掛かった氷河期世代の賃金を分析した Ohta [2019] によれば、高校卒では正社員になる機会が減ったことと賃金の低いサービス業への就職が増えたことが現在抱える賃金低下の主因になっている一方、大学卒では中小企業に就職する機会が増えたことに加え、社内での役職昇進が以前に比べて狭き門

.....
18 だとしても、後払いの部分が報酬にわずかなりとも賃金に含まれているとすれば、後払いが一切消失することになる転職を、労働者は選択する余地は少ない。

図表 26 夏季賞与額の転職意向への影響



資料：「夏の賞与に関する実態調査 2016 年」(マイナビ転職)

になったことを氷河期固有の困難に挙げる¹⁹。だとすれば学校卒業時が深刻な不況期にあったという自責のない理由によって未だに低賃金に甘んじている状況に対し、中高年の氷河期世代雇用者が不適正と感じつつも、一層賃金の低下につながりかねない転職には踏みとどまっているというのが実態かもしれない。

以上の仮説のうち、いずれが特に妥当であるかを検証することは、本稿の目的と範囲を超えており、将来の検討課題としたい²⁰。ただいずれにせよ、中高年の労働者にとって、実際賃金が適正水準から下方に乖離しても就労を続けがちとなることは、経済理論的にも説明可能なものといえる。こうした状況では、企業が人材確保のためにボーナスを含む賃金を優先的に引き上げるべきは当然、若年層になり、離職防止措置を講じなくても定着する可能性が高い中高年のボーナスや月給は、据え置かれる状況が続きやすいのである。

ハ. ボーナスと転職

さらに報酬のうち、賞与の抑制が転職意向に影響するかは、2016 年に民間の総合情報サービス企業が実施したアンケート調査から確認できる (図表 26)。

同調査によると²¹、転職サイトに登録のある 25～35 歳男女のうち、夏季賞与の

19 氷河期世代の困難の背景には、学卒時点の労働市場の需給動向が、その後の労働条件に持続的な影響を与えるという労働市場における世代効果の存在がある。世代効果については、Genda and Kurosawa [2001]、Genda, Kondo, and Ohta [2010] 等を参照のこと。

20 さらにこれらの仮説と並んで、労働者がいかなる支払いをもって適正・妥当と考えるかという所得に関する公正観に関する検討も今後の課題である。

21 転職意向のある正社員 25 歳・30 歳・35 歳の男女を対象にしたインターネット調査。実施期間は 2016

増減によって実際に転職意向に変化があったことがわかる。例えば、賞与額が前年対比で減少した者は、そうでない者よりも転職意向が「かなり強くなった」と答える割合が約 30%ポイント高くなっていた。なお、調査は 25～35 歳に調査対象が限られており、中高年への影響を計ることができない。そこで慶應義塾大学の「家計パネル調査 (KHPS)」を用いて、年齢別に賃金の増減が転職意向に与える影響を分析した²²。

家計パネル調査は、全国から無作為に抽出された 20～69 歳の約 4,000 人の個人およびその配偶者に対し 2004 年以降毎年 1 月に実施され²³、就業状態や資産・所得・消費支出などについて調査している。同調査からは、家計属性に加えて、就業状態の変遷を詳細に把握できるほか、月給や時給だけでなく、賞与額等も把握可能である。

そのうちここでは、就業状態に関する調査項目の「1 年前の会社・経営組織から転職したか」と、「より良い条件の仕事を探すため」に「1 年前の仕事を辞めて、無業になったか」を用いて、これらに該当する者を 1、該当しない者を 0 とするダミー変数を作成し、報酬等の変動が転職確率に与える影響をプロビットモデルにより推定した。説明変数としては、家計属性とともに、前期の報酬額の平均からの乖離幅等を加えた^{24, 25}。

図表 27 に示された推定結果をみると、男性や中高年層ほど、平均的に転職する確率が低いほか、前期に賞与額が平均より低いと転職確率が有意に上昇している。ただし 40～50 歳代ダミーおよび 60 歳以上ダミーと前期の賞与額との交差項に着目すると、20～30 歳代と比べて前期の賞与の増額が転職確率に与える影響は打ち消される。すなわち 20～30 歳代では前期の賞与額減少が転職を促す要因となるものの、40～50 歳代および 60 歳以上の中高年層では、雇用流動性の低さを反映し、賞与額の多寡は転職を促す直接的な要因とはなりにくいことがわかる。

以上、中高年層の雇用流動性の低さと賞与を中心とした賃金抑制の可能性を考察した。2000 年代以降の労働市場における年齢構成をみると、高齢化を反映して中高年層の割合は明らかに上昇している（図表 28）。その結果、高齢化を反映した雇

年 7 月 15 日～7 月 22 日、有効回答数は 480 名。

22 「慶應義塾家計パネル調査 (KHPS)」は、2014 年に、別個の調査として実施・管理されてきた「日本家計パネル調査 (JHPS)」と統合され、「日本家計パネル調査 (JHPS/KHPS)」として個票データが提供されている。

23 2007 年と 2012 年にそれぞれ約 1,400 人、1,000 人の新規サンプルが追加されている。

24 家計が賃金の減少を理由に転職を行う場合、自分と同様の属性に共通のショックから生じた賃金減少分は転職意向に影響せず、平均的な減少幅対比でどれだけ追加的に自身の賃金変動したかが重要になる。そこで、調査年・男女・年齢・雇用形態・業種別に賃金の平均値を算出したうえで、そこから個々人の賃金がどれだけ乖離しているかを説明変数として用いた。

25 転職意向に影響を与える要因として、同様の属性対比でみた賃金の乖離幅のほかにも、労働時間に代表される労働条件の違いが挙げられる。そこで、ここでは、労働時間の平均値からの乖離を説明変数として加えた推計も行った。

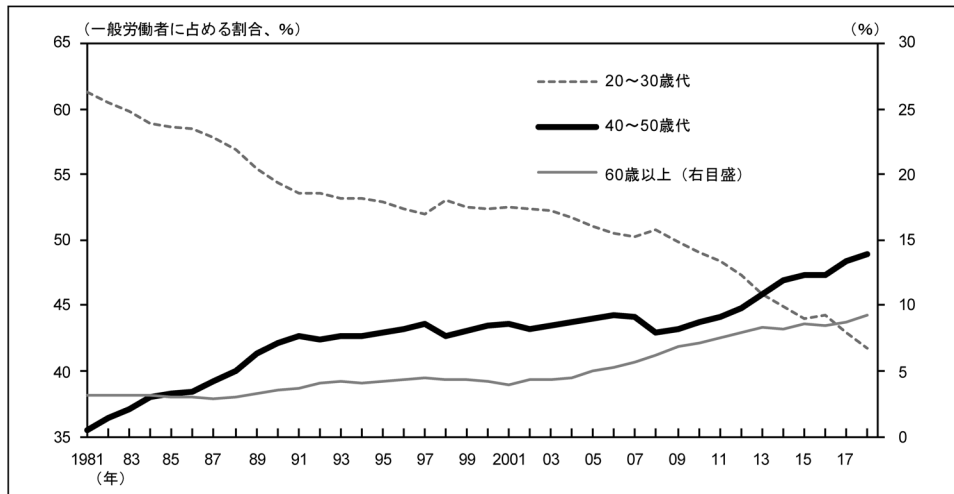
図表 27 賃金の増減と転職意向

説明変数	転職ダミー（0、1）〈プロビット推計〉							
	(1)		(2)		(3)		(4)	
		限界効果		限界効果		限界効果		限界効果
女性ダミー	0.156*** (0.047)	〈0.98〉	0.164*** (0.048)	〈1.02〉	-0.040 (0.056)	〈-0.19〉	-0.034 (0.056)	〈-0.17〉
年齢ダミー（基準は、20～30 歳代）								
40～50 歳代	-0.219*** (0.045)	〈-1.58〉	-0.211*** (0.046)	〈-1.50〉	-0.263*** (0.051)	〈-1.37〉	-0.246*** (0.051)	〈-1.28〉
60 歳以上	-0.197*** (0.070)	〈-1.42〉	-0.193*** (0.072)	〈-1.34〉	-0.136* (0.077)	〈-0.80〉	-0.136* (0.079)	〈-0.75〉
賞与額 〈前期、100 万円/年〉 （平均からの乖離）	-0.342*** (0.066)	〈-1.11〉	-0.337*** (0.067)	〈-1.12〉				
× 40～50 歳代ダミー	0.206*** (0.072)	〈1.84〉	0.194*** (0.073)	〈1.73〉				
× 60 歳以上ダミー	0.470*** (0.079)	〈3.25〉	0.465*** (0.080)	〈3.18〉				
定期給与 〈前期、10 万円/月〉 （平均からの乖離）					-0.007* (0.004)	〈-0.03〉	-0.007* (0.004)	〈-0.03〉
× 40～50 歳代ダミー					0.000 (0.004)	〈0.02〉	0.001 (0.004)	〈0.02〉
× 60 歳以上ダミー					0.009** (0.004)	〈0.06〉	0.010** (0.004)	〈0.06〉
週平均労働時間 〈前期、10 時間〉 （平均からの乖離）			0.003 (0.019)	〈0.03〉			0.006 (0.021)	〈0.04〉
× 40～50 歳代ダミー			0.009 (0.023)	〈0.05〉			0.019 (0.026)	〈0.09〉
× 60 歳以上ダミー			0.038 (0.034)	〈0.21〉			0.044 (0.036)	〈0.23〉
配偶者ダミー（配偶者有）	-0.181*** (0.055)	〈-1.17〉	-0.190*** (0.055)	〈-1.23〉	-0.199*** (0.062)	〈-1.09〉	-0.217*** (0.062)	〈-1.20〉
業種ダミー（基準は、製造業）								
建設業	0.397*** (0.077)	〈2.02〉	0.401*** (0.079)	〈2.02〉	0.380*** (0.089)	〈1.57〉	0.374*** (0.090)	〈1.53〉
農林漁業	0.757*** (0.207)	〈5.19〉	0.785*** (0.207)	〈5.46〉	0.877*** (0.243)	〈5.57〉	0.893*** (0.242)	〈5.75〉
運輸通信業	0.434*** (0.071)	〈2.28〉	0.464*** (0.071)	〈2.47〉	0.459*** (0.078)	〈2.04〉	0.478*** (0.079)	〈2.15〉
教育・公務	-0.195** (0.089)	〈-0.60〉	-0.193** (0.091)	〈-0.58〉	-0.150 (0.098)	〈-0.39〉	-0.158 (0.099)	〈-0.40〉
卸小売業	0.245*** (0.077)	〈1.10〉	0.250*** (0.078)	〈1.11〉	0.214** (0.087)	〈0.76〉	0.215** (0.088)	〈0.76〉
その他サービス業	0.518*** (0.059)	〈2.92〉	0.516*** (0.060)	〈2.87〉	0.542*** (0.067)	〈2.58〉	0.533*** (0.067)	〈2.52〉
定数項	-2.186*** (0.104)		-2.180*** (0.105)		-2.237*** (0.114)		-2.204*** (0.114)	
年ダミー	有		有		有		有	
推計期間	2004～17 年							
サンプル数	31,778		30,515		29,321		28,177	
家計数	6,134		6,072		5,812		5,752	

備考：() 内は、標準誤差。〈 〉内は、限界効果。***、**、*は、それぞれ 1%・5%・10%水準で統計的に有意であることを示す。推計対象は、転職先が正社員の者のみ。

資料：『日本家計パネル調査』(慶應義塾大学)

図表 28 一般労働者の年齢構成の変化



資料：『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）

用流動性の低さは、賞与の停滞を通じてマクロの賃金増加を抑制する方向に働いていたのである。

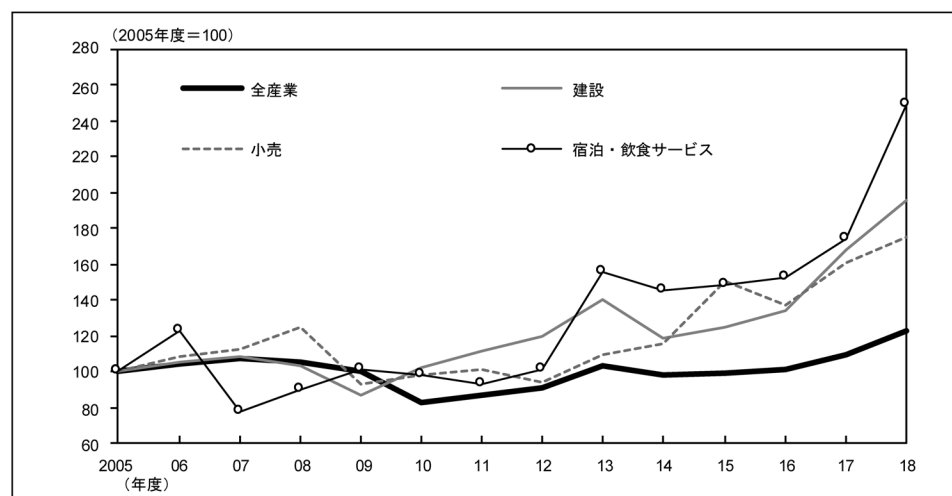
5. 賃金上昇の可能性と物価への波及

ここまで、ルイスの転換点の到達可能性とボーナスによる賃金増加の可能性を探ってきた。現状では未だ実現には至ってないにせよ、今後、女性や高齢者を中心に非正規雇用の労働市場がルイスの転換点に到達したり、正規雇用についてもボーナスを通じた柔軟な賃金支払いが新たにみられるようになった場合、それらはマクロ的な物価水準にどのような影響を与えるだろうか。この点について、供給面と需要面の両経路から試論しておきたい。

(1) 供給側から物価への波及

パートやアルバイトなどの非正規労働者の賃金上昇が加速すると、企業の限界費用は増加し、物価の押上げに寄与することになる。ただし人手不足に伴う人件費の増加は、値上げだけでなく、労働代替的な設備の導入や業務プロセスの見直し等を通じた労働生産性の向上によって調整される可能性もある。

図表 29 労働集約的な業種におけるソフトウェア投資の増加



備考：2017 年度までは実績、2018 年度は 2018 年 12 月調査時点の計画値。

資料：『全国企業短期経済観測調査』（日本銀行）

実際、労働集約的な業種（小売、宿泊・飲食、建設等）では IT 等を活用した省力化・効率化投資が近年活発化している（図表 29）。また、近年は飲食店やコンビニの 24 時間営業の停止や、宅配便の再配達時間の短縮等に見られるように、サービス水準をあえて引き下げてでも人手不足に伴う賃金上昇の値上げ圧力を回避しようとする動きもある²⁶。

こうした点の影響を考察するため、付加価値 1 単位当たりの労働コストとして定義される ULC に着目する。ULC（自然対数値）の変化を産業別に、時間当たり賃金率（ボーナスを含む総人件費）の変化分と労働生産性の変化分の差に分解し、さらに賃金率の変化分については、雇用形態・賃金形態別に分類したうえで、各経路の物価の押上げ圧力への影響を計測する。具体的には、以下の計算式によって、ULC を算出した。

$$\begin{aligned}
 ULC &= \frac{w \times L \times H}{Y} = \frac{(w \times L \times H)/(L \times H)}{Y/(L \times H)} = \frac{w}{lp} \\
 &= \frac{1}{lp} \times \left(w_R \times \frac{w_R \times L_R \times H_R}{(w_R \times L_R \times H_R) + (w_P \times L_P \times H_P)} \right. \\
 &\quad \left. + w_P \times \frac{w_P \times L_P \times H_P}{(w_R \times L_R \times H_R) + (w_P \times L_P \times H_P)} \right). \quad (3)
 \end{aligned}$$

ここで、 w は時間当たり賃金（『毎月勤労統計』）、 L は雇用者数（『国民経済計算』）

²⁶ サービス水準の低下は、品質調整後の物価の上昇を意味するが、実際の統計にはそのすべてが反映されるわけではないことから、品質の低下による賃金上昇圧力の吸収の動きは、物価の上昇として統計上捉えられていない可能性がある。

〈以下、SNA 統計〉)、 H は労働時間 (SNA 統計)、 Y は実質 GDP (SNA 統計)、 lp は労働生産性、添え字 $R \cdot P$ はそれぞれ一般労働者とパート労働者 (ともに『毎月勤労統計』) を表す。雇用形態・賃金形態別の時間当たり賃金の変化率の計算にあたっては、

$$\begin{aligned}
 \text{時間当たり賃金変化率} = & (\text{一般労働者の所定内給与の変化率}) \\
 & \times (\text{雇用者報酬に占める一般労働者の所定内給与のウエイト}) \\
 & + (\text{一般労働者の特別給与の変化率}) \\
 & \times (\text{雇用者報酬に占める一般労働者の特別給与のウエイト}) \\
 & + (\text{パート労働者の名目賃金の変化率}) \\
 & \times (\text{雇用者報酬に占めるパート労働者の名目賃金のウエイト}), \\
 & (4)
 \end{aligned}$$

により算出している。そのため、図表 30 の ULC の分解における誤差項には、近似誤差のほか、この間の一般労働者・パート労働者間の構成比の変化要因が含まれる²⁷。

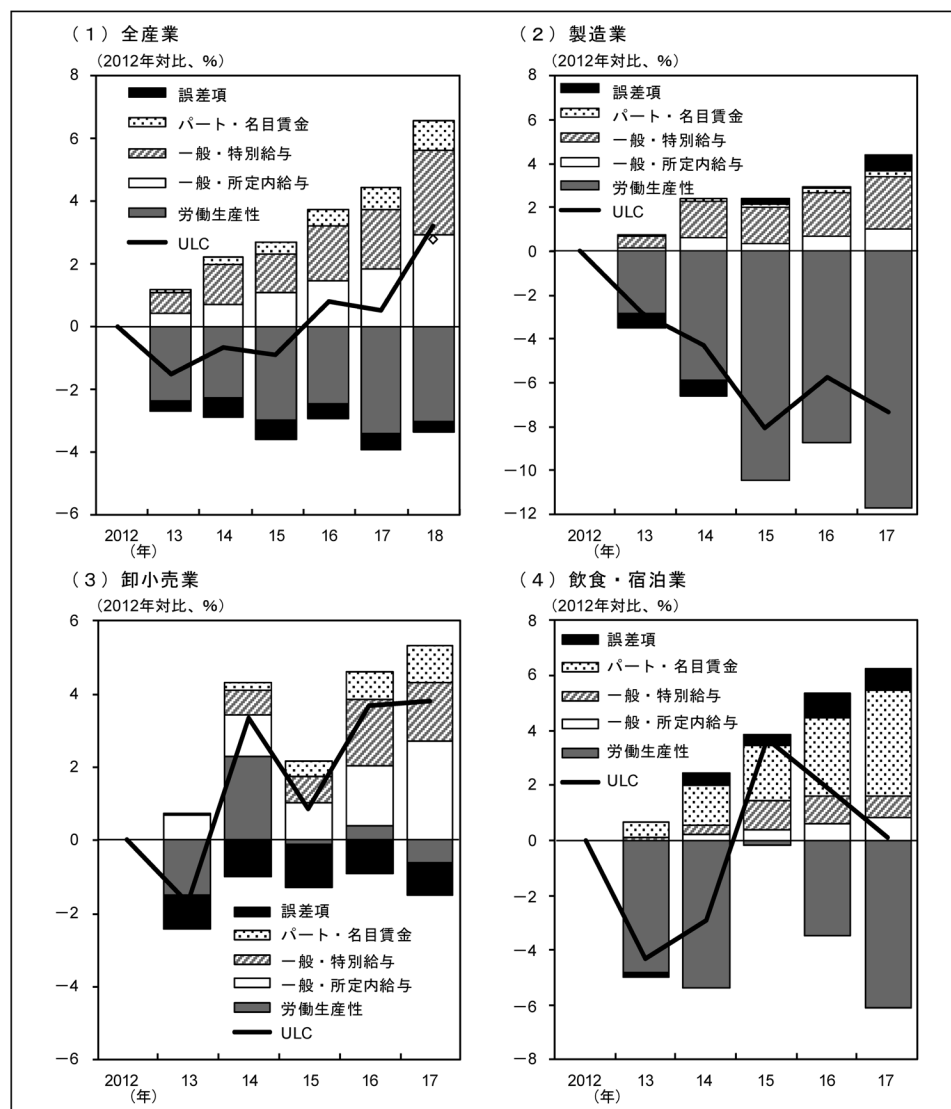
図表 30 (1) から全産業の動きをみると、2017 年までは幅広い賃金上昇の圧力が確認される一方、労働生産性の上昇がこれを打ち消すことで ULC の変化は相殺されてきた。ただし、2018 年になると、一般の所定内給与と特別給与が大きく増加した結果、ULC が大きく上昇するコスト・プッシュ圧力の高まりも推察される²⁸。最近の値上げ報道の増加が示唆するとおり、賃金増による ULC の上昇を価格に転嫁する動きが顕在化しはじめた可能性がある。

ただし製造業では (図表 30 (2))、一般労働者の特別給与を中心としたコスト・プッシュ圧力を労働生産性の向上が上回り、ULC は抑制されてきた。対照的に非製造業のうち卸小売業では (図表 30 (3))、労働生産性の向上は限定的であり、賃金の上昇が緩やかに ULC を押し上げている。こうした動きは消費者物価の上昇に寄与している可能性がある。一方、飲食・宿泊業 (図表 30 (4)) では、パート賃金の上昇が ULC の押上げ要因として大きく寄与しているものの、近年の労働生産性の向上は大きく、結果的に ULC は横這いである。運輸・郵便業 (図表 30 (5)) では労働生産性の向上が ULC を下押ししているが、それ以上に人手不足に伴う宅配ドライバー等の待遇改善に向けた所定外給与を含む賃上げの影響が上回り、結果的

.....
27 運輸・郵便業については、一般労働者の所定外給与の寄与度も相応に大きかったため、これを (4) 式に追加している。

28 2018 年については、SNA 統計の年次推計値が本論の作成時点では利用できないため、内閣府『四半期 GDP 速報』の前年比を用いて実質国内総生産 (Gross Domestic Product: GDP) を、総務省『労働力調査』の前年比を用いて雇用者数を、厚生労働省『毎月勤労統計』の前年比を用いて労働時間を、それぞれ延長して計算した試算値であることには留意が必要である。

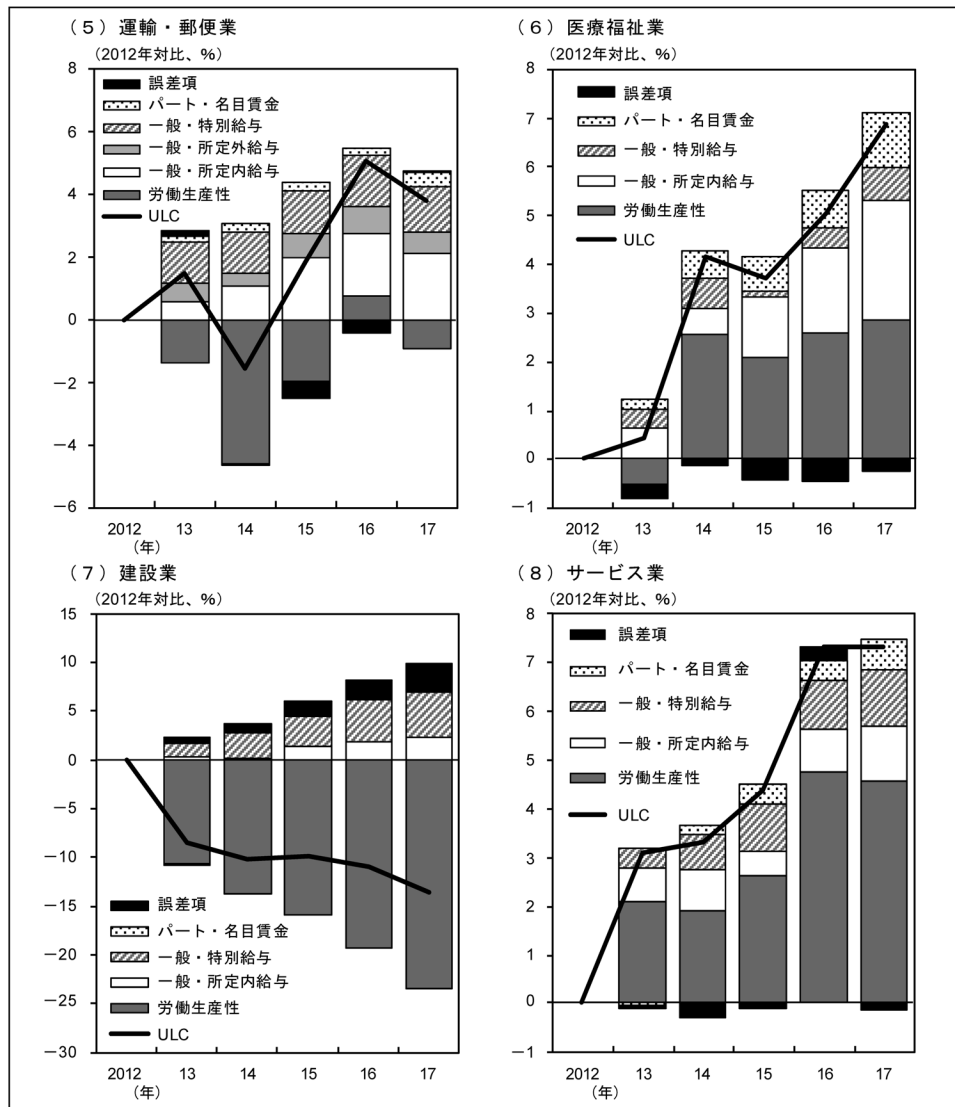
図表 30 ULC の分解



備考：ULC は、雇用者報酬÷実質 GDP により算出（雇用者報酬は、時間当たり賃金×雇用者数×労働時間）。労働生産性は、実質 GDP ÷（雇用者数×労働時間）。

(1) の 2018 年の値は、内閣府『四半期 GDP 速報』を用いて実質 GDP を、厚生労働省『毎月勤労統計』の総実労働時間（東京都の「500 人以上規模の事業所」についても復元した再集計値）を用いて労働時間を、総務省『労働力調査』を用いて雇用者数をそれぞれ延長した試算値。マーカーは、『毎月勤労統計』の時間当たり賃金について、共通事業所サンプルを用いた試算値。誤差項には、近似誤差のほか、一般・パート労働者のウエイト効果、所定外給与の変化等が含まれる（運輸・郵便業のみ、所定外給与の寄与度が大きい一般・所定外給与を表章している）。

図表 30 ULC の分解 (続き)



(8) の実質 GDP、雇用者数、労働時間は、『国民経済計算』のその他のサービス業の値である一方、賃金は、『毎月勤労統計』の生活関連サービス、娯楽業および複合サービス業、他に分類されないサービス業の合計。

資料：『国民経済計算』（内閣府）、『毎月勤労統計』（厚生労働省）、『労働力調査（基本集計）』（総務省）。

に ULC を引き上げている²⁹。

さらに今次の景気回復局面で最も雇用成長率が高い医療福祉業（図表 30（6））では、各形態の賃金上昇が ULC を押し上げたことに加え、労働生産性の低下がむしろ ULC の押上げに作用したことから、5 年間で 7%ポイントを超える高い上昇率を示している。しかし、近藤 [2017] も指摘するように、医療福祉業では介護報酬制度等による規制の影響もあり、価格メカニズムが働かないことで、物価の直接的な押上げへの寄与も限定的なものにとどまっていると考えられる³⁰。

建設業では（図表 30（7））、特別給与が大きく増加している反面、労働生産性が大きく上昇していることから、ULC は大幅に低下した。サービス業（図表 30（8））では、賃金の上昇に加えて労働生産性の低下が ULC の押上げにさらに寄与し、コスト・プッシュ圧力が高まっている³¹。このためサービス業による人手不足と労働生産性停滞は、物価上昇の潜在要因となっていることが示唆される。

このように賃金、ULC、労働生産性の関係は、産業によって大きく異なる。製造業、飲食・宿泊業、建設業等では、賃金の上昇圧力を労働生産性の向上が相殺もしくは上回ることで、物価上昇を回避してきた。一方、卸小売業、運輸・郵便業、サービス業等では、賃金上昇の圧力が、労働生産性の向上を凌駕する、もしくは労働生産性の低下を伴うことで、結果的に財・サービス市場における価格上昇圧力を相対的に高める状況が生じている。

以上の分析を通じて最も強調すべきは、賃金、ULC、労働生産性の関係が、産業によって大きく異なっているという点であろう。製造業、建設業、飲食・宿泊など

29 運輸・郵便業では、時間当たり所定外給与の上昇も明確に ULC の押上げに作用しているが、これには宅配ドライバー不足に伴う残業手当の上昇に加えて、2017 年初に明らかとなり、その後支給された未払い残業代の問題が影響している可能性がある。

30 ULC が上昇しているにもかかわらず、介護産業で雇用が増え続けたのは、いうまでもなく高齢化による介護サービスのニーズが急速に増えたことと介護保険制度の導入によって安定的な事業収入を獲得する環境が整備されたためである。あわせて介護サービスの種類にもよるが、通所、訪問のいずれでも、大幅な設備投資を行わなくても開業できる場合も多いため、小規模事業者が参入しやすいことも、開業による雇用創出につながってきた。

ただし厚生労働省『平成 29 年度介護給付費等実態調査』によれば、2017 年度になり訪問介護事業所数は 2012 年以降で初めて減少に転じた。通所介護でも事業所数は 2015 年度以降横這いと頭打ち傾向にある。月当たり延べ利用者が 300 人以内の小規模通所に限れば 2014 年度をピークに減少が続いており、原因としては小規模型通所介護では基本単価の引下げや人材確保の困難の影響が大きい等が示唆される。特に介護サービス業の労働需要に関する賃金弾力性が高ければわずかな単価上昇が多数の事業所の退出にも直結する（近藤 [2017]）。

今後、ロボット活用などによる労働生産性の向上が困難とみられる介護事業所では、人手不足による人件費の上昇も相まってさらに淘汰が進み、全体的に雇用が増えるにしても一部事業所への集中が加速する可能性がある。さらにそれにあわせて医療福祉業の賃金にはプラスに働くことも考えられよう。

31 もっとも、生活関連サービス業などでは個人企業のウエイトが高いが、個人企業の付加価値は特に計測が困難であることから、サービス業では ULC の上昇が過大に計測されている可能性があることには注意が必要である。

では労働生産性の上昇の効果が大きい反面、卸小売業、医療福祉業、サービス業などでは、労働生産性の上昇の効果は乏しかった。その意味で、今後どのように産業構造が転換していくかによって、賃金、ULC、労働生産性の経済全体に与える影響も異なってくることになる。高齢社会の進展に合わせて医療福祉関連の産業が引き続き拡大すれば、労働生産性の上昇によるコスト圧縮効果は経済全体でみても制限される。一方で、製造業や建設業などの第2次産業のシェアが一定程度維持されれば、経済全体での労働生産性の上昇効果は強まるだろう。産業構造のシフトが賃金、ULC、労働生産性の関係に与える中長期的な影響の考察は、今後の検討課題としたい。

(2) 需要側から物価への波及

最後に、特別給与を通じた賃金支払いの増加が実現した場合、正社員の特別給与は、個人消費の源泉となる雇用者報酬の大きな部分を占めることから、需要面から物価を押し上げる要因となると予想される。ただし、理論的には恒常所得仮説が示唆するように、個人の消費はその期の所得のみによって決まるわけではなく、生涯にわたる所得全体によって決まると考えられる。

この場合、ボーナスによる所得の増加があくまで一時的なものにすぎないと消費者に認識されるのであれば、消費の増加を誘発する効果が小さく、結果的に需要面からの価格の押し上げ効果は限定的なものとなる。実際、ボーナスの使い道を調査したサーベイの結果をみると、7割が貯蓄を選択している（図表31）。

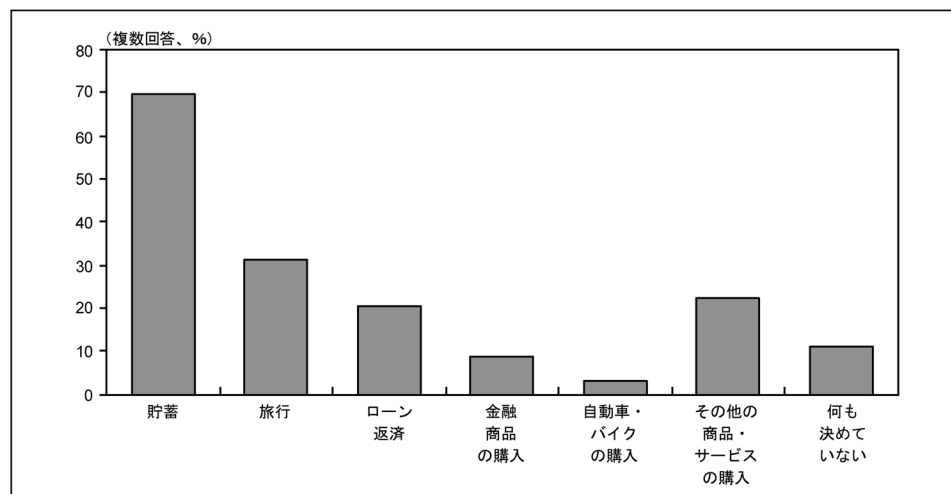
以上からは、業績の拡大を反映するかたちで特別給与が手厚く配分されたとしても、労働者にとって所得見込みの先行き不透明感が解消されない限り、消費活動の促進には結びつかず、結果的に物価の上昇には直結しない可能性は大きいだろう。

6. 今後の見通しと課題

本稿では玄田〔2017〕を踏まえた論点に基づく実証研究を行った。具体的には非正規雇用を中心とした労働市場でのルイスの転換点の到達可能性、上方硬直性のある月給の代替手段としてのボーナスによる調整可能性、賃金上昇に応じた労働生産性の変化を加味した物価への影響について検証した。

第1のルイスの転換点については、直近に転換が訪れるという明確な証左こそ見出されなかったものの、留保賃金の分布や労働力フローの動向等を踏まえた結果、女性については賃金の大幅上昇を伴う転換期が迫りつつあることは示唆された。労

図表 31 ボーナスの使い道に関するアンケート調査



備考：「2017 年夏のボーナスの使い道として予定しているもの、または、すでに使ったもの」に関するインターネット調査。調査対象は、全国の 20～59 歳のパート・アルバイトを除く有職者。サンプル数は、800 人、調査実施期間は、2017 年 7 月 5 日～7 月 6 日。

資料：「夏のボーナスの使い道に関するアンケート調査」(株式会社アスマーク)

働供給の賃金弾力性が高く、即座に就業可能な女性は既に枯渇気味となっている。代わって世帯所得が高く、留保賃金の高い女性無業者の労働市場への参入が始まりつつある。今後も女性に対する労働需要が拡大を続ければ、急速にその賃金が上昇する可能性は小さくない。

さらに若年・壮年の女性のみならず、拡大を続けた高齢者の労働人口にも、一定の収斂状況が確実に訪れる。2010 年代前半期を中心に、高齢者が引退を回避する傾向は強まり、それが拡大する非正規求人の貴重な受け皿となってきた。今後は高齢労働者のボリューム・ゾーンを占めてきた団塊世代が 70 歳代に突入し、本格的な引退を迎えはじめる。同世代の引退完結時点では、高齢者の労働供給拡大により回避されてきた賃金上昇にも変化が生じることも予想される。

続く論点である正規雇用を中心に支払われるボーナスについても、新たな事実が見出された。先行研究からは、毎月の所定内給与の場合、賃下げを労働者が嫌うために、不確実な将来を見込んで企業は現在の賃上げを行わないことが指摘されてきた。それに対し一時的な配分の様相が強いボーナスは、業績の悪化と合わせて比較的大幅な削減も実施されてきた。今回の実証研究からは、業績の改善に応じたボーナスの拡大は限定的なものにとどまる傾向が発見された。それが人手不足にもかかわらず、労働者の報酬が改善しない 1 つの要因となっていたことも判明した。

ただし若年層の場合、低いボーナス水準は転職を促すことから、人手を確保する

手段として、今後特別給与が手厚く配分される傾向は強まるだろう。一方、雇用の流動性が乏しい中高年層では、ボーナスが少なくても、それが離職を誘発する傾向は弱い。そのため中高年層の特別給与は抑制され、労働市場の高齢化が進むことは、ボーナスによる報酬の拡大に対し、総じてマイナスに作用することも示唆された。

それでも、硬直性の度合いの強い所定内給与の状況が今後も続くとなれば、業績の改善や労働生産性の向上への努力に対する成果配分として、賞与の持つ意味は小さくない。だとすれば、若年層のみならず中高年層、さらに正規雇用以外に非正規雇用にも、適切なボーナスが支払われる仕組みの新たな構築が必要となる。本稿では、汎用性の高い熟練形成のメカニズムと労働市場における一定の流動性の確保がその鍵を握ると考えた。加えて業績の改善や労働生産性の向上に応じて労働者が自ら適正と思うボーナスを要求できる発言力の確保と、それを踏まえた労使間の密接なコミュニケーションもまた、特別給与を含めた柔軟かつ適切な報酬システムの確立には欠かせない。

第3の論点として、人手不足を反映して月給や賞与が上昇した場合の物価への影響についても考察した。これまで、製造業、建設業、飲食・宿泊業では、人件費の上昇を相殺するかたちで、新規投資などによる労働生産性の向上が進んだ結果、ULCの上昇や物価への転嫁は回避されてきた。一方、卸小売業、運輸・郵便業、サービス業では、人件費の上昇に労働生産性の向上が伴わず、結果的にULCは上昇し、値上げ圧力を強めている。今後、産業を超えて人手不足が労働生産性の向上努力を促す状況が続き、労働生産性の向上が賃金上昇を上回る場合には、物価上昇が抑制された状況が続く可能性がある。

最後に残された課題のいくつかに言及しておきたい。いうまでもなく賃金の上昇可能性は、今後の労働市場における外部環境によって左右される。特に今後、外国人労働者の就業が拡大すれば、その程度次第では労働市場全体に賃金低下圧力を生み出すことも考えられよう。また人工知能（AI）やAIを搭載したロボットの普及が労働節約的な技術革新を促進するならば、労働需要の増大を緩和し、同じく賃金上昇を抑制する方向に働くことも考えられる。ただし、これらの可能性については、本稿執筆時点では、客観データを用いた分析には時期尚早と考え、検証を見送った。今後、データの蓄積に伴い、詳細な検証が必要なことはいうまでもない。

さらに別の労働市場を取り巻く環境変化として、「ギグ・エコノミー」という言葉が象徴するような、インターネットを通じた新たな就業形態の拡大可能性も今後無視できない。オンラインを活用し、仕事の仲介業者（プラットフォーム）を通じて仕事を受注する働き方は、従来の自営業の考え方を一変させることも予想される。近年の労働市場の変化として自営業の大幅な衰退を強調する指摘もあるとおり（神林 [2017]）、対照的にオンライン・プラットフォームを通じた働き方が拡大す

れば、新しい類型の自営業の普及が、人手不足の解消のみならず、働き方そのものを根本から変革する可能性を秘めている。米国での既存研究を念頭に、独自調査によって日本でオンライン・プラットフォームを通じた仕事に就く労働者を推計した高橋〔2018〕によれば、その数は日本でも2017年4月時点で約312万人にまで既に達しており、その多くは『労働力調査』の自営業としては把握されていないという³²。このような既存統計では把握されてこなかったオンライン・プラットフォームを通じた働き方の拡大は、潜在的な労働市場のスラックをいかに把握するかという新しい政策課題にも直結する。それは、いうまでもなく今後の賃金動向に直結する重要な問題でもある。

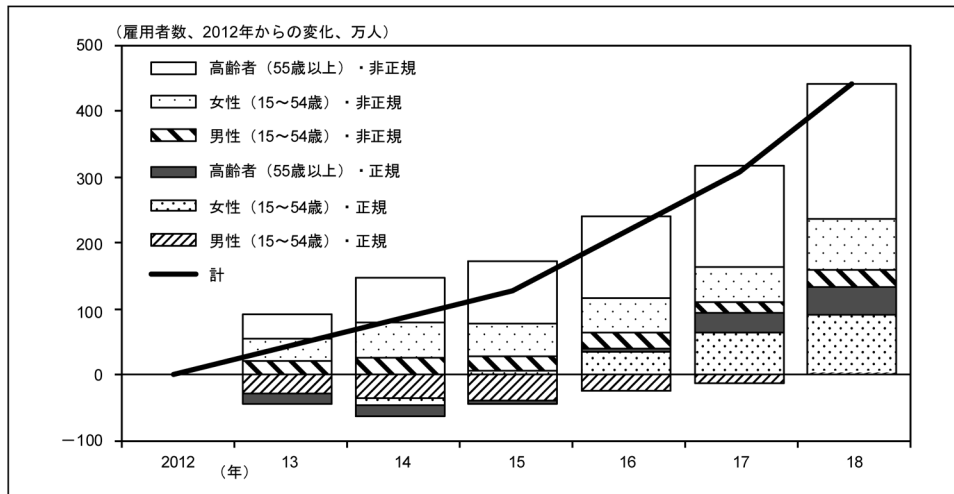
潜在的な労働供給可能性を測る直接的なスラック指標としては、完全失業者数を多くが想定するだろう。人手不足を背景に、完全失業者数は、2018年平均で166万人と、1993年以来の少なさである。ただその一方で、非労働力人口は4,263万人であり、2000年から継続して4,000万人台を維持している。総務省『労働力調査』では未活用労働指標として、LU1からLU4という4指標と2種類の補助指標を2018年1～3月期から公開している³³。今後は、これらの新たな指標を含め、賃金や雇用の動向を正確かつ厳密に把握するうえで、いかに潜在的なスラックを計測し、活用していくかも、政策課題の1つとなっていくだろう。

最後に本稿全般を通じ、2017～18年にかけて、労働力と報酬の配分の新たな動きが強まりつつあるという印象も少なからず受けた。賃金上昇の可能性とその物価への影響を正確に把握するためにも、今後も賃金動向に関する継続的かつ詳細な考察が求められよう。

.....
32 高橋〔2018〕によれば、オフラインの仲介会社を通じて仕事を得るオフライン・プラットフォームも約352万人に達し、その多くも『労働力調査』では自営業者として把握されていない、雇われない働き方だとしている。なお、オンライン・プラットフォームを通じた仕事に就く労働者のほぼ半分は正規雇用としての仕事を有しており、兼業による働き方を実践している。

33 未活用労働指標では、新たに定義された「失業者」に加えて、就業者中の「追加就労希望就業者」と非労働力人口中の「潜在労働力人口」に新たな焦点が当てられている。詳細は総務省『平成30年労働力調査年報』を参照のこと。

参考図表 1 属性・雇用形態別にみた雇用者数のネット変動



資料：『労働力調査（基本調査）』（総務省）

参考図表 2 年齢別にみた適正賃金水準からの乖離：米国

被説明変数 説明変数	米国：(世帯所得－適正賃金)／適正賃金×100					
	就業者計				正社員	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年齢ダミー（基準は、20 歳代）						
30 歳代ダミー	-0.84 (1.08)	-1.32 (1.17)	-0.96 (1.14)	-1.87 (1.24)	-2.01 (1.46)	-2.08 (1.47)
40 歳代ダミー	0.82 (1.07)	0.25 (1.17)	1.11 (1.13)	0.04 (1.22)	0.38 (1.48)	0.09 (1.49)
50 歳代ダミー	1.32 (1.05)	0.70 (1.13)	1.62 (1.11)	0.78 (1.19)	0.13 (1.44)	0.12 (1.45)
60 歳代ダミー	6.13*** (1.36)	4.79*** (1.53)	7.24*** (1.46)	5.62*** (1.64)	6.11*** (2.06)	5.67*** (2.09)
女性ダミー	0.32 (0.63)	1.39* (0.71)	0.35 (0.68)	1.54** (0.77)	0.64 (0.88)	0.86 (0.93)
大卒ダミー	-5.47*** (0.68)	-5.20*** (0.78)	-6.01*** (0.73)	-5.71*** (0.84)	-5.32*** (0.96)	-5.29*** (1.03)
世帯所得ダミー（基準は、400 万円以下）						
400～800 万円	23.98*** (1.02)	23.67*** (1.17)	23.98*** (1.09)	23.61*** (1.26)	18.93*** (1.65)	18.73*** (1.67)
800～1,000 万円	29.59*** (1.13)	29.31*** (1.27)	29.80*** (1.22)	29.36*** (1.37)	25.66*** (1.78)	24.95*** (1.80)
1,000 万円以上	29.74*** (1.13)	28.51*** (1.28)	29.78*** (1.23)	28.56*** (1.39)	24.33*** (1.76)	23.90*** (1.80)
失業可能性（基準は、「ほとんどない」）						
若干ある	-1.81*** (0.67)	-2.06*** (0.73)	-1.69** (0.71)	-1.92** (0.77)	-1.74* (0.92)	-1.75* (0.93)
かなりある	-2.77** (1.11)	-3.23*** (1.22)	-2.49** (1.19)	-2.72** (1.31)	-1.68 (1.61)	-1.68 (1.63)
定数項	-20.42*** (1.38)	-20.60*** (2.75)	-25.64*** (1.40)	-26.54*** (2.93)	-23.16*** (1.89)	-22.97*** (3.64)
企業規模ダミー	無	有	無	有	無	有
業種ダミー	無	有	無	有	無	有
年ダミー	有	有	有	有	有	有
推計期間	2006～09 年		2007～09 年		2008～09 年	
サンプル数	9,427	7,600	7,981	6,370	3,815	3,740
家計数	7,420	6,008	6,582	5,284	3,415	3,350

備考：（ ）内は、標準誤差。***、**、*は、それぞれ 1%・5%・10%水準で統計的に有意であることを示す。学生・引退者・失業者は除く。また、適正賃金からの乖離率について、上下 1 パーセントایلに入るサンプルは異常値として除外。

資料：『くらしの好みと満足度についてのアンケート』（大阪大学社会経済研究所）

参考文献

- 阿部正浩、「転職者の希望年収はどう決まるのか」、Works Discussion Paper Series No. 8、リクルートワークス研究所、2016 年
- 加藤 涼、「非正規増加と賃金下方硬直の影響についての理論的考察」、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、2017 年、229～249 頁
- 川口大司・原 ひろみ、「人手不足と賃金停滞の並存は経済理論で説明できる」、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、2017 年、101～119 頁
- 神林 龍、『正規の世界・非正規の世界』、慶應義塾大学出版会、2017 年
- 黒田祥子、「わが国失業率の変動について—フロー統計からのアプローチ」、『金融研究』第 21 巻第 4 号、日本銀行金融研究所、2002 年、153～202 頁
- 玄田有史、『ジョブ・クリエーション』、日本経済新聞社、2004 年
- 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、2017 年
- 厚生労働省、「平成 27 年版労働経済の分析—労働生産性と雇用・労働問題への対応—」、厚生労働省、2015 年
- 、「平成 30 年版労働経済の分析—働き方の多様化に応じた人材育成の在り方について—」、厚生労働省、2018 年
- 近藤絢子、「人手不足なのに賃金が上がらない三つの理由」、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、2017 年、1～15 頁
- 桜 健一、「フローデータによるわが国労働市場の分析」、日本銀行ワーキングペーパー No. 06-J-20、日本銀行、2006 年
- 佐々木 勝、「サーチ＝マッチング・モデルと行動経済学から考える賃金停滞」、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、2017 年、121～136 頁
- 高橋陽子、「日米における自営業主数の計測」、ディスカッションペーパー 18-07、労働政策研究・研修機構、2018 年
- 中井雅之、「マクロ経済からみる労働需給と賃金の関係」、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、2017 年、183～205 頁
- 日本銀行、「経済・物価情勢の展望 2018 年 7 月 (BOX1) 最近の労働供給の増加と賃金動向」、日本銀行、2018 年、40～41 頁
- 樋口美雄・阿部正浩、「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング—固定要因と変動要因の分析—」、樋口美雄・岩田正美編『パネルデータから見た現代女性』、東洋経済新報社、1999 年、25～65 頁
- 本田重美、「現代の家族と生活時間配分」、樋口美雄・岩田正美編『パネルデータか

- らみた現代女性』、東洋経済新報社、1999年、67～94頁
- 山本 勲、「デフレ脱却期における賃金伸縮性：国際比較の視点から」、『三田商学研究』第50巻第5号、慶應義塾大学出版会、2007年、1～14頁
- ・黒田祥子、「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、経済産業研究所、2016年
- ・———、「給与の下方硬直性がもたらす上方硬直性」、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、2017年、69～84頁
- 労働省、『昭和61年労働白書』、労働省、1986年
- Barbanchon, Thomas, Roland Rathelot, and Alexandra Roulet, “Unemployment Insurance and Reservation Wages: Evidence from Administrative Data,” *Journal of Public Economics*, 171, 2019, pp. 1–17.
- Benigno, Pierpaolo, and Luca Antonio Ricci, “The Inflation-Output Trade-off with Downward Wage Rigidities,” *American Economic Review*, 101(4), 2011, pp. 1436–1466.
- Blundell, Richard, “How Responsive is the Labor Market to Tax Policy?” *IZA World of Labor*, Institute of Labor Economics (IZA), 2014, pp. 1–10.
- Brown, Sarah, and Karl Taylor, “Reservation Wages, Expected Wages and Unemployment,” *Economic Letters*, 119(3), 2013, pp. 276–279.
- Camerer, Colin, Linda Babcock, George Loewenstein, and Richard Thaler, “Labor Supply of New York Cabdrivers: One Day at a Time,” *Quarterly Journal of Economics*, 112(2), 1997, pp. 407–441.
- Davis, Steven J., John C. Haltiwanger, and Scott Schuh, *Job Creation and Destruction*, Cambridge: MIT Press, 1996.
- Elsby, Michael W., “Evaluating the Economic Significance of Downward Nominal Wage Rigidity,” *Journal of Monetary Economics*, 56(2), 2009, pp. 154–169.
- Feldstein, Martin, and James Poterba, “Unemployment Insurance and Reservation Wages,” *Journal of Public Economics*, 23(1–2), 1984, pp. 141–167.
- Genda, Yuji, and Masako Kurosawa, “Transition from School to Work in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(4), 2001, pp. 465–488.
- , Ayako Kondo, and Souichi Ohta, “Long-term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States,” *Journal of Human Resources*, 45(1), 2010, pp. 157–196.
- Harris, Milton, and Bengt Holmstrom, “A Theory of Wage Dynamics,” *The Review of Economic Studies*, 49(3), 1982, pp. 315–333.
- Hashimoto, Masanori, “Wage Reduction, Unemployment, and Specific Human Capital,”

- Economic Inquiry*, 13(4), 1975, pp. 485–504.
- Kasper, Hirschel, “The Asking Price of Labor and the Duration of Unemployment,” *The Review of Economics and Statistics*, 49(2), 1967, pp. 165–172.
- Kiefer, Nicholas M., and George R. Neumann, “An Empirical Job-Search Model, with a Test of the Constant Reservation-Wage Hypothesis,” *Journal of Political Economy*, 87(1), 1979, pp. 89–107.
- Lazear, Edward P., “Why Is There Mandatory Retirement?” *Journal of Political Economy*, 87(6), 1979, pp. 1261–1284.
- Lechthaler, Wolfgang, “Downwards Wage Rigidity, Endogenous Separations and Firm Training,” *Bulletin of Economic Research*, 65(4), 2013, pp. 389–404.
- Lewis, W. Arthur, *The Theory of Economic Growth*, London: George Allen and Unwin, 1955, p. 453.
- Ohta, Souichi, “Some Evidence on the Cohort Earnings Differentials of Men in Japan,” *Japan and the World Economy*, 49, 2019, pp. 113–125.

