



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

わが国におけるフルタイム労働者の異質性と賃金上昇 —ミクロデータによる実証分析—

黒住卓司*

takushi.kurozumi@boj.or.jp

杉岡優**

yuu.sugioka@boj.or.jp

伊達大樹***

daiki.date@boj.or.jp

中澤崇**

takashi.nakazawa@boj.or.jp

No.23-J-6
2023 年 6 月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30 号

* 企画局（現・長崎支店）

** 企画局

*** 企画局（現・金融機構局）

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

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

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

わが国におけるフルタイム労働者の異質性と賃金上昇 ーマイクロデータによる実証分析ー*

黒住 卓司[†] 杉岡 優[‡] 伊達 大樹[§] 中澤 崇^{**}

2023 年 6 月

【要 旨】

本稿では、わが国におけるフルタイム労働者の賃金上昇率の変動要因について、『賃金構造基本統計調査』等のマイクロデータを用いて労働者間の賃金構造の異質性を勘案して分析する。具体的には、まず、労働者と所属企業の様々な属性をもとに推定した有限混合モデルを用いて、フルタイム労働者を賃金構造の異なる 2 つのクラスに区分する。これら 2 つのクラスは、先行研究で指摘されてきた、長期雇用慣行のもと企業内で労働配置が行われ年功序列型の給与体系を持つ「内部労働市場」と、主に、企業間をまたいで雇用が移動し、市場の需給によって賃金が決定される「外部労働市場」に相当することが確認された。次に、各フルタイム労働者の賃金上昇率への経済要因からの影響を検証する。フルタイム労働者の内部労働市場では、近年は業種・企業規模別の労働需給やマクロの需給ギャップからの影響がみられず、潜在成長率の上昇による押し上げ効果が確認された。一方、フルタイム労働者の外部労働市場と労働市場全体では、近年においても需給指標の改善による押し上げ効果が確認された。

JEL 分類番号：E24、J30、J40

キーワード：フルタイム労働者、賃金構造の異質性、内部／外部労働市場

* 本稿は、2022 年 11 月 25 日開催の日本銀行の「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」（模様は、日本銀行企画局・調査統計局（2022）を参照）の第 2 セッションで報告された内容をもとにしている。本稿の作成にあたり、指定討論者の渡辺努氏のほか、青木浩介氏、川口大司氏、神林龍氏、近藤絢子氏、塩路悦朗氏、代田豊一郎氏、新谷元嗣氏、中島上智氏、星岳雄氏、山本勲氏、同ワークショップや 30th SNDE Annual Symposium の参加者、日本銀行のスタッフから有益なコメントを頂戴した。また、厚生労働省から『賃金構造基本統計調査』の、総務省から『事業所統計調査』『事業所名簿整備調査』『事業所・企業統計調査』『経済センサス基礎調査』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。

[†] 日本銀行企画局（現・長崎支店、takushi.kurozumi@boj.or.jp）

[‡] 日本銀行企画局（yuu.sugioka@boj.or.jp）

[§] 日本銀行企画局（現・金融機構局、daiki.date@boj.or.jp）

^{**} 日本銀行企画局（takashi.nakazawa@boj.or.jp）

1. はじめに

わが国では、図1にみられるように、日本銀行が量的・質的金融緩和を導入した2013年以降、労働需給やマクロの需給ギャップは、2020年には新型コロナウイルス感染症の流行による影響を受けたものの、改善傾向を続けてきた。また、パートタイム労働者（または非正規雇用者）の賃金も、労働需給の引き締まりを反映して上昇傾向を続けてきた。一方、労働者の大半を占めるフルタイム労働者（または正規雇用者）の賃金は、伸び悩みが顕著であった。こうした賃金動向の違いの背景として、フルタイム労働者のパートタイム労働者との賃金構造の違い、すなわち、フルタイム労働者は長期雇用慣行のもと給与体系が年功序列型であるため労働需給の変動に対して賃金が非感応的であることなどが指摘されてきた（日本銀行, 2018）。

このように労働者をフルタイム／パートタイム労働者に二分して整理することは、雇用形態によって賃金構造が大きく異なるわが国の労働市場の特徴を捉えることができ、公的統計¹の公表データによって賃金動向を把握する際には有用な視点を提供し得る。もっとも、労働者の大半を占めるフルタイム労働者を均質なグループとみなし、その平均賃金のみを分析することでは実態を詳細に捉えられない面もある。実際、日本銀行（2023）は、必ずしも全てのフルタイム労働者の賃金が労働需給に対して非感応的というわけではなく、業種や企業規模などによって相応の違いがあることを指摘している。こうした点を踏まえると、より詳細にフルタイム労働者の賃金上昇率の変動要因を分析するためには、労働者間の賃金構造の異質性を勘案することが有用であると考えられる。

労働市場が賃金構造の異なる労働者グループで構成されるという考え方は、これまで労働経済学において議論されてきた²。わが国においては特に、長期雇用慣行のもと企業内で労働配置が行われ年功序列型の給与体系を持つ「内部労働市場」と、主に、企業間をまたいで雇用が移動し、市場の需給によって賃金が決定される「外部労働市場」という2つのグループに区分して賃金構造を分析することが重要であるとされてきた。近年、わが国において非正規雇用者の増加に対する関心が高まるなか、雇用形態の違いに着目して論じられることが多い³ものの、山口（2017）と鈴木（2018）が指

¹ わが国の賃金に関する月次指標として代表的な『毎月勤労統計』では、一般労働者（フルタイム労働者）とパートタイム労働者の賃金指数が公表されている。

² たとえば、Dickens and Lang (1985) や石川・出島（1994）を参照。

³ たとえば、日本銀行（2017）や、太田（2020）、Hoshi and Kashyap (2021)、Aoyama et al. (2022) を参照。

摘するように、内部／外部労働市場の概念は、フルタイム（正規）／パートタイム（非正規）といった雇用形態による二分法で規定されるものではなく、実際には両者が混在する複雑なものであると考えられる。とりわけ、フルタイム労働者のうち相当程度の割合は外部労働市場に属すると指摘されており、フルタイム労働者のなかでも異なる賃金構造のもとにある労働者が混在している可能性が示唆される。

こうした点を踏まえると、前述の内部／外部労働市場という概念は、フルタイム労働者間の賃金構造の異質性を勘案する際の有用なフレームワークであると考えられる。そこで、本稿では、フルタイム労働者を賃金構造の異なる2つのクラスに区分し、これら2つのクラスが先行研究で指摘されてきた内部／外部労働市場に相当することを確認する。そのために、Dickens and Lang (1985) や石川・出島 (1994)、鈴木 (2018) などの先行研究で用いられてきた有限混合モデル (finite mixture model) を推定する。このモデルは、業種や企業規模など単一の基準に依ることなく、労働者と所属企業の様々な属性の複合的な作用から、賃金構造の異なる2つのクラスを識別することができる。このモデルの推定には、厚生労働省から提供を受けた1989年から2021年までの『賃金構造基本統計調査』のミクロ（個票）データを用いる。

『賃金構造基本統計調査』は、長期にわたる大規模調査であるが、毎年サンプルを取り直す繰り返しクロスセクション調査 (repeated cross-sectional survey) でもあり、その一方、わが国で利用可能なパネルデータは、1年当たりのサンプル数が限られているほか、サンプル期間も比較的短い。そこで、神林 (2011) を参考に、総務省から提供を受けた『経済センサス⁴』の事業所データと組み合わせ、『賃金構造基本統計調査』のミクロデータから調査年をまたいで同一人物と考えられる労働者を抽出し、各労働者の賃金上昇率を含むデータセットを作成する。このデータセットを用いて、内部／外部労働市場クラスやそれらを合わせた労働市場全体における各フルタイム労働者の賃金上昇率への経済要因からの影響や、その影響度合いの時系列的な変化について実証分析を行う。

本稿の主な実証結果は、以下にまとめられる。フルタイム労働者の賃金について、マクロデータ（平均賃金）を用いた既存の分析では「全体として労働需給の変動に対して非感応的」とされていたが、『賃金構造基本統計調査』等のミクロデータを用いた本稿の分析では、フルタイム労働者のなかでも内部／外部労働市場の間で経済要因からの影響が異なることが示された。すなわち、各フルタイム労働者の賃金上昇率について、内部労働市場クラスでは、近年は業種・企業規模別の労働需給やマクロの需給

⁴ 1991年以前は『事業所統計調査』、1994年は『事業所名簿整備調査』、1996年～2006年は『事業所・企業統計調査』。以下では、これらも含めて『経済センサス』と呼称する。

ギャップからの影響がみられず、潜在成長率の上昇による押し上げ効果が確認された。一方、外部労働市場クラスやそれと内部労働市場クラスを合わせた労働市場全体では、近年においても業種・企業規模別、およびマクロの需給指標の改善による押し上げ効果が確認された。

先行研究において、労働市場や賃金構造の異質性を勘案するというアプローチは、例えば、米国では Dickens and Lang (1985) や Ahn, Hobijn, and Şahin (2023) によって、わが国では石川・出島 (1994) や鈴木 (2018) によって行われてきた。こうした研究の多くでは、労働市場や賃金構造のクロスセクション分析、例えば、内部／外部労働市場のような異質な労働市場あるいは賃金構造がどのような労働者属性（性別・学歴・人種など）によって識別されるか、に重きが置かれてきた。本稿では、大規模なマイクロデータを用いて、わが国のフルタイム労働者を内部／外部労働市場クラスに区分し、この2つのクラスの間で経済要因から賃金上昇率への影響が異なることを示している。この結果は、先行研究にみられるような労働市場の区分が賃金上昇の時系列分析の観点からも有用であることを示唆している。

次節以降の本稿の構成は以下のとおりである。2節では、フルタイム労働者を賃金構造の異なる2つのクラスに区分し、これらのクラスが先行研究で指摘されてきた内部／外部労働市場に相当することを示す。3節では、各フルタイム労働者の賃金上昇率のデータセットを作成し、各労働市場クラスにおける賃金上昇率への経済要因からの影響について検証する。4節は結語である。

2. 賃金構造の異質性にもとづくフルタイム労働者の区分

本節では、『賃金構造基本統計調査』のマイクロデータを用いてフルタイム労働者を賃金構造の異なる2つのクラスに区分し、これら2つのクラスの特徴点が、先行研究で指摘されてきた内部／外部労働市場の特徴をうまく捉えていることを示す。

2-1. データ

本稿では、わが国におけるフルタイム労働者の賃金上昇率の変動要因を、労働者間の賃金構造の異質性を勘案して分析するため、先行研究の多くで用いられてきた平均賃金などのマクロデータを使わず、労働者単位の賃金・属性に関するマイクロデータを用いる。具体的には、厚生労働省から提供を受けた1989年から2021年までの『賃金構

造基本統計調査』の個票データを使用する⁵。本調査はわが国の基幹統計の一つであり、全国の民営事業所（常用労働者数5人以上）および公営事業所（同10人以上）を対象としている。そのため、1年当たりのサンプル数が100万人を超える規模となる。さらに、労働者個人レベルの賃金・労働時間⁶に加え、性別・年齢・学歴といった労働者個人の属性情報や、労働者が所属する企業の産業・従業員規模などが調査されているため、労働者と所属企業に関する細かい属性と賃金を紐づけた綿密な分析が可能である。

本稿で使用するのは、前述の期間におけるフルタイム労働者のサンプル、延べ約3,420万人分である。分析の対象とする賃金については、ほとんどのフルタイム労働者の賃金が基本給月額ベースで定められていると考えられることから、月間所定内給与を用いる⁷。

2-2. 実証分析の手法

賃金構造の異質性の観点からフルタイム労働者を区分するにあたり、Dickens and Lang (1985) や石川・出島 (1994)、鈴木 (2018) などの先行研究で用いられてきた有限混合モデルを推定する。このモデルは、観察される賃金データが2つの潜在的なクラス⁸に区分されるとの仮定のもとで、各クラスの賃金関数（wage equations）とフルタイム労働者共通のクラス割当確率関数（classification equation）によって構成される。そのため、フルタイム労働者を、正規／非正規といった単一の基準に依ることなく、データにもとづいて区分することができる。

⁵ 以降の全ての分析結果については、厚生労働省および総務省から提供を受けた個票データを用いて筆者らが独自に集計を行ったものである。

⁶ 『賃金構造基本統計調査』では、当年6月の月給・労働時間と、前年1年間の特別給与の総額が調査されている。

⁷ 特別給与については、今年分が調査対象外であることから、3節で後述する賃金上昇率のデータセットの作成が困難なため、本稿では分析対象外としている。また、時間給を用いた場合、各年の平日数の違いなどによって大きめの振れが生じてしまうため、本稿では直接的な分析対象としなかった。ただし、3-3節における賃金上昇率の変動要因の分析では、回帰分析の説明変数に労働時間を加えることで労働時間の変化による影響をコントロールしている。

⁸ なお、モデルにおいて3つ以上のクラスを考えることもできるが、鈴木 (2018) は、3つのクラスを想定した同様なモデルを推定し、第3のクラスは、その賃金関数の説明力が低く推計誤差も大きいことから、独立したクラスではなく、第1、第2クラスの賃金関数の推計誤差を捉えたものと理解され得ると指摘している。実際に、本稿のモデルで3つのクラスを想定して推定を行っても、第3のクラスに割り当てられたフルタイム労働者のサンプル数は非常に少なく、安定的な結果が得られなかった。こうした事実を踏まえ、本稿では、フルタイム労働者が多くとも2つのクラスに区分されると仮定している。

賃金関数は、式(1)のとおり労働経済学で標準的な Mincer (1974) 型⁹を用いており、2つのクラスの間で説明変数は共通で、係数のみが異なると仮定している。クラス割当確率関数は、ロジットモデルによって定式化され、式(2)で与えられる。

$$\ln W_i = X_i \beta_k + u_{k,i}, \quad k \in \{in, ex\} \quad (1)$$

$$\ln \left(\frac{\Pr(class_i = ex)}{\Pr(class_i = in)} \right) = Z_i \gamma + \varepsilon_i \quad (2)$$

ここで、 W_i は労働者 i の月間所定内給与である。 k は労働市場クラスのインデックスであり、 in と ex はそれぞれ後述の内部／外部労働市場クラスを示すほか、 $class_i$ は労働者 i が割り当てられるクラスを表している。 X_i と Z_i は説明変数のベクトルであり、クラス割当確率関数の説明変数 Z_i には、定数項、企業規模ダミー¹⁰、公営事業所ダミー、学歴ダミー¹¹、女性ダミー、および60歳以上ダミーが含まれる。賃金関数の説明変数 X_i には Z_i の説明変数に加え、業種ダミー¹²、(現在勤務している企業での) 勤続年数、勤続年数の2乗、(現在勤務している企業以外での勤務年数に相当する) 外部経験年数¹³、および外部経験年数の2乗が含まれる¹⁴。

なお、クラス割当確率関数(2)では、説明変数 Z_i に勤続年数を含めていない。内部労働市場は長期雇用慣行が中心であることを踏まえれば、勤続年数を説明変数に含め

⁹ Mincer (1974) によって提唱された関数は、人的投資と賃金水準の関係を分析する際の標準的モデルであり、わが国も含め多くの国で賃金データへの当てはまりが良好なことで知られている。なお、賃金関数における説明変数の選択にあたっては、川口 (2011) を参考にしている。

¹⁰ 企業規模ダミーは、労働者が所属する企業の従業員数が 1,000 人以上を大企業、100 人未満を小企業とし、その間で定義される中企業を基準値としている。

¹¹ 学歴ダミーは、中学卒、高校卒、高専・短大卒 (2020 年以降は専門学校卒を含む)、大学・大学院卒の 4 分類で、中学卒を基準値としている。

¹² 業種ダミーは、日本標準産業分類の大分類にもとづく 16 業種 (鉱業・採石・砂利採取、建設、製造、電気・ガス・熱供給・水道、情報通信、運輸・郵便、卸・小売、金融・保険、不動産・物品賃貸、学術研究・専門・技術サービス、宿泊・飲食サービス、生活関連サービス・娯楽、教育・学習支援、医療・福祉、複合サービス、その他サービス) であり、過去基準の分類を組み替えることで、改定に伴う段差が生じないように接続している。

¹³ 外部経験年数は、「年齢－勤続年数－教育年数－6」と定義している。教育年数は、中学卒を 9 年、高校卒を 12 年、高専・短大卒を 15.5 年、大学・大学院卒を 17 年としている。

¹⁴ 正規 (正社員) / 非正規 (非正社員) という雇用形態の情報を説明変数に加えることは有用であると考えられるが、この情報の調査開始は 2005 年以降であるため、1989 年以降を分析対象としている本稿では用いていない。なお、2005 年以降のサンプルに限定して、雇用形態を説明変数に加えた場合でも、2 節および 3 節で示す主な実証結果は定性的に変わらないことを確認している。

ることも考えられるが、本稿では、ある労働者における各労働市場クラスへの割り当ては、基本的には時間を通じて不変であることを想定している。すなわち、勤続年数が長期化すると内部労働市場クラスに属するようになるのではなく、企業に就職した時点で各クラスへの割り当てが行われており、その確率は労働者や企業の属性に依存すると仮定している¹⁵。ただし、例外として、60歳以上の労働者については、定年退職後の再雇用制度などを背景に賃金構造が非連続的に変化すると考えられるため、60歳以上ダミーをクラス割当確率関数の説明変数に含めることで、同一企業内の同一労働者であっても、年によってクラスをスイッチする可能性を部分的に許容している。

2つのクラスそれぞれの賃金関数とクラス割当確率関数の計3本を、最尤法によって同時推定する¹⁶。なお、調査年ごとにサンプルを分けて推定を行うことで、賃金関数とクラス割当確率関数の構造変化を許容し得るかたちとなっている¹⁷。

次に、賃金構造の異なる2つの労働市場クラスのうち、どちらを内部／外部労働市場クラスとするのかを考える。石川・出島（1994）や山口（2017）、鈴木（2018）などの多くの先行研究では、平均賃金の水準は内部労働市場の方が高いと指摘されている。そこで、本稿でも、2つの労働市場クラスのうち労働者の平均賃金の水準が相対的に高いクラスを内部労働市場クラスと呼称する。以下では、平均賃金水準以外の特徴点についても先行研究と比較する。

2-3. 有限混合モデルの推定結果

前述の有限混合モデルの推定結果を説明する前に、フルタイム労働者の労働市場内におけるクラスの数が2つの場合と、1つのみ（すなわち、賃金関数が1本のみ）の場合でデータへのフィットを比較する。情報量基準 BIC を用いてモデル比較を行うと、図2にみられるように、クラス数が2つの場合の方が1つのみの場合よりも一貫してデータへのフィットが高くなっている¹⁸。このことは、わが国のフルタイム労働

¹⁵ 2-4節で示すとおり、勤続年数がクラス割当確率関数の説明変数に含まれていないにもかかわらず、内部労働市場クラスに区分された労働者の勤続年数は相対的に長い。この背景要因として、内部労働市場クラスの労働者は、長期雇用慣行のもとにあることが挙げられる。

¹⁶ 最尤法推定にあたってはEMアルゴリズムを用いている。また、復元倍率ウェイトで各サンプルを重み付けしている（この調整は、以下の分析結果を示した各図表に対しても行っている）。

¹⁷ この結果、同一属性の労働者の割り当てられる労働市場クラスが年をまたいで変化するケースも、少数ながらあり得る。

¹⁸ なお、情報量基準 AIC で評価しても、モデル比較の結果は定性的には変わらない（例えば、2021年については、AIC はクラス数が2つの場合 547,022 であり、クラス数が1つの場合の 623,974 より小さい）。

者について、複数の異なる賃金構造が存在することを示唆している。

図3は、推定されたクラス割当確率関数とクラス別の賃金関数における係数のサンプル期間での推移を示している。図3（1）～（3）は学歴ダミーにかかる係数についてである。クラス割当確率関数では、推定期間を通じて、学歴が高いほど内部労働市場クラスへの割当確率が高くなっている。賃金関数では、いずれのクラスにおいても高学歴ほど賃金水準が高い傾向にあり、そうした傾向はとりわけ内部労働市場クラスにおいて顕著である。図3（4）、（5）は企業規模ダミーにかかる係数を示している。クラス割当確率関数では、係数の絶対値は縮小傾向にあるものの、推定期間を通じて、企業規模が大きいほど内部労働市場クラスへの割当確率が高い。一方、賃金関数では、内部労働市場クラスにおいて大企業の賃金水準が高い傾向にあるが、外部労働市場クラスにおいてはそのような傾向はみられない。図3（6）は公営事業所ダミーにかかる係数の推移を示しており、そもそも公営事業所に所属している労働者のサンプル数は少ないものの、公営事業所の方が内部労働市場クラスへの割当確率が高い傾向にある。図3（7）は60歳以上ダミーにかかる係数の推移である。60歳以上は外部労働市場クラスへの割当確率が高く、賃金水準は特に外部労働市場において低い。定年退職後の再雇用に伴い賃金体系が変化していることが背景にあると考えられる。図3（8）は女性ダミーにかかる係数の推移である。クラス割当確率関数で、女性は外部労働市場クラスへの割当確率が高いものの、女性の就業継続を支援する取り組み等を背景に、緩やかな低下傾向にある。賃金関数では、女性の賃金水準が低い傾向にあり、そうした傾向は特に外部労働市場クラスにおいて顕著であったが、近年は両クラス間の差が縮小している。図3（9）は賃金関数のみにあられる勤続年数にかかる係数の推移を示しており、推定期間を通じて内部労働市場クラスの係数が大きくなっている。このクラスの賃金体系は、勤続年数に応じて給与が上昇していく年功序列型の傾向が強いことが表れている。

こうした学歴や企業規模、性別、年齢などに関するクラス割当確率関数の特徴は、石川・出島（1994）や鈴木（2018）などの先行研究の結果と整合的である。なお、係数を説明変数間で比較すると、ほぼ全ての説明変数が推定期間を通じて統計的に有意であり、係数の大きさについても、特定の説明変数が際立って大きいということはない。内部／外部労働市場クラスへの割り当てにあたっては、上記の要素が複合的に作用していることが示唆される。

推定されたクラス割当確率関数を用いて、各フルタイム労働者の内部労働市場クラスへの割当確率を算出することができ、2021年におけるその分布を表したのが図4である。本稿では、フルタイム労働者を内部／外部労働市場クラスに割り当てるための閾値を50%に設定する。つまり、内部労働市場クラスへの割当確率が50%以

上のサンプルを内部労働市場クラスに、50%未満のサンプルを外部労働市場クラスに区分する¹⁹。

図5は、内部／外部労働市場クラスに属するフルタイム労働者の割合の推移を示している。内部／外部労働市場クラスの割合は、大まかに言って推定期間を通じて半々であり、調査票の変更による段差²⁰や新型コロナウイルス感染症の流行による影響を除けば、外部労働市場クラスの割合は幾分上昇を続けている。これは、相対的に外部労働市場クラスへの割当確率が高い女性や高齢者の労働参加が、政府や企業の取り組みもあって進み、フルタイム労働者の労働市場全体に占めるこうした労働者の比率が上昇していることが一因であると考えられる。

2-4. 内部／外部労働市場クラスの特徴点

ここでは、フルタイム労働者の内部／外部労働市場クラスの特徴点を説明する²¹。まず、賃金水準について、図6（1）で所定内給与と勤続年数の関係をみた賃金カーブを確認すると、内部労働市場クラスは外部労働市場クラスと比べて平均的な賃金水準が高いほか、賃金カーブの傾きが急であり、年功序列型の給与体系となっていることが確認できる。なお、外部労働市場クラスにおいても勤続年数が長くなることによる賃金上昇がみられるが、外部労働市場クラスのなかでも勤続年数が長い労働者は比較的内部労働市場クラス寄りの性質を有している可能性があるほか、転職者の割合が相対的に高いと考えられる外部労働市場クラスでは、勤続年数が長い労働者のサンプル数が少ない点には留意する必要がある。この点、図6（2）で年齢を横軸にとった賃金カーブをみると、外部労働市場クラスにおける傾きはより緩やかになり、内部労働市場クラスとの差異が拡大する。

次に、内部／外部労働市場クラスの労働者の属性別構成比を確認する。図7（1）で雇用形態別にみると、内部労働市場クラスではほとんどが正規雇用者である一方、

¹⁹ ただし、こうした閾値の設定は、労働者を本来とは逆のクラスに区分してしまうリスクもあることから、閾値を保守的に設定する方がよいとの考え方もある。そこで、内部労働市場クラスへの割当確率の閾値を70%に設定し、それ以上の割当確率のフルタイム労働者を内部労働市場クラスに、30%未満の割当確率の者を外部労働市場クラスに、それ以外の者を不確定クラスに区分した場合の分析も行い、2節および3節で示す主な実証結果が定性的に変わらないことを確認している（詳細は補論1を参照）。

²⁰ 『賃金構造基本統計調査』では、2005年の調査から「パートタイム労働者」の呼称が「短時間労働者」に変更されたほか、新たな職種が調査対象に追加された。

²¹ パートタイム労働者の大半は、全労働者についての外部労働市場に属すると考えられるため、本稿におけるフルタイム労働者についての外部労働市場クラスは、全労働者についての外部労働市場と比べてやや内部労働市場寄りの性質を持ち得る点には留意する必要がある。

外部労働市場クラスでは非正規雇用者が相応に存在する。ただし、外部労働市場クラスにおいても正規雇用者の割合は高く、雇用形態の違いのみでは賃金構造の異質性を説明できないことが示唆される。この点は、鈴木（2018）などの指摘と整合的であるが、本稿はフルタイム労働者のみを対象としているため、そもそも全体に占める正規雇用者の割合が相対的に高い点には留意する必要がある。図7（2）は勤続年数別の構成比を示しており、外部労働市場クラスでは勤続年数が短い労働者が多い一方、内部労働市場クラスでは勤続年数が長い労働者が相対的に多くなっている。図7（3）で学歴別にみると、内部労働市場クラスでは約6割が大学・大学院卒である一方、外部労働市場クラスでは1割程度にとどまっており、対照的な姿となっている。

図8（1）は企業規模別の構成比で、内部労働市場クラスでは従業員数1,000人以上の大企業に所属する労働者が5割以上にのぼる一方、外部労働市場クラスでは従業員数300人未満の比較的小規模な企業が6割以上を占めている。図8（2）は業種別の構成比を示しており、内部労働市場クラスでは電気・ガス、卸・小売、金融保険・専門技術、情報通信などが中心となっている一方、外部労働市場クラスでは、建設や医療・福祉、娯楽・宿泊・飲食、運輸・郵便など、一般的に労働集約的と考えられる業種が多く含まれている。

以上でみてきた各クラスの特徴点は、石川・出島（1994）や山口（2017）、鈴木（2018）などの先行研究で指摘されてきた内部／外部労働市場の特徴と整合的である。次節では、このように区分された各フルタイム労働者の賃金上昇率に関する実証分析の結果を示す。

3. 内部／外部労働市場クラスのフルタイム労働者の賃金上昇

本節では、前節で示した内部／外部労働市場クラスにおける個別のフルタイム労働者の賃金上昇率を含むデータセットを作成し、経済要因からの影響について検証する。

3-1. 労働者単位の賃金上昇率の算出と時系列推移

賃金上昇率に対する経済要因からの影響を検証する際に、内部／外部労働市場クラスそれぞれの平均賃金から算出した賃金上昇率を用いると、各クラスの労働者が入れ替わったことによる構成変化の影響も考慮しなければならない。本稿では、こうした構成変化の影響を取り除き、個々の労働者の賃金上昇率の変動要因に焦点を当てるため、労働者単位の賃金上昇率を分析対象とする。

労働者単位の賃金上昇率を算出する際には、本来であれば、同一の労働者について

継続的に賃金水準を調査したパネルデータを用いることが望ましい。もっとも、わが国の利用可能なパネルデータは回答項目が豊富であるが、1年当たりのサンプル数が限られているほか、サンプル期間も比較的短い²²。この点、『賃金構造基本統計調査』は、前述のとおり、長期にわたる大規模調査であるが、毎年サンプルを取り直す繰り返しクロスセクション調査（repeated cross-sectional survey）であり、調査年をまたいで同一労働者を特定するためのコードが記録されていないため、そのままでは労働者単位の賃金上昇率を算出することはできない。そこで、本稿では、神林（2011）を参考に、事業所番号等をもとに同一事業所を特定したうえで、同一事業所から抽出されたサンプルのうち、性別、学歴、年齢、勤続年数をもとに同一人物と考えられる労働者を接続することで、30年以上の長期にわたってわが国のフルタイム労働者を包括的に捉えられる規模の賃金上昇率のデータセットを作成した。

具体的には、まず、前年と当年において、所在都道府県・市区町村、基本調査区、事業所番号²³が一致する事業所を同一事業所として特定した。なお、『賃金構造基本統計調査』の母集団サンプルフレームである『経済センサス』の調査年が更新された年については、各番号が必ずしも継続されないが、総務省から提供を受けた『経済センサス』の事業所データに収録されている新旧調査の対応表を用いることで接続した²⁴。ただし、1992年と1993年、および1997年と1998年の接続については、『経済センサス』の民営事業所データに旧調査の番号が収録されておらず、同一事業所を特定することができないため、本稿ではこれらの年について接続を行わず、1993年および1998年の賃金上昇率を分析対象から除外している²⁵。

そのうえで、特定された同一事業所から抽出されたサンプルのうち、性別と学歴が前年と当年で一致し、かつ年齢と勤続年数がともに前年から1年増えたサンプルを同一労働者とみなして接続した。なお、同一労働者ではないサンプルを誤って接続してしまう可能性を小さくするため、前年または当年のいずれかにおいて性別、学歴、年齢、勤続年数が一致する労働者が同一事業所内に2名以上いる場合は、それらをサンプルから除外したほか、賃金上昇率または所定内労働時間変化率が-35%を下回る、

²² わが国における賃金情報を含む代表的なパネルデータとしては、2004年から実施されている、継続サンプル数を4,000人程度有する慶應義塾大学の『日本家計パネル調査（JHPS/KHPS）』などが挙げられる。

²³ 事業所母集団データベースの共通事業所コードが利用できる2013年以降は、それを用いている。

²⁴ 接続方法の詳細については、村田・伊藤（2016）が詳しい。

²⁵ 1995年と1996年の接続についても、『経済センサス』の事業所データに旧調査の番号が収録されていないが、電話番号が一致する事業所を同一とみなして接続を行った。

または+60%を上回る者についても、サンプルから除外した。この結果、1993年と1998年を除く調査年について、計約356万サンプルの賃金上昇率を得た。

本稿の手法では、同一事業所に2年以上連続で雇用されている労働者のみ接続可能であることから、転職者はサンプルから抜け落ちてしまう点には留意する必要がある。また、『賃金構造基本統計調査』では都道府県・産業・事業所規模ごとに事業所・労働者の抽出率が異なるため、2年以上連続でサンプルに含まれる労働者の属性には偏りが生じてしまう可能性がある。実際、表1で、属性別構成比や主要項目の平均値について、①フルタイム労働者全体と②賃金上昇率を算出できたサンプルを比較すると、内部／外部労働市場クラスともに、大企業の割合が高くなるなどバイアスが生じていることが示唆される²⁶。この点を踏まえ、以降の分析では、③企業規模・産業ごとに同一労働者の接続確率を考慮した復元倍率（サンプル抽出確率の逆数であり、それぞれのサンプルが何人の労働者を代表するかを示す）によるウエイトを用いて、各労働者を加重平均している。接続確率を調整した結果について、改めて属性別の構成比や主要項目の平均値をフルタイム労働者全体と比較すると、当然ながら勤続年数は（勤続年数が1年未満のサンプルは接続不可であることから）長めであるものの、賃金水準や労働者属性の構成比については、それほど大きな差異はみられず、後述の分析におけるサンプル・セレクション・バイアスはある程度小さくなっていると考えられる。

図9では、賃金上昇率の時系列的な推移をプロットしている。まず、本稿で作成した労働者単位の賃金上昇率のフルタイム労働者全体での中央値と、わが国の代表的な賃金指標の『毎月勤労統計』における一般労働者（フルタイム労働者）平均の月間所定内給与上昇率を比較すると、近年は後者の平均値が前年比ゼロ～+1%程度で推移しているのに対し、前者の中央値は+2%程度で推移しており、上昇率の水準には相応の乖離がみられる。これは、『毎月勤労統計』のデータでは、構成比効果（賃金が相対的に高い中高年層が退職し、賃金の相対的に低い若年層が就職することによる影響）が賃金上昇率の平均値を恒常的に押し下げている一方、本稿で作成した労働者単位の賃金上昇率の中央値には、その影響が含まれていないためである²⁷。換言すれば、『毎月勤労統計』のデータでは構成比効果によって打ち消される定期昇給の影響が、労働者単位の賃金上昇率のデータにおいては加味されていると考えることもできる²⁸。次

²⁶ 大企業に所属するフルタイム労働者の方がサンプルに含まれる頻度がより高い背景としては、調査対象事業所の抽出において、母集団に含まれる事業所数が少ない大企業の方が、2年以上連続で調査対象となる確率が高いことが考えられる。

²⁷ マクロデータにおける構成比効果の影響については、上野・神林（2017）を参照。

²⁸ なお、定期昇給を含まない労働者単位の賃金上昇率を簡易的に算出すると、マクロデータとミクロデータの間の賃金上昇率の乖離は大きく縮小することを確認している（詳細は補論2を参照）。

に、クラス別の賃金上昇率の中央値については、内部労働市場クラスにおける賃金上昇率が一貫して外部労働市場クラスを上回っている。これは、給与体系が年功序列型である内部労働市場においては、一般的に、定期昇給率が外部労働市場対比高いことが背景にあるとみられる。

以上のような構造的な特徴を踏まえつつ、賃金上昇率の動向に着目すると、内部労働市場クラスにおける労働者の賃金上昇率の中央値は、2013年の日本銀行による量的・質的金融緩和（QQE）導入後にやや高まったが、全体として小動きである一方、外部労働市場クラスでは、労働需給がタイト化した2013年以降、上昇率をはっきりと高めている。

3－2．賃金上昇率の分布

ここでは、前節で算出した労働者単位の賃金上昇率の分布を作成し、内部／外部労働市場クラスの賃金上昇率の動向について、より詳細な特徴点を述べる。

図10は、サンプル期間初期の1990年から終期の2021年にかけて、賃金上昇率の分布がどのように推移してきたかを示しており、図11は、その時系列方向の変化幅をプロットしている。まず、フルタイム労働者全体の分布をみると、バブル期の1990年には賃金上昇率の最頻値は＋5～6％程度であったが、いわゆる「就職氷河期」にあたる2000年、日本銀行がQQEを導入する直前の2012年にかけて、分布が左（低下）方向にシフトするとともに最頻値がゼロ近傍となり、その割合も高まったことが確認できる。もっとも、2012年と2019年を比較すると、QQEの効果の発現もあって需給ギャップや労働需給が改善するもとで、ゼロ近傍の割合が小さくなり、プラス領域の割合が小幅ながら高まっている。

こうした分布の推移を内部／外部労働市場クラス別に確認すると、定性的な方向感とは両方で共通しているが、はっきりとした違いもみられる。すなわち、1990年から2012年にかけて賃金上昇率が低下した局面では、内部労働市場クラスでは最頻値の割合がほとんど変わらないまま分布全体として左方向にシフトした一方、外部労働市場クラスではゼロ近傍の割合が明確に高まるかたちでプラス領域の割合が低下した。この一因として、定期昇給率が相対的に低い外部労働市場クラスでは、賃金上昇率が低下するなかで、名目賃金の下方硬直性が顕在化する労働者が多くなったことが考えられる

²⁹。また、2012年から2019年にかけて賃金上昇率が高まった局面では、内部労働市場クラスにおける分布は小幅な変化にとどまった一方、外部労働市場クラスにおける分布の変化幅は比較的大きかった。こうした分布の推移、および前節で示した時系列的な賃金上昇率の推移を踏まえると、需給ギャップや労働需給の改善が賃金上昇率に与える影響は、内部／外部労働市場クラスで異なる可能性が示唆される。実際、新型コロナウイルス感染症の流行前後の2019年から2021年にかけて、労働需給や需給ギャップが悪化した局面をみても、両クラスとも賃金上昇率がプラスの労働者の割合が低下し、ゼロ近傍の労働者の割合が上昇したが、特に外部労働市場クラスにおいて変化が大きかった³⁰。

3－3．賃金上昇率に対する経済要因からの影響

ここでは、3－1節で作成した労働者単位の賃金上昇率のデータセットを用いて、内部／外部労働市場クラスの賃金上昇率に対する経済要因からの影響について、実証分析を行う。

3－3－1．実証分析の手法

フルタイム労働者の労働市場全体および内部／外部労働市場クラスのそれぞれについて、各労働者の月間所定内給与の前年比を被説明変数として、経済要因や物価動向を表す説明変数に回帰する。本稿では、経済要因を表す変数として、①業種・企業規模別の労働需給を表す短観の雇用人員判断 DI、②マクロ的な経済要因を表す需給ギャップと潜在成長率、の2種類を想定している。

具体的には、以下の2つの回帰式を、ウェイトを考慮した加重最小二乗法 (weighted least squares) によって推定する。ここで、各労働者のウェイトは、3－1節で検討した、労働者の接続確率を考慮した復元倍率にもとづくウェイトを用いる。

²⁹ 前述のとおり、本稿で提示した賃金上昇率の分布は、同一事業所に2年以上連続で雇用されている労働者にサンプルが限定されているため、転職時の賃金変動を捉えられていない。そのため、本稿の分析結果をもとに名目賃金の下方硬直性について正確に評価することは困難である点に留意する必要がある。

³⁰ 新型コロナウイルス感染症には、その性質上、娯楽・宿泊・飲食など対面型サービス部門への影響が特に大きい部門ショックとしての側面がある。2－4節で示したとおり、外部労働市場クラスにはそれらの部門の労働者が比較的多く属していることも、賃金上昇率の低下幅が大きかった要因であると考えられる。

$$\Delta W_{ijlt}^k = c^{eq3,k} + \alpha_1^k EMP_{jlt} + \alpha_2^k \Delta CPI_{t-1} + Z_{ijlt}^k \gamma^k + \lambda_{jl}^{eq3,k} + u_{ijlt}^{eq3,k} \quad (3)$$

$$\Delta W_{ijlt}^k = c^{eq4,k} + \beta_1^k GAP_t + \beta_2^k PG_t + \beta_3^k \Delta CPI_{t-1} + Z_{ijlt}^k \delta^k + \lambda_{jl}^{eq4,k} + u_{ijlt}^{eq4,k} \quad (4)$$

これらの式において、 ΔW_{ijlt}^k は、労働市場 k （内部／外部労働市場クラス³¹）に属し、業種³²が j 、企業規模³³が l の企業に所属する労働者 i の t 年における賃金上昇率である。 EMP_{jlt} は短観の業種・企業規模別の雇用人員判断 DI³⁴であり、 GAP_t と PG_t はそれぞれ需給ギャップと潜在成長率（ともに日本銀行推計値）を表す。 Z_{ijlt}^k はコントロール変数のベクトルであり、販売価格から仕入価格を差し引いた業種・企業規模別のマージン³⁵、各労働者の勤続年数、勤続年数の 2 乗、60 歳以上ダミー、女性ダミー、学歴ダミー、所定内労働時間（前年比）を含めている。このほか、式(3)と(4)に共通の説明変数として、 $c^{eq3,k}$ および $c^{eq4,k}$ は定数項、 ΔCPI_{t-1} は前年の消費者物価上昇率（除く生鮮食品、消費税調整済み）、 $\lambda_{jl}^{eq3,k}$ および $\lambda_{jl}^{eq4,k}$ は業種×企業規模ダミーを表す。各説明変数の係数について時系列的な変化を捉えるため、推定期間を1990～1999年、2000～2012年、2013～2021年の3期間にしているほか、フルタイム労働市場での全体的な傾向を確認するため、サンプルをクラスで分割せず、全サンプルで推計した結果も併せて示す。

3-3-2. 推定結果

図12は、式(3)の推定結果のうち、雇用人員判断 DI および前年の消費者物価上昇率にかかる係数を示している（これら以外の説明変数にかかる係数を含む、式(3)の推定結果の詳細は表2を参照）。まず、雇用人員判断 DI に関する結果をみると、1990～1999年は、いずれのクラスにおいても係数は有意にプラスで、労働需給の逼迫が賃金上昇率を押し上げる方向に作用しており、とりわけ外部労働市場クラスの係数が大き

³¹ ここでは、賃金上昇率を算出する2年間で割り当てられた労働市場が変わらない労働者のみで推定を行っている。すなわち、前年は一方の労働市場クラスに割り当てられたものの当年はもう一方の労働市場クラスに割り当てられたサンプルについては、推定から除外している。なお、前述のとおり、1993年と1998年はサンプルに含まれていない。

³² 鉱業・採石・砂利採取、建設、製造、電気・ガス・熱供給・水道、運輸・郵便、卸・小売、サービスの7業種。

³³ 大企業、中企業、小企業の3分類。

³⁴ 正であれば「不足」超、負であれば「過剰」超となるように、符号を逆転している。

³⁵ 短観の販売価格判断 DI から仕入価格判断 DI を差し引いて算出している。

かった。もっとも、それ以降は、内部／外部労働市場クラスともに係数がだんだんと小さくなっており、とりわけ内部労働市場クラスにおいては、2013～2021年には統計的に有意な関係がみられなくなった。内部／外部労働市場クラスおよび労働市場全体のいずれにおいても係数が小さくなっているという点は、わが国において賃金版フィリップス曲線が近年フラット化したとする先行研究³⁶の指摘と整合的である。

次に、前年の消費者物価上昇率に関する結果を確認すると、1990年代はいずれのクラスでも係数は統計的に有意にプラスであり、物価から賃金への波及がみられていたものの、2000～2021年は、いずれのクラスでも波及がみられなくなった³⁷。

図13は、式(4)の推定結果のうち、需給ギャップや、潜在成長率、前年の消費者物価上昇率にかかる係数を示している（これら以外の説明変数にかかる係数を含む、式(4)の推定結果の詳細は表3を参照）。まず、需給ギャップに関する結果をみると、式(3)の雇用人員判断DIと同様に、内部労働市場クラスの係数はだんだんと低下し、2013～2021年には統計的に有意ではなくなった一方、外部労働市場クラスおよび労働市場全体の係数は一貫して有意にプラスであった。次に、潜在成長率に関する結果を確認すると、需給ギャップに関する結果とは対照的に、2013～2021年にかけて外部労働市場クラスの係数が有意ではなくなった一方、内部労働市場クラスの係数は2013～2021年も有意にプラスとなっている。続いて、前年の消費者物価上昇率に関する結果をみると、式(3)の推定結果と同様に、2000～2021年は、いずれのクラスでも物価から賃金への波及効果がみられなくなった。

これらの推定結果からは、フルタイム労働者のなかでも、内部／外部労働市場クラスの間で、賃金上昇率に対する経済要因からの影響が異なることが示唆される。すなわち、第一に、内部労働市場クラスでは労働需給や需給ギャップの改善が直接的に賃金を押し上げる効果は近年みられない一方、外部労働市場クラスでは引き続き需給指標の改善による押し上げ効果が確認されており、需給への感応度という点で、明確な差異がみられる³⁸。この点は、外部労働市場は企業間をまたいで雇用が移動し、市場

³⁶ たとえば、平田・丸山・嶺山（2020）やIwasaki, Muto, and Shintani（2021）を参照。

³⁷ わが国で賃金と物価の関係が弱まった背景を説明する仮説として、物価の上昇が定期昇給の範囲内にとどまってきたために家計が物価への関心を持ちにくかったとする「合理的無関心（rational inattention）」が挙げられる（日本銀行企画局, 2022）。この場合、物価上昇率が定期昇給の範囲を超えて大幅に拡大すると、非線形的に賃金が上昇する可能性がある点には留意する必要がある。

³⁸ 外部労働市場クラスは、内部労働市場クラスと比べて転職者の割合が高いと考えられるが、3－1節で指摘したとおり、本稿のデータセットには、転職時の賃金変動が含まれていない。転職市場における求人の募集賃金は労働需給に感応的であることが指摘されており（古川・城戸・法

の需給によって賃金が決定される傾向にあるとする先行研究の見方と整合的である。第二に、潜在成長率が賃金に与える影響について、近年は内部労働市場クラスでのみ潜在成長率の上昇による押し上げ効果がみられるという差異がある³⁹。長期雇用慣行を中心とする内部労働市場では、長期的な成長期待を勘案しながら賃金が決定されている可能性がある⁴⁰。この点を踏まえると、内部労働市場クラスにおける賃金上昇率が継続的に高まっていくためには、労働需給の改善だけでなく、やや長い目でみた成長期待を引き上げる取り組みの一層の進展が重要であると考えられる。

4. 結語

本稿では、わが国におけるフルタイム労働者の賃金上昇率の変動要因について、労働者間の賃金構造の異質性を勘案して分析した。まず、『賃金構造基本統計調査』のミクロデータを使って推計した有限混合モデルを用いて、フルタイム労働者を賃金構造の異なる2つのクラスに区分し、これらのクラスが先行研究で指摘されてきた内部／外部労働市場の特徴をうまく捉えていることを示した。また、各フルタイム労働者の内部／外部労働市場クラスへの割り当てにあたっては、学歴や企業規模、性別、年齢などの様々な要素が複合的に作用していることを指摘した。次に、内部／外部労働市場クラスやこれらを合わせた労働市場全体における賃金上昇率について、経済要因からの影響を検証した。その結果、内部労働市場クラスでは、近年は業種・企業規模別の労働需給やマクロの需給ギャップからの影響がみられず、潜在成長率の上昇による押し上げ効果が確認された一方、外部労働市場クラスや労働市場全体では、近年においても需給指標の改善による押し上げ効果が確認された。

これらの分析結果は、近年のフルタイム労働者の賃金動向をより正確に把握するう

眼, 2023)、転職者の賃金は労働需給の影響を比較的受けやすいと考えられることから、本稿で推定された外部労働市場クラスにおける賃金上昇率の需給感応度には、過小推定方向へのバイアスが存在する可能性がある。この点を踏まえると、内部労働市場クラスと比べて外部労働市場クラスの賃金上昇率が需給感応的であるという本稿の分析結果には、一定の頑健性があると考えられる。

³⁹ なお、2000～2012年では、内部労働市場クラスにおける賃金上昇率と潜在成長率の間に有意な関係性は検出されなかった。これは、2000年代後半の世界金融危機前後に潜在成長率が大きく低下したものの、賃金の方硬直性による影響からか、内部労働市場クラスにおける賃金が然程低下しなかったことなどが影響したためと考えられる。

⁴⁰ 大久保ほか(2023)は、個別企業ごとの期待成長率データを用いて、本稿と同様に賃金上昇率に対する期待成長率からの影響を分析し、大企業の方が中小企業と比べて、期待成長率ショックに対する賃金の反応が大きいという実証結果を得ている。前述のとおり、内部労働市場クラスでは大企業の割合が高いことを踏まえると、本稿の実証結果と整合的である。

えで、労働者間の賃金構造の異質性を勘案することの重要性を示唆している。本稿の分析で示されたとおり、内部／外部労働市場クラスでは企業規模や業種の構成比が大きく異なることから、平均賃金のマクロデータを用いた分析を行う際に、こうした属性別に集計された情報を用いてフルタイム労働者を区分し、賃金動向を分析することは有用であると考えられる。もっとも、ミクロデータを用いた本稿の分析結果を踏まえれば、賃金動向を分析するにあたっては、労働者や所属企業の様々な属性を勘案し、多面的に確認していくことが望ましいと考えられる。

最後に、今後の研究課題を2点挙げたい。第一に、本稿の分析に用いた労働者単位の賃金上昇率は、同一事業所に2年以上連続で雇用されているとみられる労働者を一定の仮定にもとづいて抽出し、算出したものであるため、転職者がサンプルから欠落している。転職者の賃金動向を勘案することは、わが国のフルタイム労働者全体の賃金動向に対する経済要因からの影響を分析するうえで重要な論点であると考えられるため、継続的な賃金パネルデータを用いた分析を行うことが望ましい。第二に、本稿の分析は賃金上昇率に対する経済要因からの影響に焦点を当てており、各企業における賃金設定と価格設定の関係は分析の範囲を超えている。この点、名目賃金の硬直性と生産物価格の硬直性には企業レベルで関係があるのか、両者に因果関係が存在するのかを検証することは、2000年代や2010年代にわが国の賃金・物価上昇率がともに緩慢であった背景を分析するうえで有用であると考えられる。

補論 1. 労働市場クラスの区分に関する頑健性の確認

本補論では、各労働者を内部／外部労働市場クラスに割り当てる際の閾値の設定について、本稿の主な実証結果の頑健性を確認する。本稿のベースラインの分析では、有限混合モデルで推定された内部労働市場クラスへの割当確率が50%以上のフルタイム労働者を内部労働市場クラスに、50%未満の者を外部労働市場クラスに区分している。こうした閾値の設定は、フルタイム労働者の労働市場全体を分析対象に含めることができるという利点がある一方、労働者を本来とは逆のクラスに割り当ててしまうリスクがあり、本稿の主な実証結果に影響を及ぼし得る。

そこで、頑健性の確認として、内部労働市場クラスへの割当確率を70%以上に設定したケースを考える。すなわち、割当確率が70%以上のフルタイム労働者を内部労働市場クラスに、30%未満の者を外部労働市場クラスに、残りを不確定クラスに割り当てる。

補論図1は、上述のように区分された内部／外部／不確定クラスのフルタイム労働者の割合の時系列推移を示している。不確定クラスの労働者の割合は2～3割程度であり、サンプル期間を通じて緩やかに上昇している。女性や高齢者の労働参加など労働市場の多様化が進んでいることを受けて、こうした労働者が増加しているとみられる。もっとも、フルタイム労働者の大半は内部／外部労働市場クラスのいずれかに区分されており、それぞれの割合をベースラインの分析結果と比較すると、両者ともに水準が1割強下回っているものの、時系列的な推移の方向感は概ね同様である。

次に、2－4節で整理した内部／外部労働市場クラスの特徴点に変化がないかを確認する。まず、補論図2で所定内給与と勤続年数・年齢の関係をみると、内部労働市場クラスの方が賃金カーブの傾きが急であるという点はベースラインの分析結果と変わらない。また、補論図3（1）～（3）で労働者の属性別構成比をみても、内部労働市場クラスの正規比率が高いものの外部労働市場クラスにも相応の正規雇用者が属している点、内部労働市場クラスは外部労働市場クラスと比べて勤続年数が長く、学歴水準が高い点は、いずれもベースラインの分析結果と同じである。加えて、補論図4（1）、（2）で労働者が雇用されている企業の属性別構成比を確認すると、内部労働市場クラスでは大企業が大半を占める一方、外部労働市場クラスでは中小企業が多く、一般的に労働集約的と考えられる業種が多く含まれる点もベースラインの分析結果と変わらない。なお、不確定クラスの労働者は、いずれの属性をみても、内部／外部労働市場クラスの間代的な性質を有していることが分かる。

次に、3－2節で示した労働者単位の賃金上昇率の分布を、補論図5で内部／外部

労働市場クラス別に示す。ベースラインの分析と同様に、1990年から2012年にかけて賃金上昇率が低下した局面では、内部労働市場クラスでは最頻値における割合がほとんど変わらないまま分布全体として左方向にシフトした一方、外部労働市場クラスではゼロ近傍の割合が明確に高まるかたちでプラスの領域の割合が低下していた。また、2012年から2019年にかけて賃金上昇率が高まった局面では、外部労働市場クラスにおける分布の変化幅が比較的大きかった。ここでも、不確定クラスの労働者の分布は、内部／外部労働市場クラスの上に位置している。

さらに、賃金上昇率に対する経済要因からの影響について、内部／外部／不確定クラスの3区分を対象に、3-3節と同様の実証分析を行った（推定結果の詳細は補論表1、2を参照）。まず、補論図6（1）、7（1）で、式(3)の雇人員判断DIおよび式(4)の需給ギャップにかかる係数をみると、2013～2021年には、内部労働市場クラスでは統計的に有意な関係が観察されなくなった一方、外部労働市場クラスでは引き続き統計的に有意な押し上げ効果がみられる。これらの結果は、ベースラインの分析結果とほぼ変わらない。なお、不確定クラスでも、2013～2021年には係数の有意性がみられなくなっている。また、補論図7（2）で式(4)の潜在成長率にかかる係数をみても、2013～2021年の推定期間では内部労働市場クラスのみが有意な押し上げ効果がみられるとの結果は変わらない。さらに、補論図6（2）、7（3）で、式(3)と(4)の前年の消費者物価上昇率にかかる係数をみても、2000～2021年は、いずれの労働市場クラスでも物価からフルタイム労働者の賃金への波及効果がみられなくなっている。

これらの分析結果から、本稿の実証結果は、フルタイム労働者を内部／外部労働市場クラスに区分する際の閾値を変更した場合でも、一定の頑健性を有していることが示唆される。

補論 2. 定期昇給を含まないフルタイム労働者の賃金上昇率の算出

本補論では、定期昇給を含まない労働者単位の賃金上昇率を簡易的に算出し、定期昇給が賃金上昇率の水準に与える影響について、若干の考察を加える。

3－1節では、事業所コード、性別、学歴、年齢、勤続年数の情報にもとづいて、当年および前年の同一労働者を特定することによって、フルタイム労働者の労働者単位の賃金上昇率を算出した。この方法では、同一労働者の年齢と勤続年数は、翌調査年で1年増えることを前提としている。そのため、同一労働者の勤続年数が1年長くなったことによる定期昇給の影響が含まれており、これが労働者単位の賃金上昇率と『毎月勤労統計』におけるマクロの賃金上昇率との乖離や、内部／外部労働市場クラス別の賃金上昇率の差を生み出す要因となっている可能性がある。

ここでは、前年と当年で同一事業所から抽出されたサンプルのうち、性別、学歴、年齢、勤続年数の4項目が全て同一である労働者を比較し、賃金上昇率を再算出する。このように、前年と当年で同一条件の労働者の賃金上昇率は、定期昇給を含まない賃金上昇率、いわゆるベースアップ率に相当すると考えることができる。ただし、この手法で算出した賃金上昇率は、異なる労働者の賃金を比較していることから、職種・コースや役職、能力など、前述の4項目に含まれない様々な属性によって生じる賃金の差が含まれてしまう点には留意する必要がある。この点は、算出される賃金上昇率のばらつきを拡大させる可能性があるが、プラスとマイナスの誤差がどちらも同じ確率で生じると仮定すれば、労働者単位の賃金上昇率の中央値にはバイアスは生じないと考えられる。

補論図8は、前述の手法で算出したフルタイム労働者の労働者単位の賃金上昇率の中央値を示したものである。まず、フルタイム労働者全体での賃金上昇率の中央値と、『毎月勤労統計』の月間所定内給与の上昇率を比較すると、両者とも近年は前年比ゼロ～＋1%の間で推移しており、賃金上昇率の水準に大きな乖離は生じていない。この点は、3－1節の分析結果（前掲図9）とは異なっている。また、内部／外部労働市場クラスにおける賃金上昇率の中央値を比較しても、両者の水準に大きな格差は生じていない。なお、3－1節の分析と同様に、2013年から2021年までの期間において、内部労働市場クラスにおける賃金上昇率は比較的低位にとどまった一方、外部労働市場クラスでは賃金上昇率が高まっていたという事実がここでも観察される点は、注目に値する。

以上の分析結果からは、3－1節で示した労働者単位の賃金上昇率の時系列推移で生じていた、『毎月勤労統計』との乖離や、内部／外部労働市場クラス別にみた賃金上昇率の水準差は、定期昇給を含んでいることが主因であったことが確認された。

参考文献

- 石川経夫・出島敬久（1994）、「労働市場の二重構造」、石川経夫編『日本の所得と富の分配』、東京大学出版会、169–209頁。
- 上野有子・神林龍（2017）、「賃金は本当に上がっていないのか—疑似パネルによる検証」、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、267–283頁。
- 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）、「わが国の賃金動向に関する論点整理」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、23-J-1。
- 太田聰一（2020）、「労働市場の全体的な動向」、日本労働研究雑誌、717、2–5。
- 川口大司（2011）、「ミンサー型賃金関数の日本の労働市場への適用」、RIETI Discussion Paper Series、11-J-026。
- 神林龍（2011）、「日本における名目賃金の硬直性（1993–2006）—疑似パネルデータを用いた接近—」、経済研究、62（4）、301–317。
- 鈴木恭子（2018）、「労働市場の潜在構造と雇用形態が賃金に与える影響—Finite Mixture Model を用いた潜在クラス分析」、日本労働研究雑誌、698、73–89。
- 日本銀行（2017）、「(BOX 2) わが国労働市場の特徴とマクロでみた賃金」、展望レポート（2017年7月）
- 日本銀行（2018）、「(BOX 1) 最近の労働供給の増加と賃金動向」、展望レポート（2018年7月）
- 日本銀行（2023）、「(BOX 3) 労働市場の二重構造と賃金の先行き」、展望レポート（2023年1月）
- 日本銀行企画局（2022）、「『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1回『わが国の物価変動の特徴点』の模様」、日本銀行調査論文
- 日本銀行企画局・調査統計局（2022）、「『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』の模様」、日本銀行調査論文
- 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、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」、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ、23-J-2.

村田磨理子・伊藤伸介 (2016)、「事業所・企業系のマイクロデータを用いたデータリンケージの可能性—賃金構造基本統計調査を例に一」、統計学、110、1–17.

山口一男 (2017)、「賃金構造の潜在的多様性と男女賃金格差—労働市場の二重構造分析再訪」、RIETI Discussion Paper Series、17-J-057.

Ahn, Hie Joo, Bart Hobijn, and Ayşegül Şahin (2023), "The Dual U.S. Labor Market Uncovered," NBER Working Papers, 31241.

Aoyama, Hideaki, Corrado Di Guilmi, Yoshi Fujiwara, and Hiroshi Yoshikawa (2022), "Dual Labor Market and the 'Phillips Curve Puzzle': The Japanese Experience," *Journal of Evolutionary Economics*, 32, 1419–1435.

Dickens, William and Kevin Lang (1985), "A Test of Dual Labor Market Theory," *American Economic Review*, 75 (4), 792–805.

Hoshi, Takeo and Anil K. Kashyap (2021), "The Great Disconnect: The Decoupling of Wage and Price Inflation in Japan," in Takeo Hoshi and Phillip Y. Lipscy (Eds.) *The Political Economy of the Abe Government and Abenomics Reforms*, Cambridge University Press, pp. 170–199.

Iwasaki, Yuto, Ichiro Muto, and Mototsugu Shintani (2021), "Missing Wage Inflation? Estimating the Natural Rate of Unemployment in a Nonlinear DSGE Model," *European Economic Review*, 132, 103626.

Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia University Press.

表 1：賃金上昇率を算出できた労働者の属性別構成比

		内部労働市場クラス			外部労働市場クラス		
		①：全体	②：賃金上昇率を算出できたサンプル	③：②＋接続確率を考慮	①：全体	②：賃金上昇率を算出できたサンプル	③：②＋接続確率を考慮
平均値	年齢	38.4	38.9	38.8	42.5	43.1	43.0
	勤続年数	12.8	14.9	14.3	10.1	12.5	12.0
	月間所定内給与（万円）	35.9	36.9	36.5	23.6	24.4	24.3
	月間労働時間（時間）	161.7	160.1	161.2	167.6	167.9	168.8
性別割合	男性	85.4	86.7	85.7	51.1	53.8	51.9
	（％）女性	14.6	13.3	14.3	48.9	46.2	48.1
企業規模割合	大企業（≥1,000人）	53.0	59.8	53.6	9.5	10.7	8.0
	（％）中企業（≥100人）	36.8	30.6	36.4	32.3	30.8	32.4
	小企業（＜100人）	10.2	9.7	10.0	58.3	58.5	59.7
学歴割合	中学卒	3.6	3.5	3.4	12.6	12.6	12.6
	（％）高校卒	33.4	37.3	34.6	60.8	64.1	62.1
	高専・短大卒	12.6	9.9	11.4	19.1	15.8	18.0
	大学・大学院卒	50.4	49.3	50.6	7.6	7.5	7.3
産業割合	製造業	30.5	37.0	30.5	27.2	34.1	27.7
	（％）サービス業	45.0	42.4	45.5	47.8	44.6	47.0
	卸・小売業	16.9	12.3	16.6	14.6	11.7	14.7
	建設業	5.9	4.8	5.7	10.2	8.9	10.5
	その他	1.7	3.4	1.7	0.2	0.7	0.2

（注）1990～2021 年（ただし、1993 年と 1998 年は除く）の平均値。

表 2 : 式 (3) の推定結果

被説明変数： 月間所定内給与（前年比）	推定期間：1990～1999年			推定期間：2000～2012年			推定期間：2013～2021年		
	全体	内部	外部	全体	内部	外部	全体	内部	外部
雇用人員判断 D I (逆符号)	0.059*** (0.004)	0.053*** (0.004)	0.065*** (0.004)	0.025*** (0.005)	0.017*** (0.006)	0.035*** (0.005)	0.016** (0.006)	0.004 (0.011)	0.023*** (0.006)
前年の消費者物価上昇率 (除く生鮮食品、消費税調整済み、前年比)	0.568*** (0.100)	0.637*** (0.089)	0.513** (0.200)	-0.107 (0.075)	-0.189* (0.104)	-0.013 (0.071)	0.028 (0.140)	0.040 (0.114)	0.024 (0.219)
マージン (販売価格 D I - 仕入価格 D I)	0.007 (0.009)	0.006 (0.008)	0.006 (0.018)	-0.007 (0.006)	-0.014** (0.006)	0.001 (0.006)	-0.000 (0.010)	-0.007 (0.013)	0.008 (0.015)
勤続年数	-0.149*** (0.023)	-0.106*** (0.014)	-0.208*** (0.022)	-0.127*** (0.019)	-0.069*** (0.013)	-0.180*** (0.018)	-0.113*** (0.014)	-0.107*** (0.016)	-0.122*** (0.021)
勤続年数の 2 乗	0.002** (0.001)	0.000 (0.000)	0.004*** (0.001)	0.001** (0.000)	-0.001 (0.000)	0.003*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001* (0.000)	0.001*** (0.000)
60歳以上ダミー	-2.809*** (0.284)	-1.977*** (0.510)	-2.710*** (0.319)	-2.665*** (0.174)	-2.516*** (0.321)	-2.356*** (0.162)	-2.724*** (0.235)	-2.982*** (0.256)	-2.433*** (0.289)
女性ダミー	-0.439*** (0.149)	-0.897*** (0.137)	0.148 (0.138)	-0.427*** (0.068)	-0.577*** (0.113)	-0.065 (0.083)	-0.180* (0.092)	-0.130 (0.156)	-0.110 (0.088)
高校卒ダミー	0.922*** (0.125)	1.026*** (0.109)	0.659*** (0.132)	0.471*** (0.098)	0.534** (0.202)	0.386*** (0.090)	0.087 (0.392)	0.018 (0.546)	0.160 (0.435)
高専・短大卒ダミー	1.449*** (0.147)	1.494*** (0.161)	1.073*** (0.122)	0.752*** (0.089)	0.530** (0.236)	0.597*** (0.091)	0.179 (0.436)	0.228 (0.468)	0.302 (0.511)
大学・大学院卒ダミー	1.676*** (0.188)	1.484*** (0.140)	1.661* (0.833)	1.040*** (0.126)	1.099*** (0.253)	0.181 (0.183)	0.430 (0.377)	0.669 (0.443)	0.056 (0.341)
所定内労働時間 (前年比)	0.128*** (0.034)	0.039*** (0.005)	0.228*** (0.047)	0.144*** (0.022)	0.058*** (0.006)	0.230*** (0.027)	0.119*** (0.014)	0.058*** (0.006)	0.173*** (0.016)
定数項	4.651*** (0.327)	5.102*** (0.231)	4.188*** (0.692)	3.061*** (0.293)	3.071*** (0.330)	3.058*** (0.232)	3.693*** (0.467)	3.957*** (0.530)	3.358*** (0.555)
サンプル数	1,102,664	587,108	468,328	1,314,989	625,090	633,383	525,839	210,584	289,196

- (注) 1. 括弧内は係数の標準誤差（産業・企業規模のクラスタリングに対して頑健な標準誤差）を、***は 1%有意、**は 5%有意、*は 10%有意をそれぞれ示す。
2. 産業×企業規模ダミーの係数は捨象している。

表 3 : 式 (4) の推定結果

被説明変数： 月間所定内給与（前年比）	推定期間：1990～1999年			推定期間：2000～2012年			推定期間：2013～2021年		
	全体	内部	外部	全体	内部	外部	全体	内部	外部
需給ギャップ	0.306*** (0.044)	0.208*** (0.049)	0.312*** (0.040)	0.159*** (0.035)	0.141*** (0.045)	0.171*** (0.044)	0.183** (0.080)	0.040 (0.103)	0.301*** (0.104)
潜在成長率	0.690*** (0.061)	0.796*** (0.080)	0.737*** (0.080)	0.102 (0.098)	0.013 (0.107)	0.135 (0.149)	0.171 (0.165)	0.318* (0.171)	0.132 (0.241)
前年の消費者物価上昇率 (除く生鮮食品、消費税調整済み、前年比)	0.573*** (0.109)	0.570*** (0.120)	0.516** (0.199)	-0.009 (0.079)	-0.102 (0.101)	0.084 (0.065)	-0.000 (0.129)	0.008 (0.121)	-0.029 (0.188)
マージン (販売価格 D I - 仕入価格 D I)	-0.004 (0.006)	-0.001 (0.006)	-0.001 (0.013)	-0.013** (0.005)	-0.016*** (0.005)	-0.010 (0.007)	0.011 (0.011)	0.000 (0.013)	0.022 (0.016)
勤続年数	-0.148*** (0.023)	-0.105*** (0.014)	-0.207*** (0.022)	-0.128*** (0.019)	-0.070*** (0.012)	-0.180*** (0.018)	-0.113*** (0.014)	-0.108*** (0.016)	-0.122*** (0.021)
勤続年数の 2 乗	0.002** (0.001)	0.000 (0.000)	0.004*** (0.001)	0.001** (0.000)	-0.001 (0.000)	0.003*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001* (0.000)	0.001*** (0.000)
60歳以上ダミー	-2.808*** (0.282)	-1.968*** (0.502)	-2.713*** (0.316)	-2.639*** (0.174)	-2.517*** (0.320)	-2.332*** (0.156)	-2.711*** (0.236)	-2.987*** (0.251)	-2.412*** (0.291)
女性ダミー	-0.445*** (0.149)	-0.910*** (0.134)	0.144 (0.139)	-0.422*** (0.069)	-0.583*** (0.112)	-0.073 (0.085)	-0.180* (0.093)	-0.136 (0.155)	-0.098 (0.089)
高校卒ダミー	0.926*** (0.123)	1.038*** (0.109)	0.652*** (0.127)	0.521*** (0.099)	0.597*** (0.181)	0.432*** (0.091)	0.108 (0.396)	0.064 (0.558)	0.172 (0.436)
高専・短大卒ダミー	1.458*** (0.144)	1.516*** (0.163)	1.071*** (0.114)	0.808*** (0.090)	0.608** (0.219)	0.648*** (0.087)	0.215 (0.443)	0.273 (0.476)	0.337 (0.519)
大学・大学院卒ダミー	1.684*** (0.186)	1.511*** (0.142)	1.665* (0.828)	1.099*** (0.127)	1.178*** (0.232)	0.239 (0.185)	0.462 (0.383)	0.717 (0.450)	0.093 (0.356)
所定内労働時間 (前年比)	0.128*** (0.034)	0.038*** (0.005)	0.228*** (0.047)	0.144*** (0.022)	0.058*** (0.006)	0.230*** (0.027)	0.120*** (0.015)	0.058*** (0.006)	0.175*** (0.017)
定数項	2.890*** (0.246)	3.124*** (0.203)	2.642*** (0.519)	2.885*** (0.230)	3.060*** (0.309)	2.656*** (0.243)	4.181*** (0.475)	3.970*** (0.416)	4.176*** (0.612)
サンプル数	1,102,664	587,108	468,328	1,314,989	625,090	633,383	525,839	210,584	289,196

- (注) 1. 括弧内は係数の標準誤差（産業・企業規模のクラスタリングに対して頑健な標準誤差）を、***は 1%有意、**は 5%有意、*は 10%有意をそれぞれ示す。
2. 産業×企業規模ダミーの係数は捨象している。

図 1：労働需給や所定内給与の推移

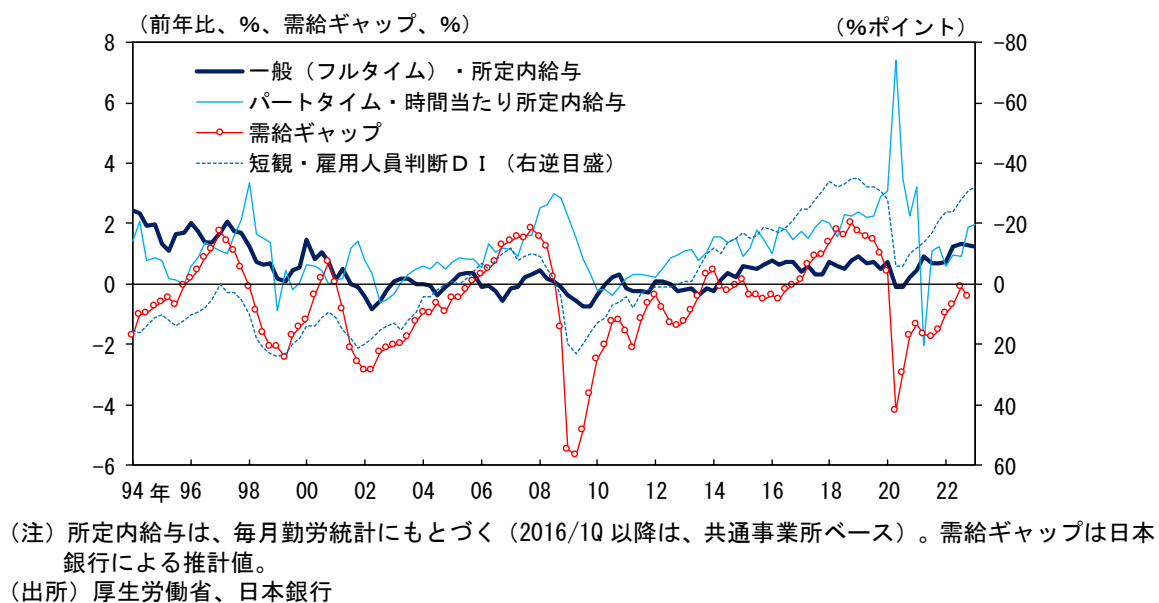


図 2：有限混合モデルの各定式化における情報量基準(BIC)

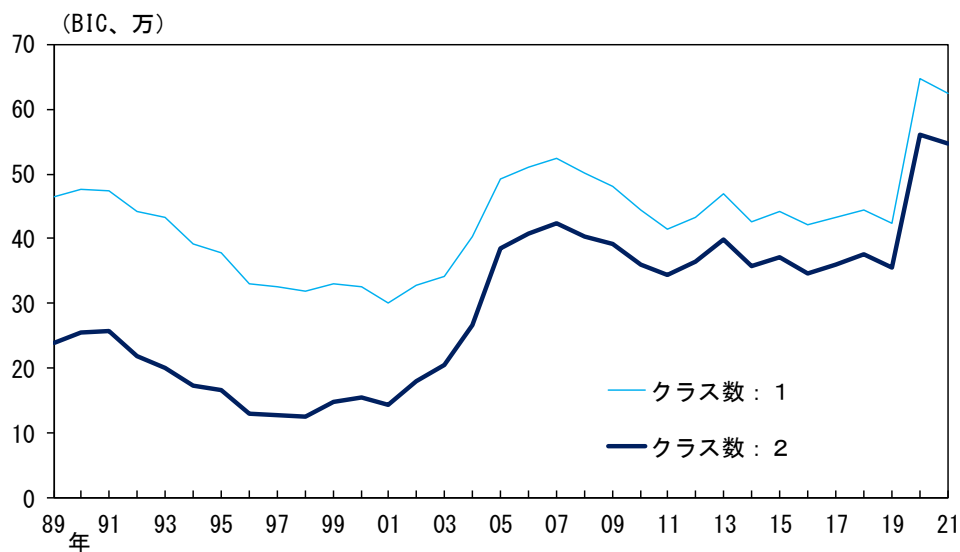
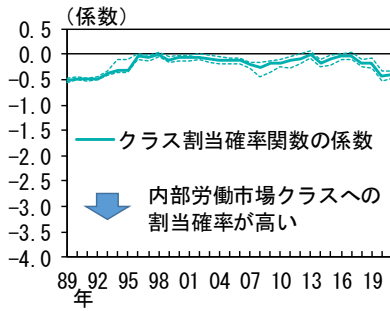


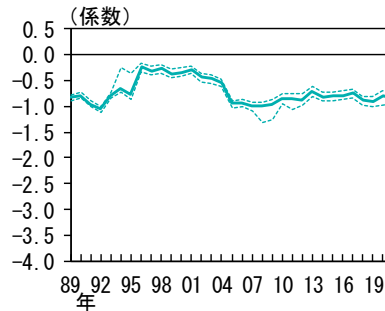
図3：有限混合モデルの推定結果

(1) 高校卒ダミー

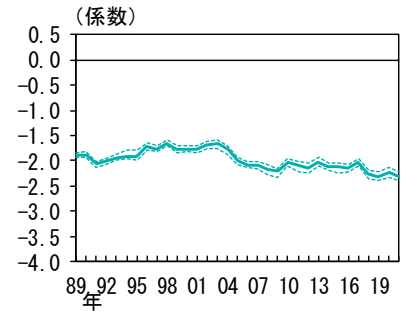
クラス割当確率関数



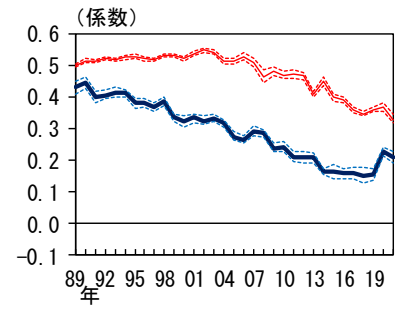
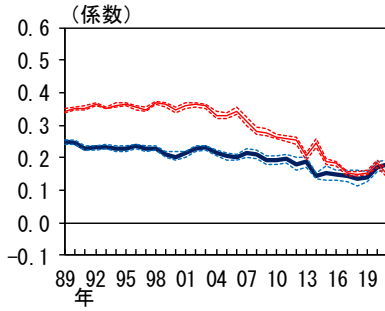
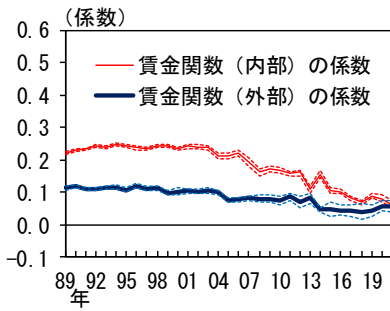
(2) 高専・短大卒ダミー



(3) 大学・大学院卒ダミー

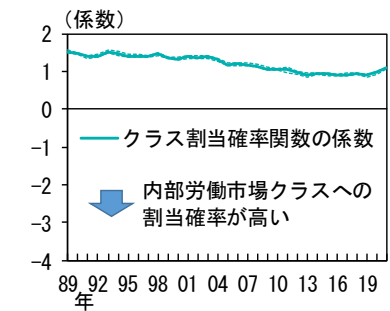


賃金関数

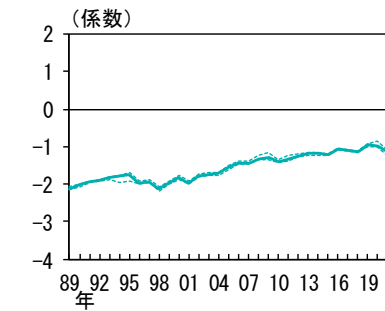


(4) 小企業ダミー

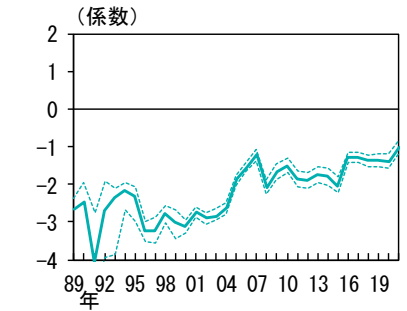
クラス割当確率関数



(5) 大企業ダミー



(6) 公営事業所ダミー



賃金関数

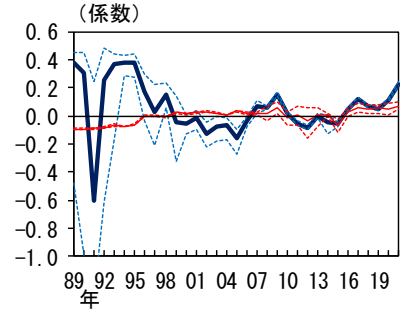
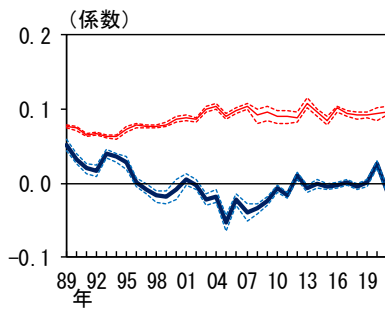
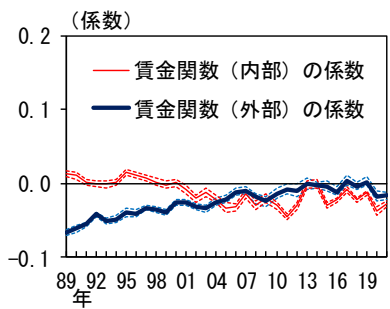
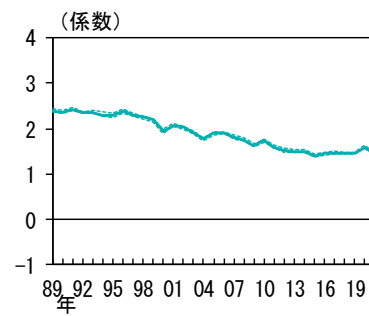
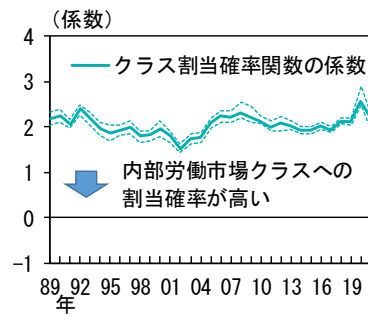
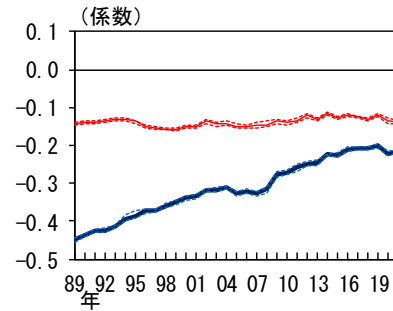
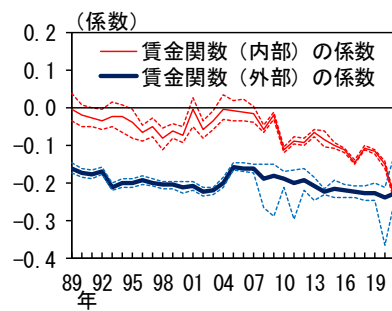


図3：有限混合モデルの推定結果（続き）
 (7) 60歳以上ダミー (8) 女性ダミー

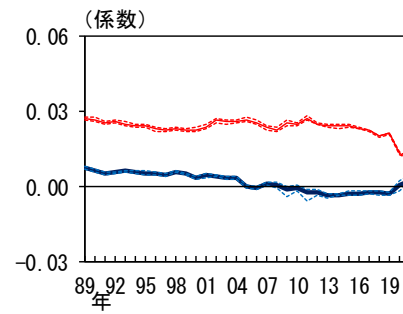
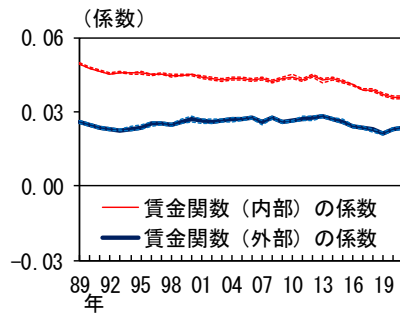
クラス割当確率関数



賃金関数



賃金関数



(注) 点線はブートストラップ法による95%信頼区間。定数項および勤続年数と外部経験年数の二次項にかかる係数は省略している。

図4：クラス割当確率の分布（2021年）

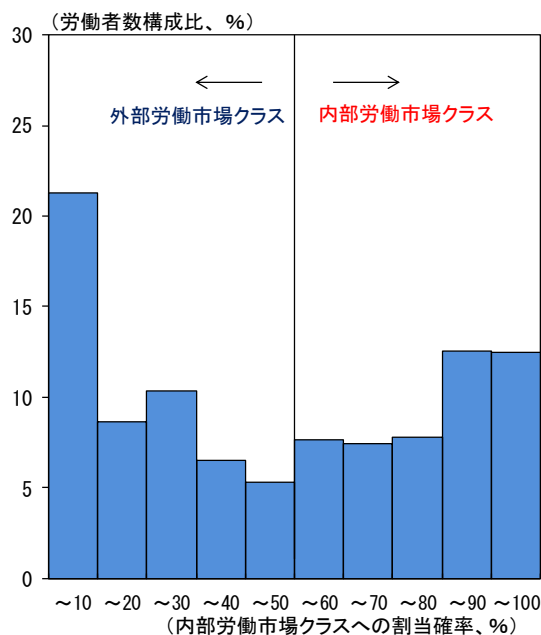
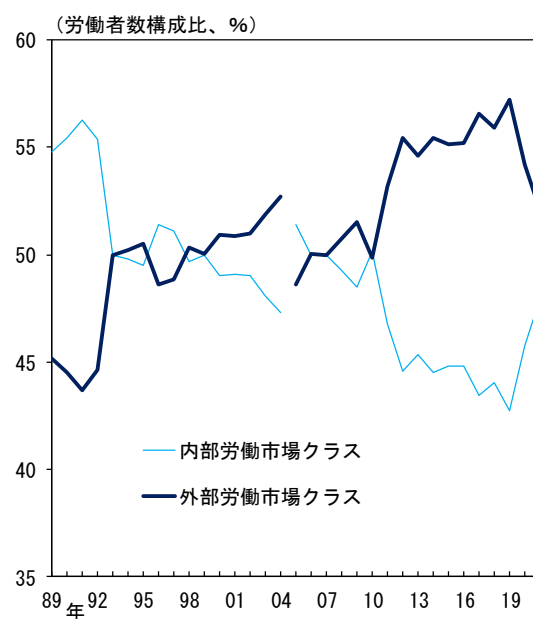


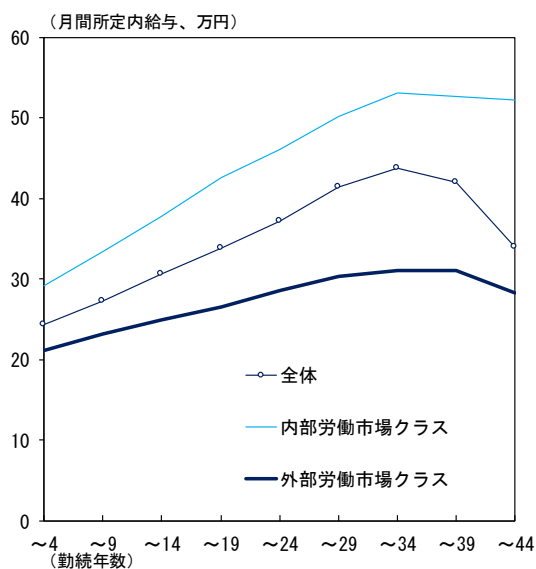
図5：内部／外部労働市場クラスの構成比



（注）2004年と2005年の間には質問票変更に伴う段差が生じている。

図6：賃金カーブ（2017～2021年平均）

（1）勤続年数ベース



（2）年齢ベース

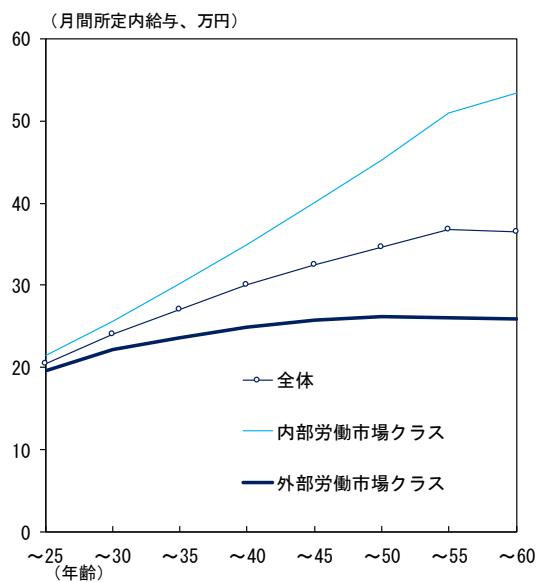
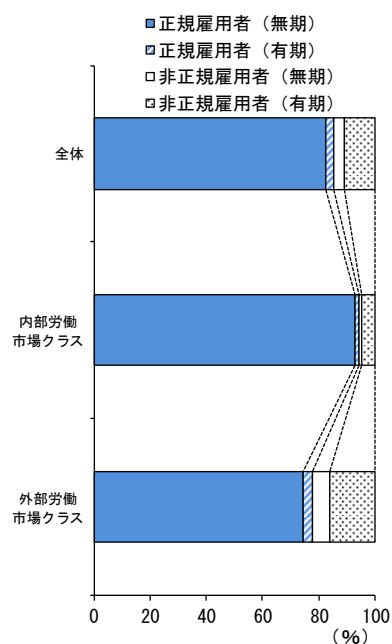
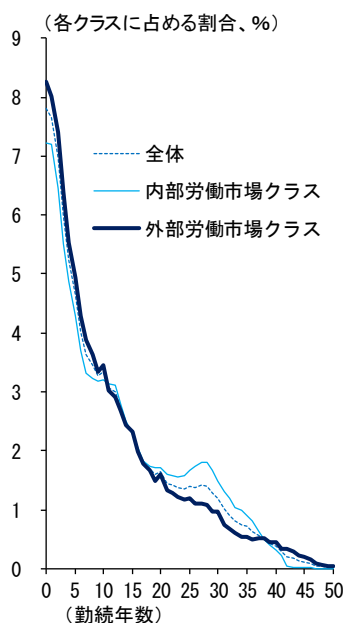


図7：各労働市場クラスの労働者の属性別構成比（2017～2021年平均）

(1) 雇用形態別



(2) 勤続年数別



(3) 学歴別

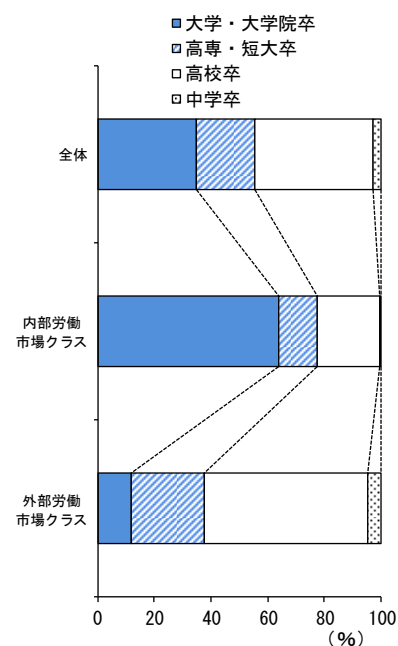
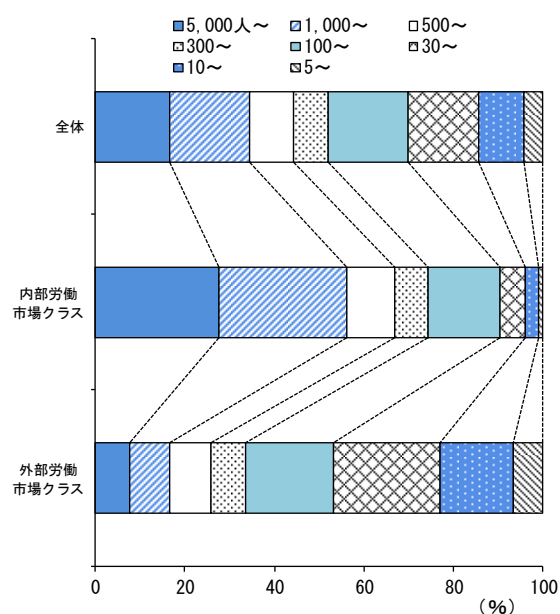


図8：各労働市場クラスの所属企業の属性別構成比（2017～2021年平均）

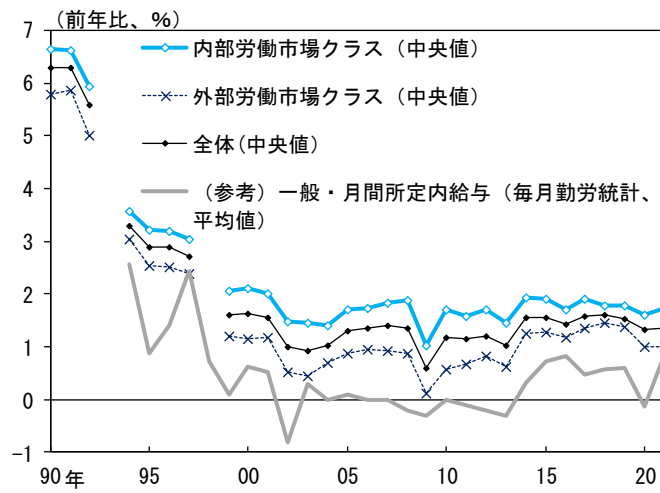
(1) 企業規模（従業員数）別



(2) 業種別

(%)	全体	内部労働市場クラス	外部労働市場クラス
製造業	24.1	24.4	23.7
建設業	6.9	5.2	8.3
電気・ガス	0.8	1.4	0.3
卸・小売業	14.5	16.4	12.9
サービス業	53.7	52.6	54.8
医療・福祉	16.7	11.1	21.2
娯楽・宿泊・飲食	4.0	3.1	4.7
運輸・郵便	7.7	6.6	8.5
金融保険・専門技術	7.9	11.1	5.3
情報通信	4.2	6.7	2.1
その他	13.4	14.0	12.9
合計	100.0	100.0	100.0

図9：労働者単位の賃金上昇率の時系列推移



（注）各年6月の値。毎月勤労統計の2016年以降は、共通事業所ベース。

（出所）厚生労働省

図 10：フルタイム労働者の賃金上昇率の分布

(1) 全体

(2) 内部労働市場クラス

(3) 外部労働市場クラス

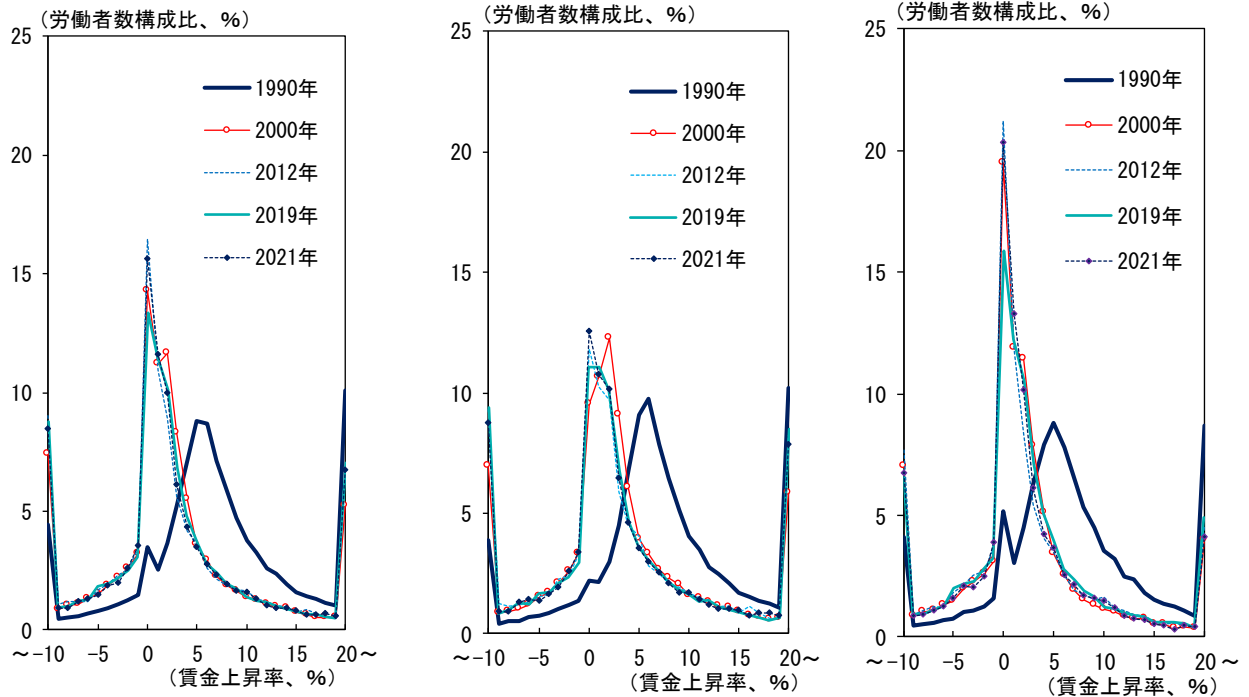
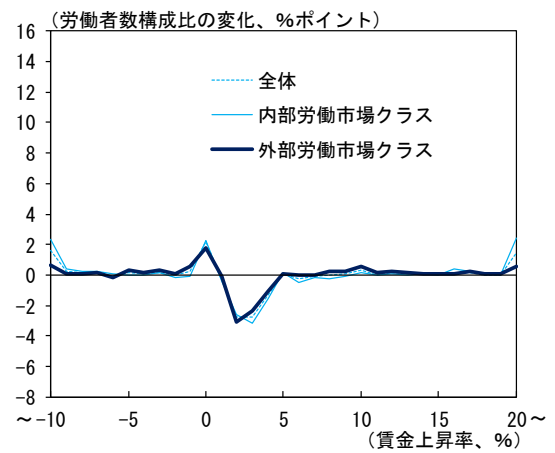
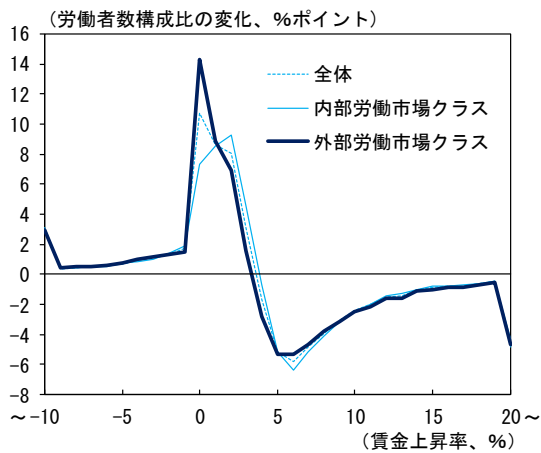


図 11：フルタイム労働者の賃金上昇率の分布の変化

(1) 1990年→2000年

(2) 2000年→2012年



(3) 2012年→2019年

(4) 2019年→2021年

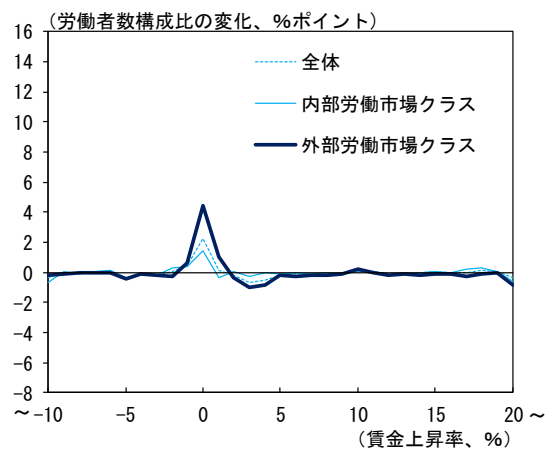
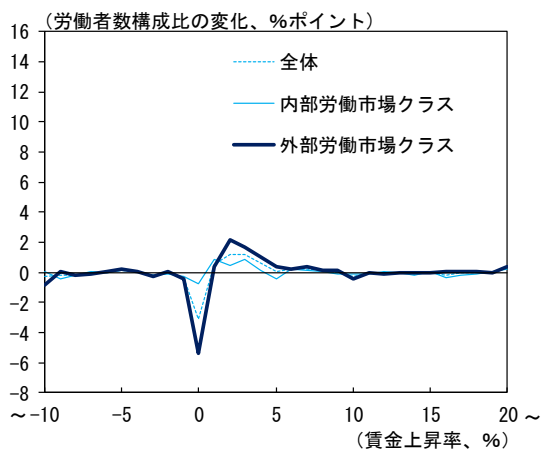
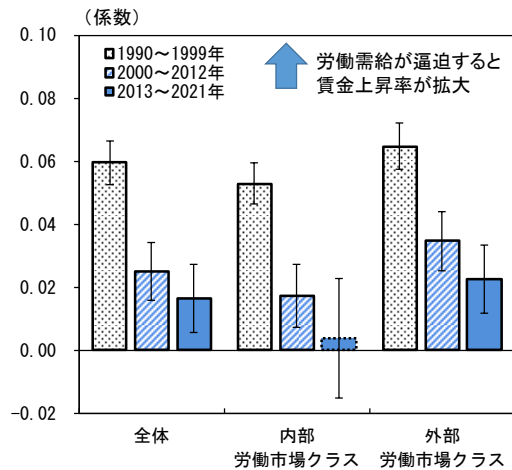
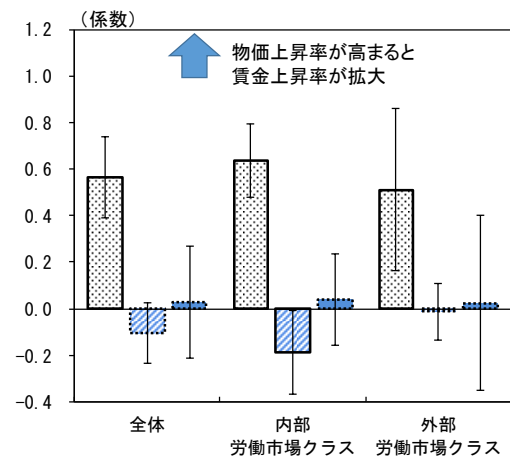


図 12：式(3)の主な推定結果

(1) 雇用人員判断D I



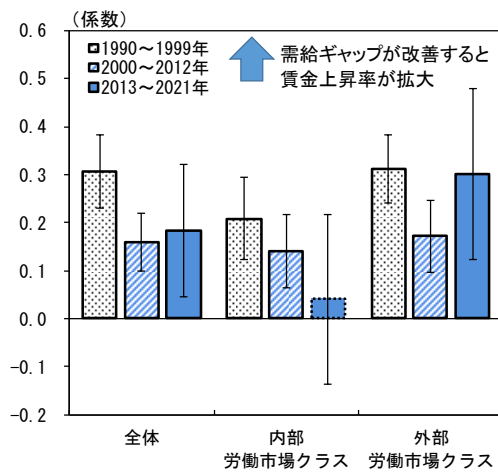
(2) 前年の消費者物価上昇率



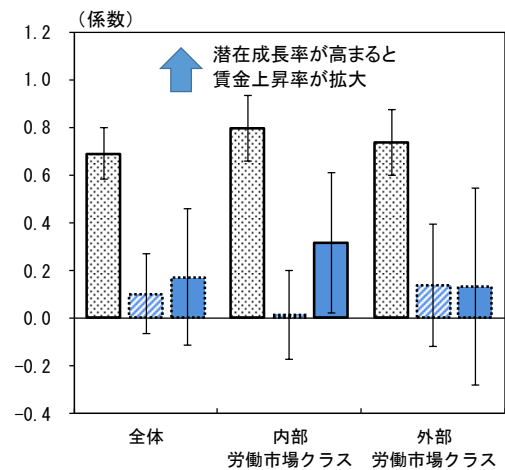
(注) 点線は係数が10%有意でない場合を、グラフの誤差範囲は90%信頼区間を示す。

図 13：式(4)の主な推定結果

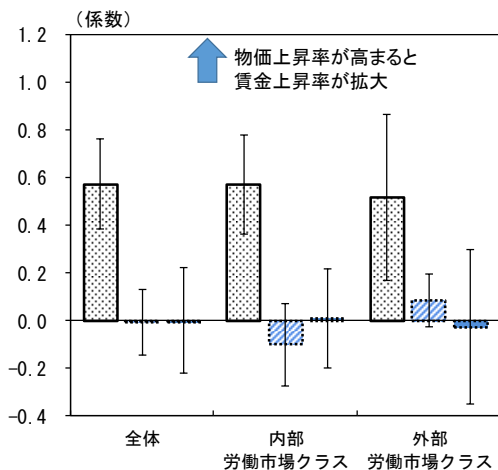
(1) 需給ギャップ



(2) 潜在成長率



(3) 前年の消費者物価上昇率



(注) 点線は係数が10%有意でない場合を、グラフの誤差範囲は90%信頼区間を示す。

補論表 1 : 式(3)の推定結果

被説明変数： 月間所定内給与（前年比）	推定期間：1990～1999年			推定期間：2000～2012年			推定期間：2013～2021年		
	内部	不確定	外部	内部	不確定	外部	内部	不確定	外部
雇用人員判断 D I (逆符号)	0.053*** (0.004)	0.062*** (0.005)	0.062*** (0.004)	0.013* (0.007)	0.028*** (0.007)	0.034*** (0.008)	0.008 (0.012)	0.014 (0.015)	0.022** (0.008)
前年の消費者物価上昇率 (除く生鮮食品、消費税調整済み、前年比)	0.578*** (0.088)	0.502** (0.236)	0.618*** (0.178)	-0.177 (0.125)	-0.082 (0.089)	-0.016 (0.103)	-0.026 (0.181)	0.018 (0.161)	0.039 (0.241)
マージン (販売価格 D I - 仕入価格 D I)	0.005 (0.007)	0.026 (0.021)	0.003 (0.016)	-0.014* (0.007)	-0.002 (0.008)	-0.001 (0.006)	-0.031* (0.018)	0.015 (0.013)	0.004 (0.016)
勤続年数	-0.103*** (0.015)	-0.145*** (0.024)	-0.228*** (0.032)	-0.057*** (0.011)	-0.099*** (0.027)	-0.188*** (0.020)	-0.099*** (0.022)	-0.093*** (0.025)	-0.124*** (0.023)
勤続年数の 2 乗	-0.000 (0.000)	0.002** (0.001)	0.004*** (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.000 (0.001)	0.003*** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.001)	0.002*** (0.000)
60歳以上ダミー	-2.625*** (0.402)	-1.689*** (0.309)	-2.555*** (0.389)	-2.612*** (0.443)	-1.111* (0.619)	-2.187*** (0.163)	-2.709*** (0.303)	-1.375*** (0.468)	-2.246*** (0.338)
女性ダミー	-0.709*** (0.136)	-0.248 (0.229)	0.379** (0.155)	-0.681*** (0.096)	0.019 (0.199)	0.066 (0.111)	-0.443*** (0.111)	-0.152 (0.179)	-0.022 (0.136)
高校卒ダミー	0.972*** (0.084)	0.871*** (0.128)	0.451*** (0.151)	0.356 (0.218)	0.631*** (0.094)	0.310** (0.109)	0.941** (0.333)	0.461 (0.489)	0.116 (0.544)
高専・短大卒ダミー	1.413*** (0.081)	1.222*** (0.168)	0.775*** (0.158)	0.450* (0.260)	0.814*** (0.188)	0.353*** (0.103)	0.906 (0.529)	0.239 (0.433)	0.200 (0.553)
大学・大学院卒ダミー	1.455*** (0.104)	1.041*** (0.121)	1.759 (1.148)	0.963*** (0.275)	0.759*** (0.202)	-0.178 (0.178)	1.598*** (0.388)	0.359 (0.597)	0.084 (0.470)
所定内労働時間 (前年比)	0.035*** (0.005)	0.080*** (0.022)	0.241*** (0.053)	0.056*** (0.007)	0.070*** (0.005)	0.252*** (0.028)	0.050*** (0.007)	0.064*** (0.009)	0.197*** (0.016)
定数項	5.321*** (0.223)	4.615*** (0.514)	4.078*** (0.692)	3.397*** (0.411)	2.866*** (0.245)	2.933*** (0.270)	2.652*** (0.676)	3.881*** (0.570)	3.056*** (0.710)
サンプル数	469,571	207,391	327,890	434,643	287,275	470,939	134,033	131,963	208,444

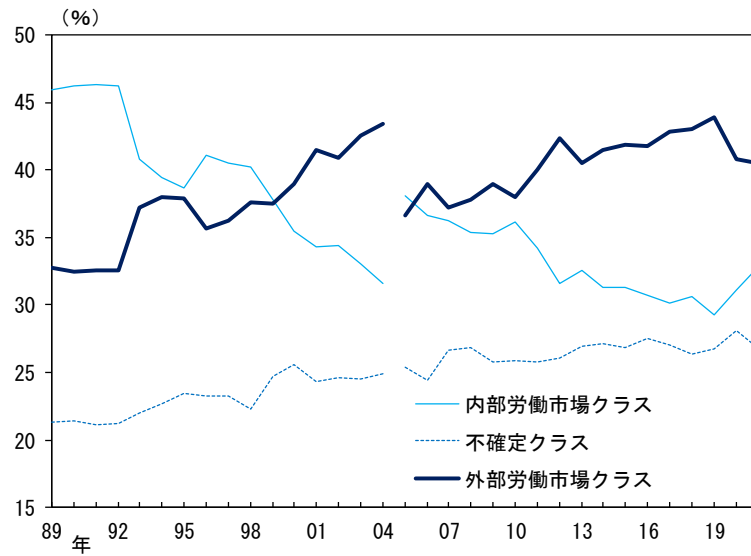
- (注) 1. 括弧内は係数の標準誤差（産業・企業規模のクラスタリングに対して頑健な標準誤差）を、***は 1%有意、**は 5%有意、*は 10%有意をそれぞれ示す。
2. 産業×企業規模ダミーの係数は捨象している。

補論表 2 : 式(4)の推定結果

被説明変数： 月間所定内給与（前年比）	推定期間：1990～1999年			推定期間：2000～2012年			推定期間：2013～2021年		
	内部	不確定	外部	内部	不確定	外部	内部	不確定	外部
需給ギャップ	0.183*** (0.057)	0.185*** (0.040)	0.263*** (0.045)	0.098* (0.052)	0.164*** (0.049)	0.169*** (0.056)	0.097 (0.122)	0.154 (0.126)	0.300** (0.122)
潜在成長率	0.874*** (0.096)	0.993*** (0.088)	0.795*** (0.092)	0.048 (0.113)	-0.036 (0.199)	0.129 (0.159)	0.493** (0.184)	0.043 (0.157)	0.057 (0.255)
前年の消費者物価上昇率 (除く生鮮食品、消費税調整済み、前年比)	0.487*** (0.111)	0.416 (0.239)	0.571*** (0.185)	-0.111 (0.111)	0.009 (0.094)	0.077 (0.083)	-0.081 (0.184)	-0.001 (0.157)	-0.012 (0.233)
マージン (販売価格 D I - 仕入価格 D I)	-0.001 (0.005)	0.016 (0.013)	-0.000 (0.013)	-0.015** (0.006)	-0.008 (0.006)	-0.013* (0.007)	-0.018 (0.019)	0.022* (0.013)	0.016 (0.016)
勤続年数	-0.104*** (0.015)	-0.144*** (0.024)	-0.227*** (0.031)	-0.058*** (0.011)	-0.099*** (0.027)	-0.187*** (0.020)	-0.100*** (0.022)	-0.094*** (0.025)	-0.124*** (0.023)
勤続年数の 2 乗	-0.000 (0.000)	0.002** (0.001)	0.004*** (0.001)	-0.001*** (0.000)	0.001 (0.001)	0.003*** (0.000)	0.000 (0.000)	0.000 (0.001)	0.002*** (0.000)
60歳以上ダミー	-2.621*** (0.391)	-1.683*** (0.304)	-2.563*** (0.390)	-2.608*** (0.441)	-1.119* (0.613)	-2.166*** (0.158)	-2.727*** (0.289)	-1.387*** (0.459)	-2.225*** (0.338)
女性ダミー	-0.726*** (0.136)	-0.250 (0.242)	0.376** (0.153)	-0.678*** (0.095)	-0.006 (0.197)	0.054 (0.112)	-0.450*** (0.105)	-0.140 (0.169)	-0.015 (0.135)
高校卒ダミー	0.984*** (0.083)	0.884*** (0.128)	0.437*** (0.147)	0.421** (0.185)	0.676*** (0.089)	0.351*** (0.112)	1.027*** (0.338)	0.478 (0.480)	0.120 (0.541)
高専・短大卒ダミー	1.446*** (0.090)	1.280*** (0.161)	0.759*** (0.154)	0.527** (0.231)	0.883*** (0.195)	0.388*** (0.106)	0.989* (0.530)	0.264 (0.430)	0.226 (0.559)
大学・大学院卒ダミー	1.482*** (0.101)	1.062*** (0.119)	1.766 (1.140)	1.048*** (0.239)	0.841*** (0.219)	-0.131 (0.182)	1.690*** (0.386)	0.378 (0.583)	0.114 (0.475)
所定内労働時間 (前年比)	0.034*** (0.005)	0.080*** (0.022)	0.241*** (0.053)	0.056*** (0.007)	0.070*** (0.005)	0.252*** (0.028)	0.051*** (0.007)	0.065*** (0.009)	0.199*** (0.017)
定数項	3.205*** (0.268)	2.531*** (0.300)	2.583*** (0.492)	3.307*** (0.345)	2.732*** (0.221)	2.543*** (0.286)	2.714*** (0.579)	4.311*** (0.565)	3.884*** (0.749)
サンプル数	469,571	207,391	327,890	434,643	287,275	470,939	134,033	131,963	208,444

- (注) 1. 括弧内は係数の標準誤差（産業・企業規模のクラスタリングに対して頑健な標準誤差）を、***は 1%有意、**は 5%有意、*は 10%有意をそれぞれ示す。
2. 産業×企業規模ダミーの係数は捨象している。

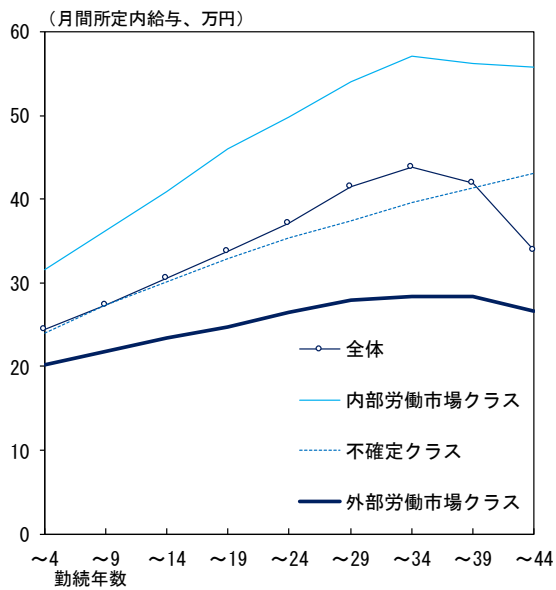
補論図１：労働市場クラスの構成比



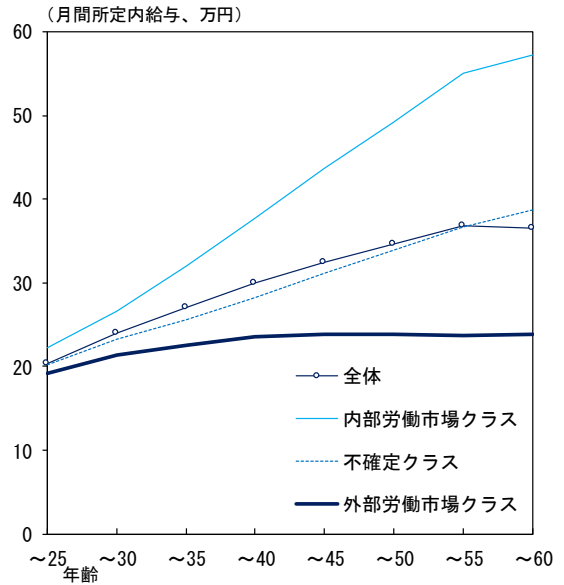
(注) 2004年と2005年の間には質問票変更に伴う段差が生じている。

補論図２：賃金カーブ（2017～2021 年平均）

(１) 勤続年数ベース

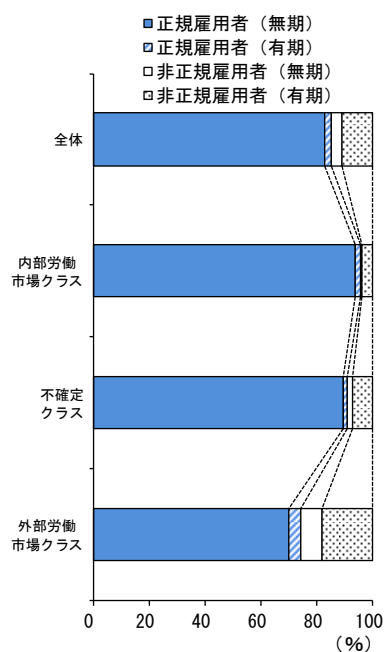


(２) 年齢ベース

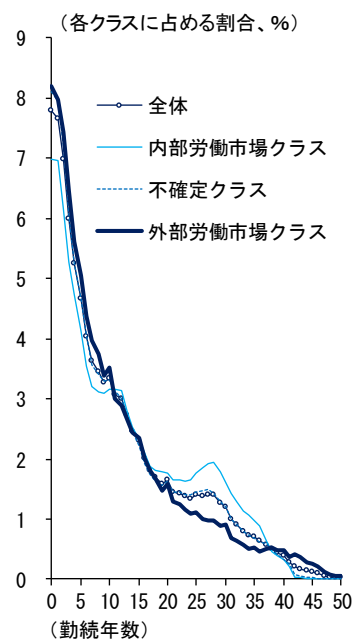


補論図3：各労働市場クラスの労働者の属性別構成比（2017～2021 年平均）

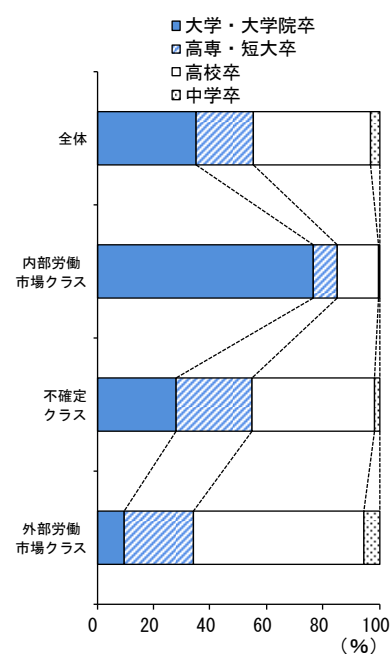
(1) 雇用形態別



(2) 勤続年数別

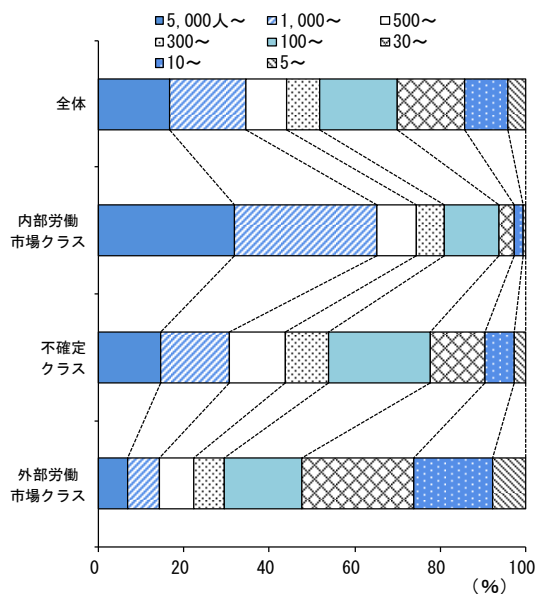


(3) 学歴別



補論図4：各労働市場クラスの所属企業の属性別構成比（2017～2021 年平均）

(1) 企業規模（従業員数）別



(2) 業種別

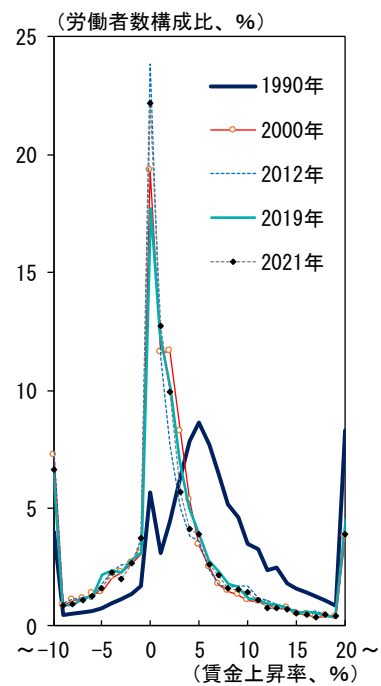
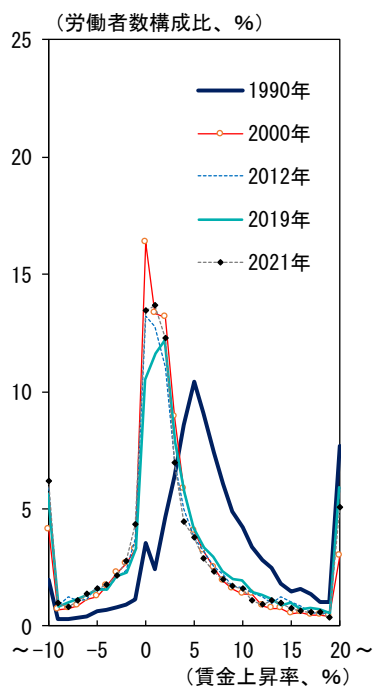
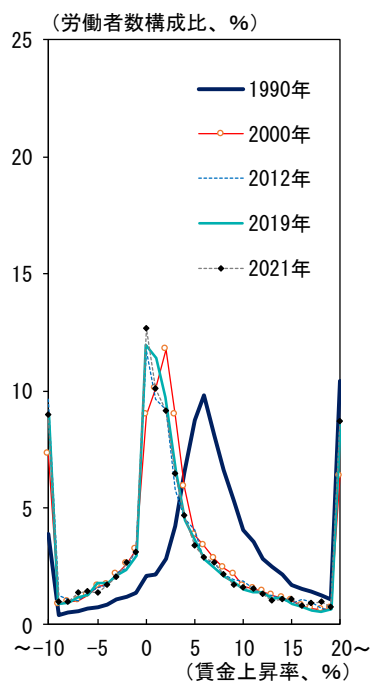
(%)	全体	内部労働市場クラス	不確定クラス	外部労働市場クラス
製造業	24.0	23.1	27.2	22.6
建設業	6.9	5.3	5.9	8.8
電気・ガス	0.8	1.6	0.7	0.2
卸・小売業	14.5	17.2	14.2	12.8
サービス業	53.8	52.9	52.0	55.6
医療・福祉	16.7	9.4	15.8	22.7
娯楽・宿泊・飲食	4.0	2.8	4.0	4.8
運輸・郵便	7.7	5.9	8.4	8.5
金融保険・専門技術	7.9	12.8	6.7	5.1
情報通信	4.2	7.5	4.4	1.6
その他	13.4	14.5	12.8	12.9
合計	100.0	100.0	100.0	100.0

補論図5：フルタイム労働者の賃金上昇率の分布

(1) 内部労働市場クラス

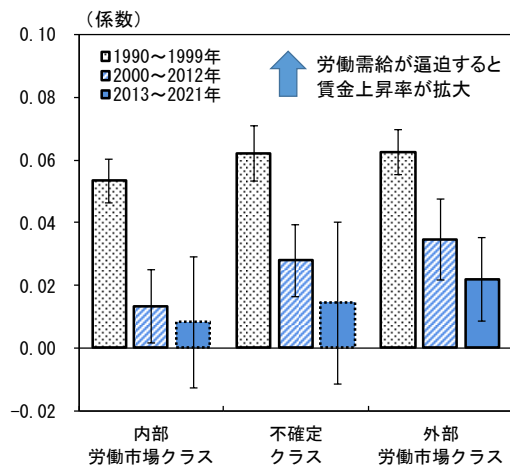
(2) 不確定クラス

(3) 外部労働市場クラス

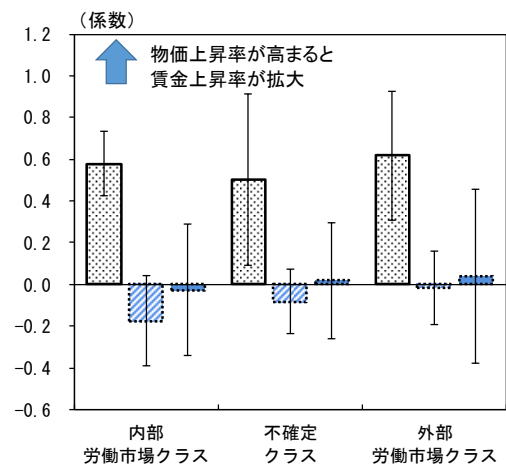


補論図6：式(3)の主な推定結果

(1) 雇用人員判断D I



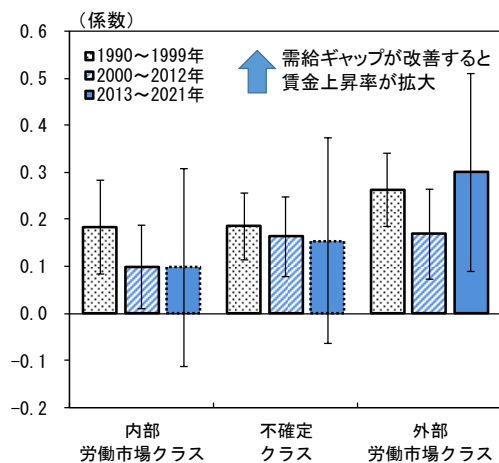
(2) 前年の消費者物価上昇率



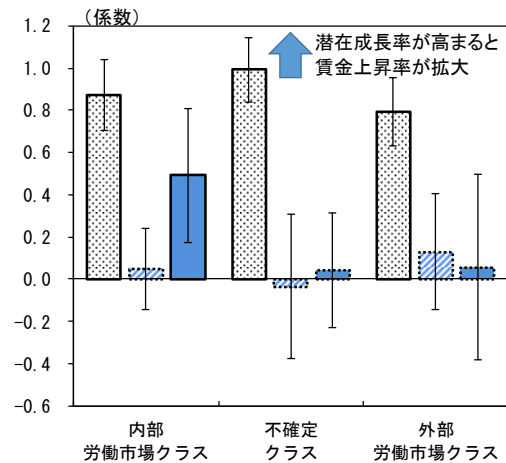
(注) 点線は係数が10%有意でない場合を、グラフの誤差範囲は90%信頼区間を示す。

補論図7：式(4)の主な推定結果

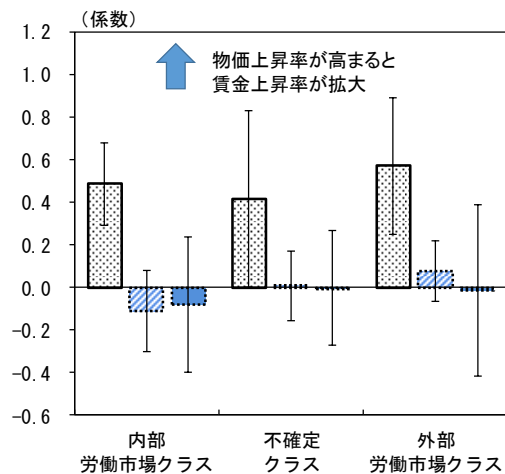
(1) 需給ギャップ



(2) 潜在成長率

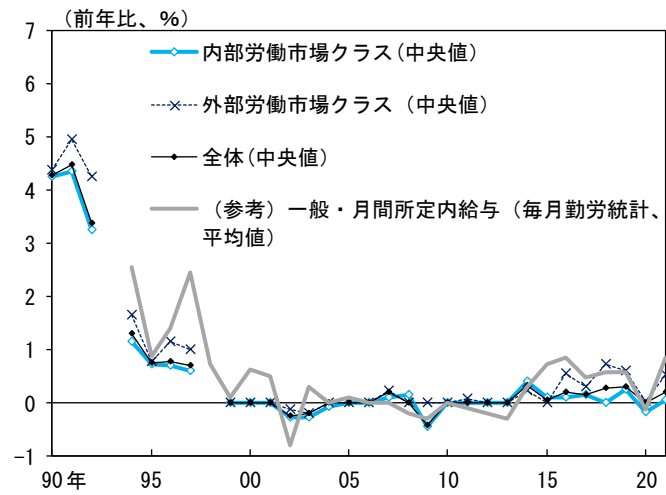


(3) 前年の消費者物価上昇率



(注) 点線は係数が10%有意でない場合を、グラフの誤差範囲は90%信頼区間を示す。

補論図 8：労働者単位の賃金上昇率の時系列推移（定期昇給を除くベース）



(注) 各年6月の値。毎月勤労統計の2016年以降は、共通事業所ベース。

(出所) 厚生労働省