

DP/26-7

経済財政分析ディスカッション・ペーパー

給与計算代行サービスデータを活用した  
給与・賃金に関する分析

石川 廉郷・岩上 順子・田中 吾朗・酒井 遼・酒巻 哲朗

*Economic Research Bureau*

CABINET OFFICE

内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付

本稿は、政策統括官（経済財政分析担当）のスタッフ及び外部研究者による研究成果を取りまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂くことを意図している。ただし、本稿の内容や意見は、執筆者個人に属するものである。

## 目次

1. はじめに.....	1
(1) 分析の背景と目的.....	1
(2) 先行研究.....	1
2. データ.....	4
(1) 給与計算代行サービスデータの概要.....	4
(2) 使用するサンプルの概要.....	5
3. 異なる算出方法に基づく賃金上昇の推移の違いの分析.....	7
(1) 賃金上昇率の算出方法とサンプルの構築.....	7
(2) 異なる算出方法に基づく賃金上昇の推移と「毎月勤労統計調査」の比較....	10
i. サンプル全体と「毎月勤労統計調査」の所定内給与・賃金上昇率の比較.....	10
ii. サンプル全体と構成バイアスを除いたサンプルの比較.....	12
iii. 同一労働者単位で算出したサンプルと構成バイアスを除いたサンプルの比較	14
4. 同一労働者の給与・賃金上昇率の分布の違いの把握.....	16
(1) 月給者・時給者別による給与・賃金上昇率の分布の違い.....	16
(2) 経年別及び年齢階級別にみた給与・賃金上昇率の分布の違い.....	19
(3) 月給者・時給者別にみた実質賃金の伸びがプラスの割合の推移.....	23
5. 同一労働者の給与・賃金のばらつきの状況.....	25
(1) 同一労働者の所定内給与・賃金のばらつきの経年変化.....	25
(2) 労働者別のデータ期間当初の給与・賃金水準別の上昇率の推移.....	27
(3) 所定内給与・賃金の水準と上昇率の関係.....	29
6. まとめ.....	32
補論 時給者の年間課税所得の分布について.....	33
Appendix 1 分析に用いたデータセットの特徴.....	37
Appendix 2 データの前処理.....	41
Appendix 3 男女別及び業種別にみた給与・賃金上昇率.....	43
① 男女別による違い.....	43
② 業種別による違い.....	46
参考文献.....	49

## 給与計算代行サービスデータを活用した給与・賃金に関する分析\*

石川 廉郷<sup>†</sup>・岩上 順子<sup>‡</sup>・田中 吾朗<sup>§</sup>・酒井 遼<sup>\*\*</sup>・酒巻 哲朗<sup>††</sup>

### 【要旨】

内閣府政策統括官（経済財政分析担当）において「給与計算代行サービスデータ」を用いた様々な分析を実施してきたところ、本稿では、給与計算代行サービスデータの月次パネルデータを用いて、同一労働者を異時点間で追跡することにより、構成バイアスの影響を除いた給与・賃金上昇率の推移、分布及び給与・賃金格差の状況について分析を実施した。

分析の結果、第一に、労働者の生活実感により近い賃金上昇を把握する同一労働者単位の所定内給与の上昇率の中央値はデータ期間中プラスで推移し、足元では上昇していることが確認された。第二に、給与・賃金項目ごとに下方硬直性の違いがみられた。月給者が時給者と比べて、賃金の下方硬直性が限定的である背景には、残業代や賞与を含む所定外給与における調整が行われている可能性が示唆される。第三に、賃上げは格差縮小方向で生じているが、パーセンタイルの水準差が縮小するほどではないことが分かった。ただし、本データに含まれる企業の規模や地域の偏り、及び月給者や時給者の割合に係る労働者の属性等、サンプルの代表性については留意する必要がある。

---

\* 本稿は、「令和6年度『リアルタイムデータを活用した経済動向分析（給与計算代行サービスデータ活用）』」事業（株式会社ペイロールへの委託、分析については東京大学エコノミックコンサルティング株式会社への再委託）において得られた主な成果を報告するものである。本事業の実施にあたっては、武蔵大学の神林龍教授、東京大学の川口大司教授、同志社大学の奥平寛子准教授より貴重な助言及びコメントを頂いた。また、企画担当の菅野愛子氏には図表作成にご協力いただいた。ここに記して感謝申し上げる。ただし、文中に残された誤りは執筆者の責に帰するものである。本稿の内容は内閣府全体の公式見解を示すものではない。なお、役職名はいずれも2026年3月時点。

<sup>†</sup> 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（企画担当）

<sup>‡</sup> 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（企画担当）付参事官補佐

<sup>§</sup> 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（企画担当）付政策企画専門職

<sup>\*\*</sup> 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（企画担当）付事務官

<sup>††</sup> 内閣府経済動向特別分析官（政策統括官（経済財政分析担当）付）

## 1. はじめに

本章では、分析に至った背景とその目的及び先行研究について概括する。

### (1) 分析の背景と目的

内閣府政策統括官（経済財政分析担当）においては、経済財政運営と改革の基本方針等<sup>1</sup>に基づき、これまで家計や事業者を対象にリアルタイムに記録されたビッグデータを用いた分析を実施してきた。給与計算代行サービスデータについても、その活用に向けた取組を推進してきており、都竹他（2024）においては、データの概要について整理しつつ、サンプルの代表性について検討を進めるとともに、給与形態別の賃金や総労働時間の動きについて公的統計との整合性を確認した。さらに、同一労働者を異時点間で追跡しながら詳細な賃金・労働時間を時系列で把握できること、労働者の部署情報を把握できること等の給与計算代行サービスデータの従来にない特徴を活かして、内閣府（2025）においては「年収の壁」を意識した就業調整の実態や社会保険適用拡大等の制度変更による労働者の就業行動の変化、酒井他（2025）では最低賃金引上げの雇用、賃金及び労働時間への影響分析、岩上他（2026）では企業内における中途採用者と新卒継続雇用者との給与・賃金の違いの分析、石川他（2026）では男女間給与・賃金格差や新卒配属時の部署属性の違いの影響にかかる分析を行った。

本調査分析においては、給与計算代行サービスデータの特徴を活かして、構成バイアスを除いた同一労働者の給与・賃金上昇の推移の把握や、月給者・時給者別や給与・賃金項目別の同一労働者の賃金上昇率の分布の把握等の分析を行う。

本稿の構成としては、第1章第2節では先行研究を概括し、第2章ではデータの概要を説明する。第3章では給与計算代行サービスデータを用いた複数の賃金上昇率の算出方法を記述し、公的統計である「毎月勤労統計調査」や算出方法の異なる指標間の比較を行った。第4章では給与・賃金上昇率の分布の実態を把握した。第5章では月給者及び時給者ごとに給与・賃金水準・上昇率の格差の状況等について確認した。第6章にて、各章を振り返り、今後の課題について整理した。なお、補論として、内閣府（2025）において分析した、「年収の壁」を意識した就業調整の実態に関して、時給者の年間課税所得の分布についての最新値を改めて確認している。

### (2) 先行研究

労働者の賃金上昇の実態を捉える公的統計として厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

<sup>1</sup> 例えば、直近の「経済財政運営と改革の基本方針 2025」（令和7年6月13日閣議決定）においては、「ビッグデータを用いた分析や指標の実用化を進める。」と記載されている。

(年次調査)、「毎月勤労統計調査」(月次調査)、国税庁「民間給与実態統計調査」(年次調査)等が挙げられる。これらの公的統計より賃金上昇を確認するため、事業所や労働者サンプル全体の平均等に集約された値の賃金上昇率がマクロ指標として用いられてきた。川口(2018)は、こうしたサンプル全体の平均値として算出された賃金上昇率は、景気循環に応じた各時点の集計に含まれる労働者構成の変化の影響(構成バイアス)を除くことができないことを指摘している。例えば、景気拡大局面において就業者が増える一方、新たな就業者の賃金は継続雇用者に比べて低い傾向にあるため、景気拡大局面であるにもかかわらず全体の平均賃金を押し下げることがある。また、上野・神林(2017)は、高齢・長期勤続者である引退者の時間賃金を推計した上で、若年の新規就職者の時間賃金との間に大きな乖離が生じていると指摘し、継続勤続者の賃金水準が継続的に上昇傾向にあったとしても、統計的な理由から全体の平均賃金が増えない傾向をみせる可能性があるとした。

Daly et al.(2012)は、サンプル全体の平均値として算出された賃金上昇率は、個人(または類似の労働者グループ)の賃金の上昇による効果と、景気循環に応じた労働者の雇用や解雇が労働者間でランダムに分布せず偏りが生じる傾向がある(例えば、景気後退時には平均賃金が低い労働者ほど雇用を失いやすい等)という労働者構成変化による効果に分解できることを示している。同論文では、景気状況によって両効果の相対的な重要性が異なることを示しており、個人の賃金の上昇による効果は、景気循環的な推移であり、特に景気拡大期により高い賃金を求めて仕事を変える労働者の賃金変化の影響が大きい一方、景気後退時においては、パートタイム雇用の増加といった労働者構成変化によって個人の賃金の上昇の効果を打ち消していたことを示している。

その他、労働市場における賃金上昇の実態の把握において、労働者構成の変化の影響を除いたマクロ指標の重要性は多く指摘されている。例えば、アメリカのアトランタ連邦準備銀行の「Wage Growth Tracker」では、米国労働統計局の人口調査(Current Population Survey; CPS)を用いて当該月と12か月前の両時点で観察される個人の賃金上昇率の中央値を公表している。また、カナダ中央銀行では、クロスセクションデータから Oaxaca-Blinder 分解<sup>2</sup>の手法を用いることで、類似の労働者グループの賃金の上昇による効果と労働者構成の変化による効果を分解することで、類似の労働者グループの賃金上昇指標(LFS-Micro)を構築している。

また、個人の給与・賃金上昇に着目すると、年齢別によってその動向は異なる点が指摘されている。我が国の労働市場において、勤続年数や経験年数のリターンが低下、労働者の年齢別の賃金プロファイルの平坦化(年齢が上がるにつれて賃金は上昇するものの、特に中高年の労働者の賃金が上がりにくくなっている)が生じていることが示されており(Hamaaki et al., 2012; Kimura et al., 2022; Inoue, 2022)、中高年労働者と比較して、若年労働者の

<sup>2</sup> 2つのグループの平均的なアウトカムの差を、当該アウトカムの決定要因の水準(大きさ)のグループ間差に由来する部分と、その決定要因の効果(リターン)のグループ間差に由来する部分に分解する手法。

給与・賃金上昇率が大きい傾向がみられる。

中高年労働者における給与・賃金の上昇率の低さの背景には、若年労働者と中高年労働者の間でスキルに補完性がある（両者が異なるスキルを持っている）ことを前提として、高齢化に伴う人口構造の変化を受けて、労働者人口における年齢構成の変化に伴った中高年労働者の労働供給過多による中高年労働者の限界的なスキルのリターンが低くなること（Inoue, 2022）や、企業内における企業特種的な人的資本のリターンの低下によって企業特種的な人的資本を蓄積した中高年労働者のリターンが低下している可能性（Kimura et al., 2022）等が指摘されている。また、これまで我が国の企業では、OJT等による企業特種的な人的資本投資の重要性が指摘されてきたが、Kimura et al. (2022)では、2010年以降こうした企業特種的な人的資本投資の効果が低下していることを示唆する結果を示している。

## 2. データ

本章では、本稿で用いる給与計算代行サービスデータ及び分析に使用するサンプルの概要を整理する。

### (1) 給与計算代行サービスデータの概要

給与計算代行サービスデータとは、顧客企業内の給与計算業務を代行するアウトソーシングサービスを提供する事業者が保有している顧客企業の給与・人事データである<sup>3</sup>。各顧客企業の給与規定や毎月の労働時間等の情報を用いて、各企業の従業員の給与等の算定を行うことから、その過程で従業員単位の賃金や労働時間が月次単位で包括的に記録される。また、アウトソーシングされる業務には年末調整の補助等が含まれる場合があるとともに、企業ごとの仕様による違いはあるものの、各従業員の勤続年数や家族情報、所属部門といった人事データも紐づけられ得る。そのため、様々な情報と紐づいた月次パネルデータとして活用することが可能であり、さらに給与支払日ごとに更新される実際に支払われた賃金や労働時間のデータが取得可能であるため、高い正確性や速報性が期待される。

従業員属性が結びついた月次単位で取得可能な賃金や労働時間を含むパネルデータは、我が国で利用可能なデータとしては未だ整備の途上であり、我が国における就業行動の分析に有用である。一方で、事業者によって調査対象サンプルの属性構成に偏りがあること<sup>4</sup>や、各従業員の入社前・退職後の情報や、顧客企業によるサービス利用の開始前・解約後の情報が得られないこと等の制約がある点には留意が必要である。

---

<sup>3</sup> 内閣府（2025）、都竹他（2024）

<sup>4</sup> 都竹他（2024）は、給与計算代行サービス自体の製品特徴により利用する顧客企業に偏りが生じ得ること、また、事業者による営業戦略によって顧客企業に偏りが生じ得ることを指摘している。

## (2) 使用するサンプルの概要

本稿で扱うサンプルは、株式会社ペイロール（以下「ペイロール社」という。）の保有する給与計算代行サービスデータ（以下「ペイロール社データ」という。）である。ペイロール社が2015年からデータを保有している約190社（約40万人のデータ）から、同社サービスを利用している企業に本事業への協力を依頼し、データ活用の同意を得られた法人のデータを活用することとした。データセットの規模、期間は、以下のとおりである。

対象企業数	: 62 法人（企業グループ数 : 33） <sup>5</sup>
対象労働者数（ユニーク）	: 289,290 人 <sup>6</sup>
対象労働者数（のべ）	: 8,039,636 人
データ期間（月次）	: 2015年1月～2024年6月
データ期間（年次）	: 2015～2024年

対象となる労働者は、サンプル企業からの給与支給があった者であり、各法人の派遣社員を除く給与計算をしているすべての従業員が含まれている。また、役員への給与支払いに給与計算代行サービスを利用している企業では、役員も労働者に含まれており、集計する賃金には役員報酬等が含まれるため、「毎月勤労統計調査」などの公的統計で用いられている定義とは一致していない点は留意が必要である。データ期間（月次）は、月次の給与または賞与の支払いを単位とするデータの期間を、データ期間（年次）は、年末調整を単位とするデータの期間をそれぞれ示している。

次に、ペイロール社データにおいて利用可能な給与・賃金に係るデータを用いて、「毎月勤労統計調査」で集計が行われている給与・賃金項目にできる限り近い定義の変数を作成した（図表2-1）。なお、月給者の時間当たり賃金の算出においては、ペイロール社データにおいて所定内労働時間が不明である企業が20グループ法人と多数存在したため、データから実際の実労働時間が把握可能なデータのみを用いた算出方法の他に、所定内労働時間が不明である企業において、個別法人の業種と従業員規模に基づき「毎月勤労統計調査」の所定内労働時間を月次単位で外挿する処理を施す算出方法も実施した。なお、データセットの詳細な記述統計や前処理については本稿末尾の Appendix 1 及び 2 を参照されたい。

<sup>5</sup> グループ法人単位で、データ期間（2015年1月以降）に途中から観察期間が開始する法人は6社存在する。

<sup>6</sup> 例えば、労働者*i*が、*t*年*m*月、*t*年*m*+1月、*t*年*m*+2月に観測される場合、労働者数として、ユニーク数で1、のべ数で3と集計される。

図表 2 - 1 「毎月勤労統計調査」と対応した給与・賃金項目の変数の作成

給与・賃金項目名	再現方法
所定内給与	時間外基準額
所定外給与	課税支給合計額+非課税支給合計額-時間外基準額
現金給与総額	課税支給合計額+非課税支給合計額+賞与
きまって支給する給与	課税支給合計額+非課税支給合計額
賃金	月給者：所定内給与/所定内労働時間 時給者：時間単価

- (備考)
1. ペイロール社データにより作成。
  2. いわゆる残業代は、所定外給与、現金給与総額、きまって支給する給与に含まれる。
  3. 時間外基準額は、基本給および毎月固定的に支払われる地域手当や役職手当等を含み、「毎月勤労統計調査」の所定内給与とおおむね対応する概念である。

### 3. 異なる算出方法に基づく賃金上昇の推移の違いの分析

労働者の賃金上昇の実態を把握する際には、従来は「毎月勤労統計調査」をはじめとするサンプル全体の平均値として算出された賃金上昇率がマクロ指標として用いられてきたが、近年、各時点の集計に含まれる労働者の構成変化の影響を除いて賃金上昇率を分析することの重要性も指摘されている。一方で、サンプル全体の平均値として算出された賃金上昇率は、労働者個人の賃金の上昇とは合致せず、いわば賃金水準が高い労働者にウェイトをおいた加重平均となっているため、労働者の生活実感により近い賃金上昇を把握するためには、同一労働者を追跡するパネルデータが必要である。

上記の課題を踏まえて、本章では、第1節において、賃金上昇率の異なる3つの算出方法と分析に用いたペイロール社データのサンプルについて確認し、第2節において、各方法による賃金上昇率の推移を確かめ、「毎月勤労統計調査」の推移も踏まえつつ比較を行った。

#### (1) 賃金上昇率の算出方法とサンプルの構築

先行研究で記述した労働者の賃金上昇の実態の把握における課題を踏まえて、ペイロール社データの月給者及び時給者に限定して、①同一労働者単位である個人の賃金上昇率、②サンプル全体の平均値より算出された賃金上昇率及び③各月の当該年と前年の2時点における労働者構成変化の影響を除いて<sup>7</sup>算出された賃金上昇率の各々を算出し、比較を行った。以下では、各々の賃金上昇率の算出方法について整理する。

ペイロール社データを用いた給与・賃金の上昇率の算出方法：

##### ① 同一労働者単位の中央値を用いた算出：

データ期間中、前年同月の給与支払記録があるサンプルに限定した上で、同一労働者単位で各給与項目・賃金の前年同月比の上昇率を算出し、その月次の中央値を算出。本手法は2時点双方に存在するサンプルの上昇率を計算した上で、集団の中央に位置するサンプルがどの程度の賃金上昇率に直面しているかを把握する、流入・流出サンプルの影響（構成バイアス）を除いた算出方法である。

##### ② サンプル全体の平均値を用いた算出：

全サンプルで、月次の平均値を算出し、その前年同月比を算出。本手法はサンプルの平均値を求めてからその前年同月比を算出するという点では、「毎月勤労統計調査」と同様の算出方法である。

##### ③ データ期間中2年連続で雇用状態にあるサンプルの平均値を用いた算出：

データ期間中、前年同月の給与支払記録があるサンプルに限定して、月次の平均値を

<sup>7</sup> 各月の当該年と前年の2時点の集計に用いられる労働者構成を揃えるものであり、データ期間中を通して各年月時点での構成変化を除くものではないことに留意。

算出し、その前年同月比を算出。本手法は流入・流出サンプルの影響（構成バイアス）を除いた算出方法である。

なお、①と③は算出に用いられるサンプルは同一<sup>8</sup>である一方、算出方法が①は個人の給与・賃金の上昇をとらえる上昇率であり、③はサンプルの平均値を算出した上昇率となっている。ただし、①は月次の中央値、③は月次の平均値である。

上記の①～③の算出方法において、用いたサンプルサイズを確認する（図表3-1）。本稿では、①～③について、月給者と時給者それぞれのサンプルを用いて分析している。なお、「毎月勤労統計調査」とペイロール社データの月給者、時給者各々の比較においては、「毎月勤労統計調査」の一般労働者とペイロール社データの月給者を、「毎月勤労統計調査」のパートタイム労働者とペイロール社データの時給者を比較した。

図表3-1 ①から③の算出において用いたサンプルサイズ（月給者・時給者別）<sup>9</sup>

算出方法	労働者種別	現金給与総額	きまって支給する給与	所定外給与	所定内給与	賃金	賃金（所定内時間欠損外挿）
①	月給者	2,526,789	2,523,422	2,210,652	2,504,081	1,118,901	2,414,882
②	月給者	3,121,789	3,119,135	2,806,010	3,097,592	1,376,563	2,998,337
③	月給者	2,542,331	2,540,021	2,293,375	2,525,100	1,134,185	2,444,052
①	時給者	2,935,124	2,934,857	-	-	2,989,000	-
②	時給者	4,527,373	4,527,139	-	-	4,679,603	-
③	時給者	2,953,624	2,953,422	-	-	3,019,682	-

（備考）ペイロール社データにより作成。

なお、③の算出方法においては、労働者構成の変化の影響（構成バイアス）を除く観点から、②で用いたサンプルから、各月の当該年と前年の2時点で給与支払記録のある労働者に限定した。その過程において、③で除外されずに残ったサンプルと③で脱落したサンプルを比較すると、③で脱落したサンプルは月給者、時給者ともに、平均的に給与・賃金の水準が低く、30歳未満の若年労働者の割合が多い（図表3-2）。

<sup>8</sup> 厳密には、③では給与支払記録がデータ上において2時点間で存在しているサンプルであり、2時点間で観察される個人においても各給与項目や賃金に欠損があった場合、①の算出ができないことに留意。

<sup>9</sup> ②の算出に用いたサンプルにのみ2015年のデータが含まれていることに留意（①と③の算出に用いたサンプルデータの始期は2016年1月以降）。なお、本表では欠損値を除いたサンプルサイズを示す。

図表 3-2 ③の算出に用いたサンプルと②より脱落したサンプル間の比較（月給者・時給者別）

労働者種別	給与・賃金項目	③で残ったサンプルの平均	③で落ちたサンプルの平均
月給者	現金給与総額	539,486	460,837
	きまって支給する給与	434,810	387,049
	所定内給与	370,128	329,316
	賃金	2,435	2,226
	女性の割合	0.3	0.3
	30歳未満の割合	0.2	0.3
時給者	現金給与総額	129,186	93,926
	きまって支給する給与	126,435	92,901
	賃金	1,069	1,022
	女性の割合	0.7	0.6
	30歳未満の割合	0.2	0.6

(備考) ペイロール社データにより作成。「女性の割合」と「30歳未満の割合」は比率を表し、それ以外についての単位は円。各労働者が休職、産休・育休か否かを考慮せず、給与支払記録の有無のみで判別しているため、休職、産休・育休であっても、何等かの支払レコードが2時点間で存在している場合、サンプルに含まれる。

## (2) 異なる算出方法に基づく賃金上昇の推移と「毎月勤労統計調査」の比較

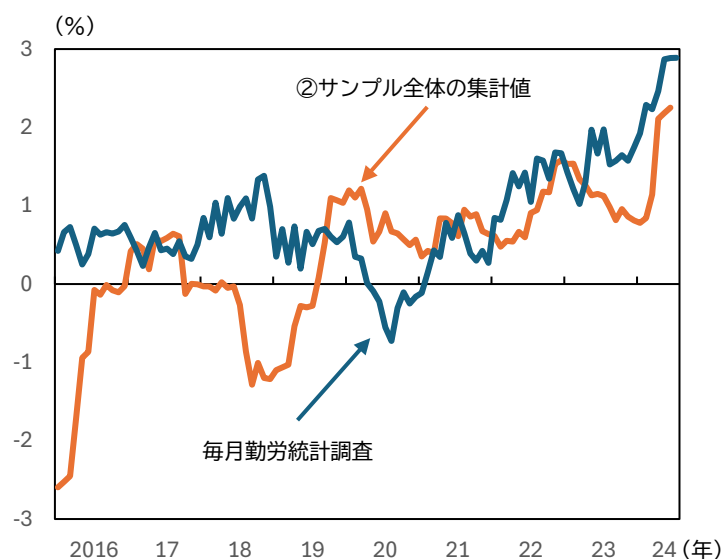
本節では、上記を踏まえて実際に分析結果をみていく。第1項では②と「毎月勤労統計調査」との比較を、第2項では②と③の比較を、第3項では①と③の比較を行った。

### i. サンプル全体と「毎月勤労統計調査」の所定内給与・賃金上昇率の比較

月給者及び時給者について、サンプル全体の平均を用いた②の算出方法と「毎月勤労統計調査」の比較を行う。以下では、月給者では所定内給与、時給者では賃金を比較の対象とする。月給者の所定内給与は労働者の基本的な給与であり、労働者個人の所定外労働の有無や企業の業績によって大きく変動し得る残業代や賞与を含まない。また、時給者の賃金は労働時間の影響を含まない。このため、これらの指標は、サンプルの基礎的な給与・賃金上昇の時系列の動向を把握する際に有用であると考えられる。

はじめに、月給者の所定内給与上昇率について確認すると、②では2020年までは上昇率の上下の動きが激しかったものの、コロナ禍での落ち込みは限定的であり、以後プラスで推移している（図表3-3）。ただし、プラス幅は「毎月勤労統計調査」と比較すると抑えられている。一方、「毎月勤労統計調査」では2016年以来堅調にプラスで推移していたが、2020年のコロナで一定の落ち込みが観察され、2021年以降上昇率が大きくなっている。

図表3-3 ②サンプル全体の集計値と「毎月勤労統計調査」の所定内給与上昇率の比較（月給者）

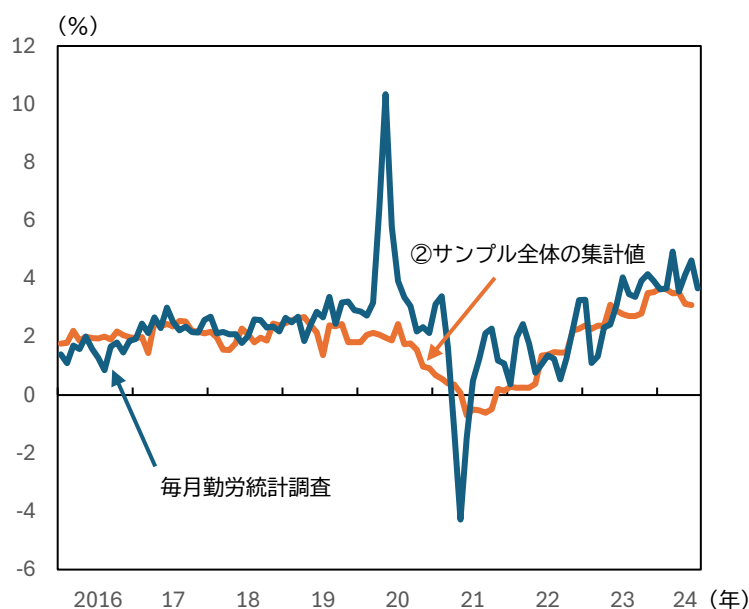


(備考) ペイロール社データ、厚生労働省「毎月勤労統計調査」（事業所規模5人以上、調査産業計、一般労働者）により作成。

次に、時給者の賃金上昇率をみると、②と「毎月勤労統計調査」のいずれにおいても、一時落ち込みが確認されるものの全体としてはプラスで推移している（図表3-4）。②については、コロナ禍でも大きく落ち込まず、緩やかに2021年で底を迎え、その後は「毎月勤労統計調査」に比べると抑えられているものの一定の上昇が観察される。一方、「毎月勤労統計調査」については、コロナ禍において大きな上昇のスパイクがみられ、その反動で2021年は極端に落ち込んでいるものの、その後は堅調に上昇率が大きくなっている。

これらの背景として、ペイロール社データに含まれる企業においては、この景気後退時期においては、「毎月勤労統計調査」のサンプルと比べると月給者の所定内給与や時給者の賃金の水準の維持をはかることができていた企業が多いことが推察される。

図表3-4 ②サンプル全体の集計値と「毎月勤労統計調査」の賃金上昇率の比較（時給者）



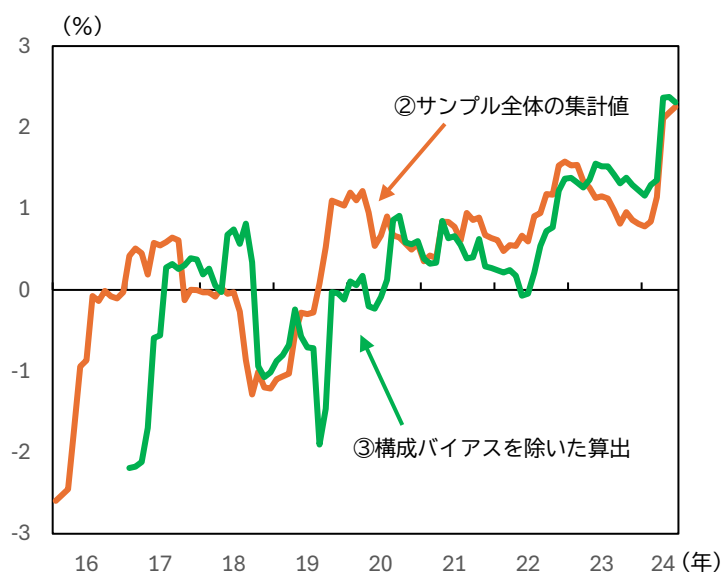
（備考）ペイロール社データ、厚生労働省「毎月勤労統計調査」（事業所規模5人以上、調査産業計、パートタイム労働者）により作成。

## ii. サンプル全体と構成バイアスを除いたサンプルの比較

次に、月給者及び時給者について、サンプル全体の平均を用いた②と、各月の当該年と前年の2時点における労働者の構成変化の影響（構成バイアス）を除いた所定内給与・賃金上昇率である③の比較を行う。

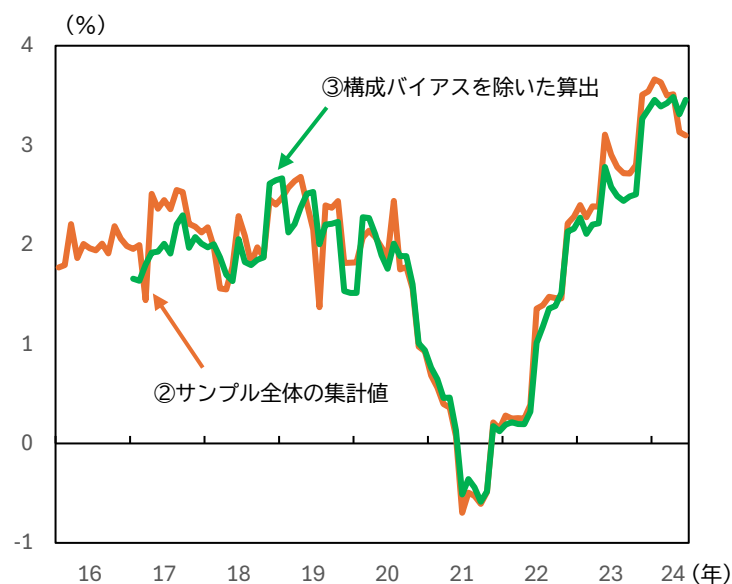
所定内給与において、時期によって逆転する時期はあるものの、データ期間を通じて②が③よりも上方に位置する推移がみられる（図表3-5）。一方で、時給者の賃金上昇率においては、②と③はデータ期間においてほぼ重なって推移しており、所定内給与とは異なる動向がみられる（図表3-6）。

図表3-5 ②サンプル全体の集計値と③構成バイアスを除いた算出の所定内給与上昇率の比較（月給者）



(備考) ペイロール社データにより作成。

図表3-6 ②サンプル全体の集計値と③構成バイアスを除いた算出の賃金上昇率の比較（時給者）



(備考) ペイロール社データにより作成。

ここで、②と③のサンプルを比較したとき、③のサンプルでは当該時点で新たに存在するようになった入職者と離職者が脱落する。入職者数と離職者数のウェイトが変わらないと仮定した場合、サンプル期間中に継続して働いていた同一労働者の賃金に全く変化がなかった（③の上昇率=0）としても、(a) 入職者の平均賃金が同一労働者よりも高く、離職者の平均賃金が同一労働者よりも低ければ、②の上昇率は正となる（②>③）。逆に、(b) 入職者の平均賃金が同一労働者と比較して低く、離職者の平均賃金が同一労働者と比較して高ければ、②の上昇率は負となる（②<③）。実際には②の算出が③を上回る推移であったことから、上記のうち、(a) のメカニズムの影響が大きいと考えられる。ただし、上野・神林（2017）では、2000年代～2010年代にかけて日本全体では (b) のメカニズムが働いていた（新卒採用の賃金は定年退職者の賃金よりも一般的に低いため、同一労働者の賃金に変化がなかったとしても、定年退職者が新卒者に置き換わることで、平均賃金が下落する）ことが指摘されている。

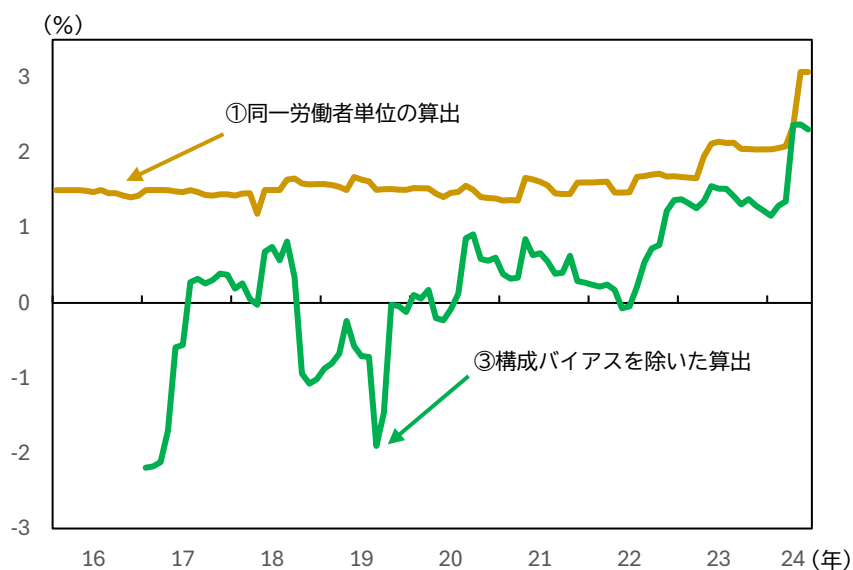
### iii.同一労働者単位で算出したサンプルと構成バイアスを除いたサンプルの比較

最後に、月給者及び時給者について、ペイロール社データを用いて同一労働者単位で算出した個人の所定内給与・賃金上昇率の中央値である①の算出方法と、構成バイアスを除いた③の算出方法の比較を行う。

月給者の所定内給与においては、①の算出値の方が③よりも比較的高い上昇率水準で推移し、かつ上下の振れ幅も小さいことがわかる（図表3-7）。また、時給者の賃金においては、2020年ごろまでは①の方が③よりも比較的低い水準で推移し、2021年の中頃から2022年の中頃にかけて逆転し、再度①の方が③を下回る（図表3-8）。

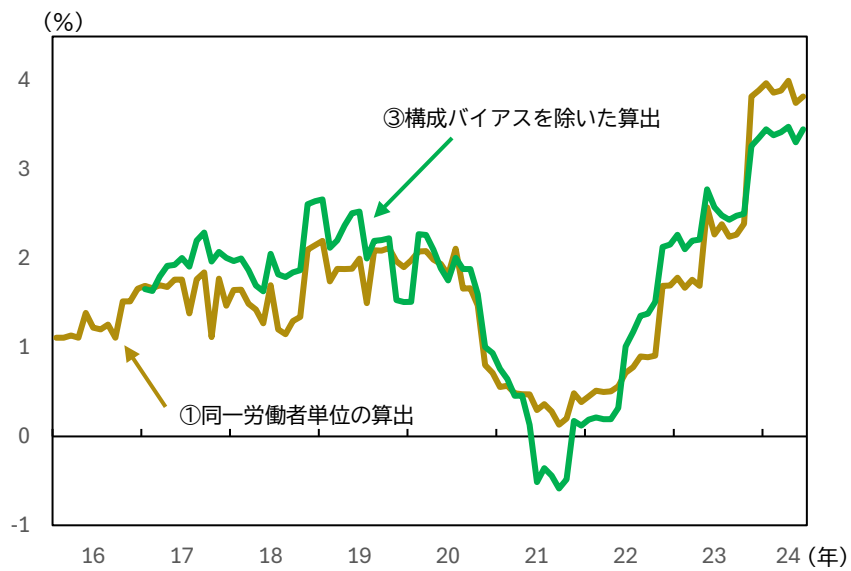
また、全体として、月給者及び時給者のいずれも、①の算出値はデータ期間中、正の値を維持しており、労働者個人単位で見ると継続的な給与・賃金水準の上昇があることがわかる。

図表3-7 ①同一労働者単位の算出と③構成バイアスを除いた算出の所定内給与上昇率の比較（月給者）



(備考) ペイロール社データにより作成。

図表 3-8 ①同一労働者単位の算出と③構成バイアスを除いた算出の賃金上昇率の比較（時給者）



(備考) ペイロール社データにより作成。

#### 4. 同一労働者の給与・賃金上昇率の分布の違いの把握

前章では、労働者の賃金上昇について、同一労働者単位で算出した個人の給与・賃金の上昇率の中央値や平均的な推移を確認し、月給者の所定内給与及び時給者の賃金の継続的な上昇がみられたことがわかった。

しかし、これらの平均等の代表値の推移からは、個々の労働者がどのような賃金変化を経験しているかを十分に把握することができない。我が国の労働市場においては、景気後退時においても賃金引下げを容易に行わない下方硬直性の存在が指摘されており、給与・賃金項目について労働者の属性別に観察することで、企業側の労働コストの調整行動の実態を把握することが重要である。

以上を踏まえて、本章では、ペイロール社データから算出した同一労働者単位の給与・賃金の上昇率の分布や推移を確認した。第1節において、労働者種別、給与形態別で給与・賃金上昇率の分布の違いについて分析を行った。第2節においては、給与・賃金の減少を経験している労働者に着目し、労働者種別、経年別、年齢別、性別による違いを把握した。続く第3節において、月給者・時給者別による実質賃金の伸びがプラスであった割合の推移について確認した。

##### (1) 月給者・時給者別による給与・賃金上昇率の分布の違い

本節では、全期間をプールしたデータを用いて、月給者・時給者の各給与・賃金項目の分布の違いについてみていく。

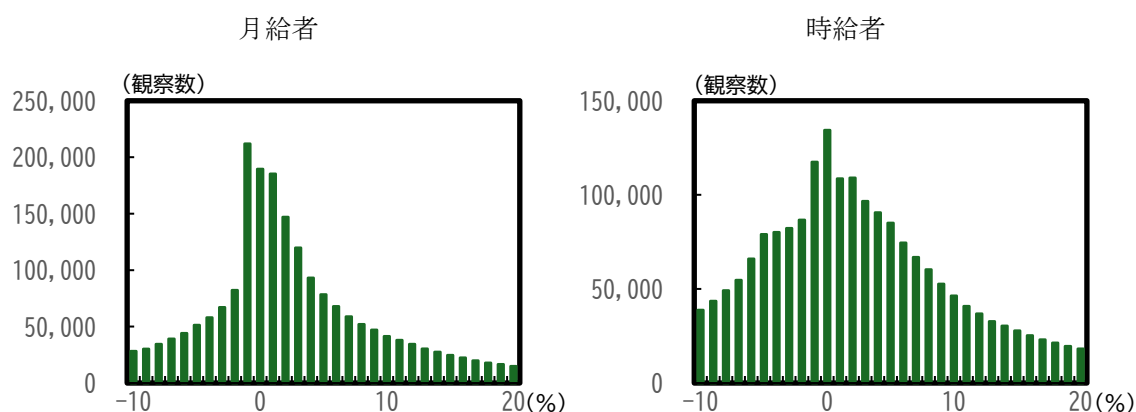
はじめに、月給者・時給者別の上昇率のデータについて、現金給与総額・賃金の前年同月比上昇率を-10~20%の範囲の分布形式にて確認する(図表4-1)。両項目を比較対象としているのは、月給者・時給者のいずれにおいてもデータを取得でき、かつ残業代と賞与を含む給与全体を捕捉できる現金給与総額と、労働時間による変動が取り除かれた時給の変化の基調となる賃金<sup>10</sup>の両方を比較することで、異なる分布を観察することが期待されるためである。現金給与総額の分布においては、時給者と比べて月給者の分布において0を中心として一定程度の非対称性がみられる。一方、賃金の分布においては、時給者で非対称性が顕著にみられるが、月給者ではあまりみられない。1990年代のデータを用いた先行研究(Kuroda & Yamamoto, 2003a, 2003b)では、正規雇用の労働者(月給者)と時給者の間における賃金の伸び率の分布の非対称性を分析しており、時給者(女性)の賃金の下方硬直性が顕著である一方、正規雇用の労働者(男女ともに)の月給や年収の下方硬直性は限定的であり、正規雇用の労働者サンプルのうち約1/4が月給や年収の減少を経験していたことを示している。ペイロール社データからも先行研究と整合的な実態があることが示唆される。

<sup>10</sup> 月給者の賃金は、所定内給与を分子、所定内労働時間を分母として求める。図表2-1を参照。

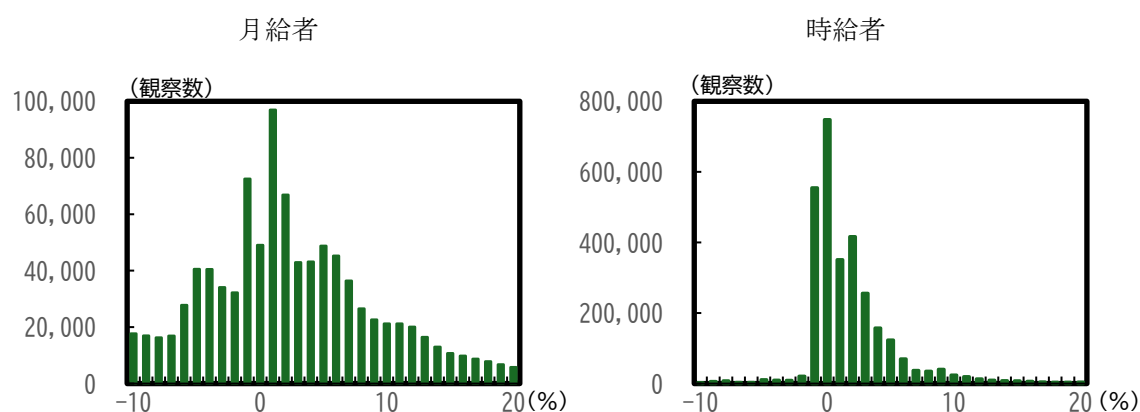
また、分布の要約統計量をみると、現金給与総額については、上昇率の中央値は月給者が時給者よりも大きく、負の値の割合は時給者の方が大きい。一方で、賃金については、上昇率は時給者と比較して月給者の方が四分位数や標準偏差からみてもばらつきが大きく、負の値の割合からは賃金が低下している時給者の割合が少ないことがわかる。

図表 4 - 1 労働者種別の現金給与総額・賃金の上昇率の分布と要約統計量

(a) 現金給与総額



(b) 賃金



(備考) ペイロール社データにより作成。X軸は上昇率を、Y軸は観察数を示す。なお、例えばX軸の「-10」は、「-10%を超えて-9%以下」の範囲を指す。

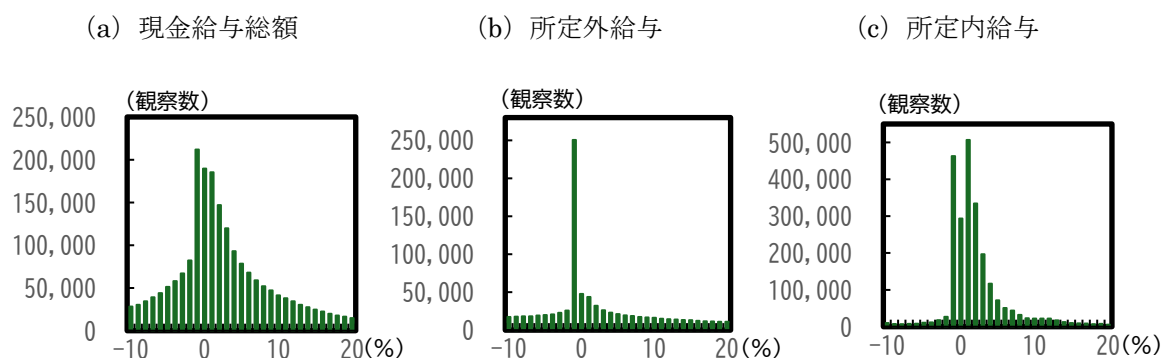
(c) 要約統計量

	労働者種別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
現金給与総額	月給者	-2.29	1.69	8.16	2.96	9.65	3.26	0.34	3,176,357
	時給者	-6.57	1.5	10.98	3.04	17.69	5.83	0.43	4,800,654
賃金	月給者	-3.15	1.86	7.54	2.49	7.72	3.1	0.34	3,176,357
	時給者	0.19	1.29	3.24	1.95	2.06	1.06	0.09	4,800,654

(備考) 平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

月給者が時給者と比べて、現金給与総額の下方向硬直性が観察される背景には、下方向硬直性の存在が指摘される所定内給与と、残業代を含むために調整が行われやすく下方向硬直性が限定的である所定外給与の両方の動きを含むためである。そこで、実際に月給者における給与項目別の上昇率をみると、残業代や賞与を含む現金給与総額では低下している労働者の割合が多い一方で、残業代や賞与を含まない所定内給与では、低下している労働者は非常に少ない（図表4-2）。なお、所定外給与では、上昇率-1%を超えて0%以下に大きなスパイクが観察されるものの、所定内給与ほど非対称性が顕著にはみられない。こうした背景には、1990年代にかけて、日本では終身雇用契約を前提とした給与体系に起因する名目賃金の下方向硬直性の存在が指摘されてきた（Kimura & Ueda (2001), Kuroda & Yamamoto (2005)）。企業側は正規雇用の労働者の所定外労働時間を調整することで雇用の安定化を図っていた（Kimura & Ueda(2001)）とされており、分布及び要約統計量より、ペイロール社データからも企業が所定内給与ではなく、所定外労働時間や賞与において下方調整を行っている実態があることが示唆される。

図表4-2 給与項目別の上昇率の分布と要約統計量（月給者）



（備考）ペイロール社データにより作成。X軸は上昇率を、Y軸は観察数を示す。なお、例えばX軸の「-10」は、「-10%を超えて-9%以下」の範囲を指す。

(d) 要約統計量

労働者種別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
現金給与総額	-2.29	1.69	8.16	2.96	9.65	3.26	0.34	3,176,357
所定外給与	-21.36	0	31.17	13.72	60.99	4.44	0.42	3,176,357
所定内給与	0	1.57	3.5	2.34	2.82	1.2	0.09	3,176,357

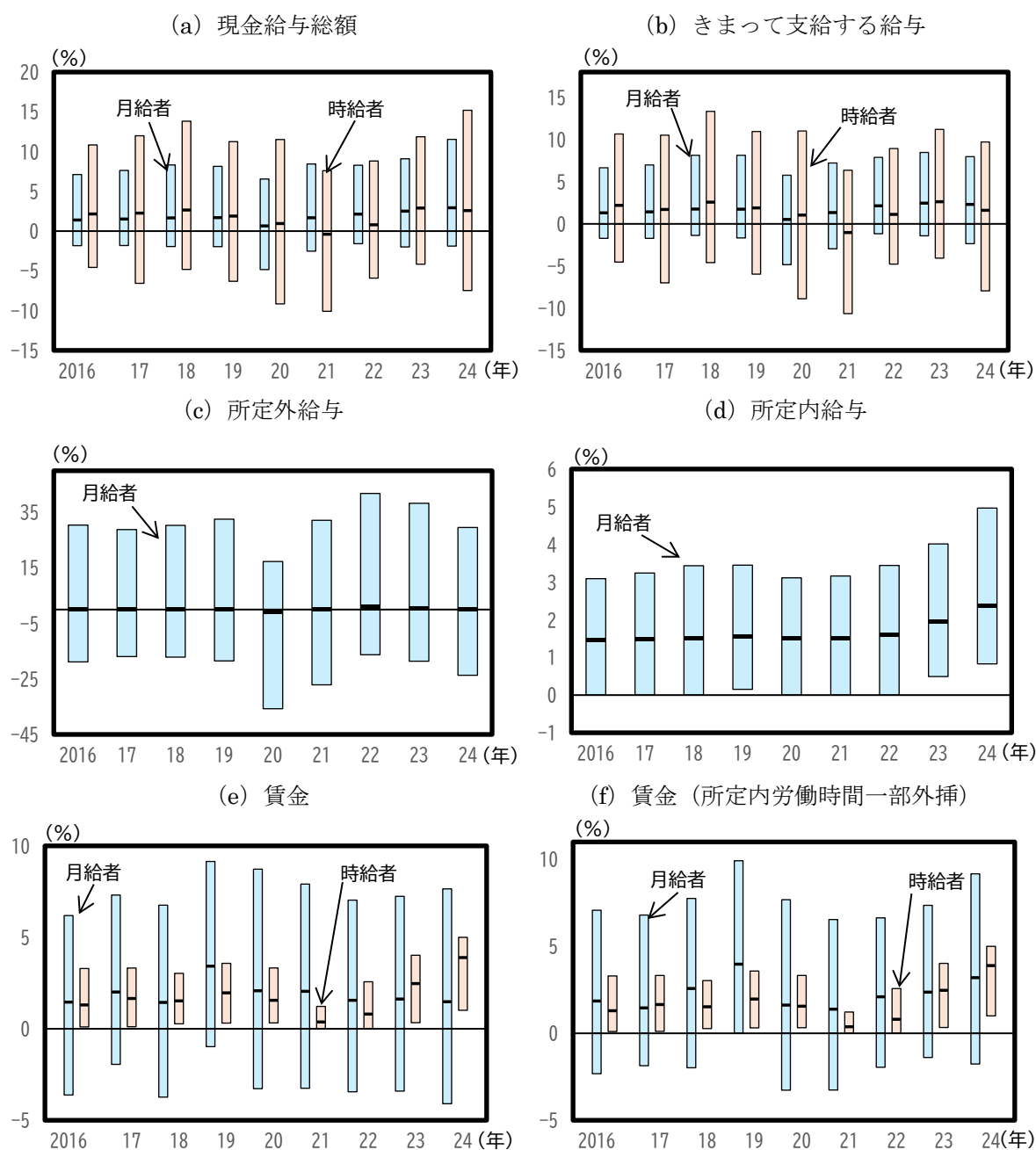
（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

## (2) 経年別及び年齢階級別にみた給与・賃金上昇率の分布の違い

まず、給与項目別の観点より、給与・賃金上昇率の分布についてみていく。

月給者の所定内給与では下位四分位点においてもデータ期間を通じて正の値を維持しており、比較的安定した上昇傾向の推移がみられる（図表4-3）。なお、新型コロナによる影響時期である2020年をみると所定外給与において他の給与項目や賃金よりも分布の下

図表4-3 労働者種別でみた給与・賃金上昇率分布の年次推移



(備考) X軸は年を、Y軸は同一労働者単位で算出した給与・賃金の各項目の前年同月上昇率を、箱の上端・下端は75%タイル値・25%タイル値を、箱中横線は中央値を示す。

方シフトが顕著にみられるが、これは前節でみられたように企業側では景気後退時に所定外給与の下方調整を行っていることが背景にあると考えられる。時給者の賃金は、下位四分位点においてもコロナ禍を除き安定した上昇傾向がみられる一方、月給者の賃金をみると、データ期間中を通じて上昇した労働者と減少を経験した労働者が存在している。

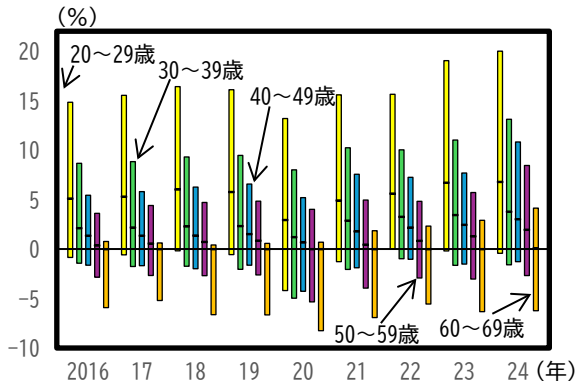
さらに、年齢別で月給者をみると、データ期間を通じて、いずれの給与項目においても上昇率の25~75%タイル分布は若年の月給者の方が中高年月給者と比較して高い上昇率で推移しており、年齢の高い月給者ほど上昇率は低いことがわかる（図表4-4）。特に所定内給与をみると、39歳以下の月給者は、2017年以降上昇率分布の下位四分位点において常に約1%以上の正の上昇率を維持しており、これらの比較的年齢の低い月給者においては継続的な給与水準の上昇が確認できる。一方、所定内給与以外のいずれの給与・賃金項目においても、一部の年齢階級を除きデータ期間の大半で、減少を経験した労働者が存在していることが分かる。

これらの分析結果は、先行研究における労働者の年齢別の賃金プロファイルの平坦化の指摘と整合的であり、そのような事例を裏付ける結果となった。また、Kimura et al. (2022)において、2010年以降の企業特種的な人的資本投資の効果の低下を示唆していたが、ペイロール社データから、企業の人的資本投資を把握することは難しいことから、本分析において人的資本投資と関連付けての分析を行うことはできないものの、企業側が特に所定内給与において、若年月給者の水準引上げを行う一方、中高年月給者の勤続年数の増加に応じた水準の引上げの抑制を行っている実態が確認された。

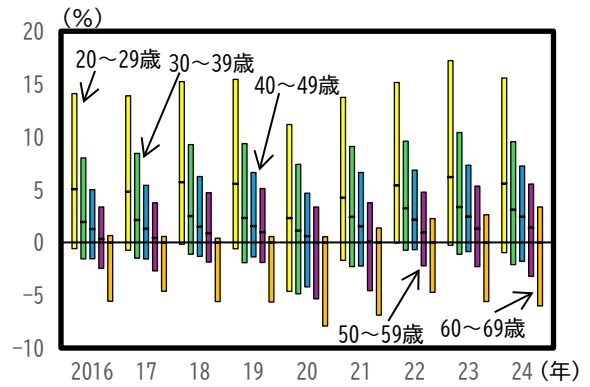
なお、この他の男女別、業種別による違いについては、Appendix 3にて整理している。

図表4-4 年齢別でみた給与・賃金上昇率分布の年次推移（月給者）

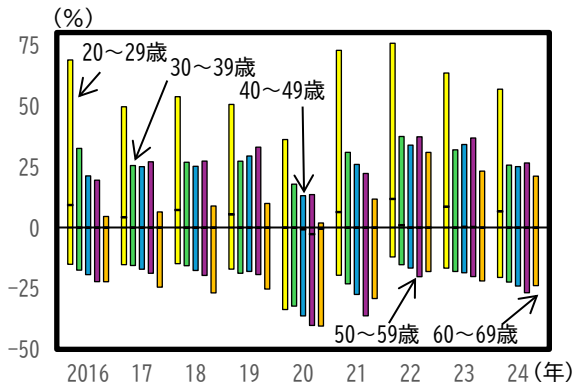
(a) 現金給与総額



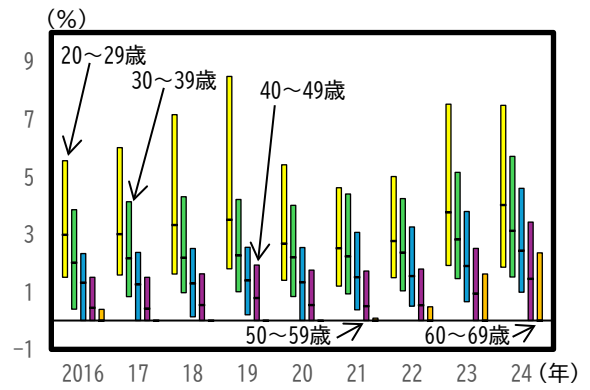
(b) きまって支給する給与



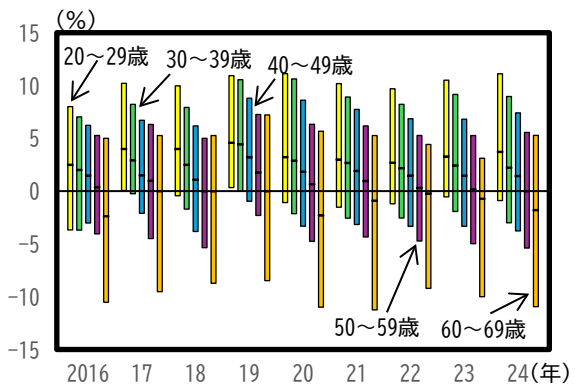
(c) 所定外給与



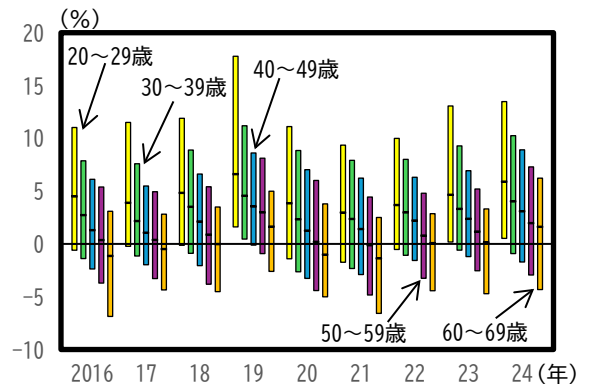
(d) 所定内給与



(e) 賃金



(f) 賃金（所定内労働時間一部外挿）



(備考) ペイロール社データにより作成。

## (g) 同一労働者の給与項目別、年齢別前年同月比上昇率の要約統計量

	月給者の年齢 グループ別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
現金給与 総額	20～29	-0.95	5.35	15.96	7.88	13.58	1.72	0.28	555,777
	30～39	-2.06	2.56	9.61	3.8	10.09	2.65	0.32	848,320
	40～49	-1.92	1.62	6.73	2.45	8.14	3.32	0.33	905,308
	50～59	-3.27	0.71	4.93	0.89	8.02	9	0.39	710,910
	60～69	-6.48	0	1.73	-3.44	11.37	-3.30	0.43	123,021

	月給者の年齢 グループ別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
所定外 給与	20～29	-18.19	5.85	57.67	30.99	80.81	2.61	0.4	555,777
	30～39	-19.71	0	28.24	9.94	48.54	4.88	0.42	848,320
	40～49	-21.53	0	25.5	10.56	56.95	5.39	0.43	905,308
	50～59	-24.98	0	27.09	12.84	68.7	5.35	0.44	710,910
	60～69	-25.27	0	13.51	5.18	59.37	11.47	0.42	123,021

	月給者の年齢 グループ別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
所定内 給与	20～29	1.57	2.99	6.26	4.37	4.05	0.93	0.04	555,777
	30～39	0.99	2.29	4.36	3.15	3.14	1	0.06	848,320
	40～49	0.27	1.47	2.99	2.06	2.33	1.13	0.07	905,308
	50～59	0	0.68	1.91	0.91	2.1	2.3	0.15	710,910
	60～69	0	0	0.21	-2.55	7.92	-3.11	0.23	123,021

	月給者の年齢 グループ別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
賞金	20～29	-0.76	3.5	10.21	4.54	7.99	1.76	0.27	555,777
	30～39	-2.04	2.67	8.87	3.69	7.98	2.16	0.31	848,320
	40～49	-3.10	1.58	7.18	2.45	7.34	2.99	0.34	905,308
	50～59	-4.59	0.59	5.86	0.79	7.27	9.23	0.4	710,910
	60～69	-9.87	-0.21	5.26	-2.76	11.39	-4.13	0.51	123,021

(備考) いずれの給与・賞金項目においても、平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。なお、観測数は年齢グループ別の全てのデータ期間年の合計値。

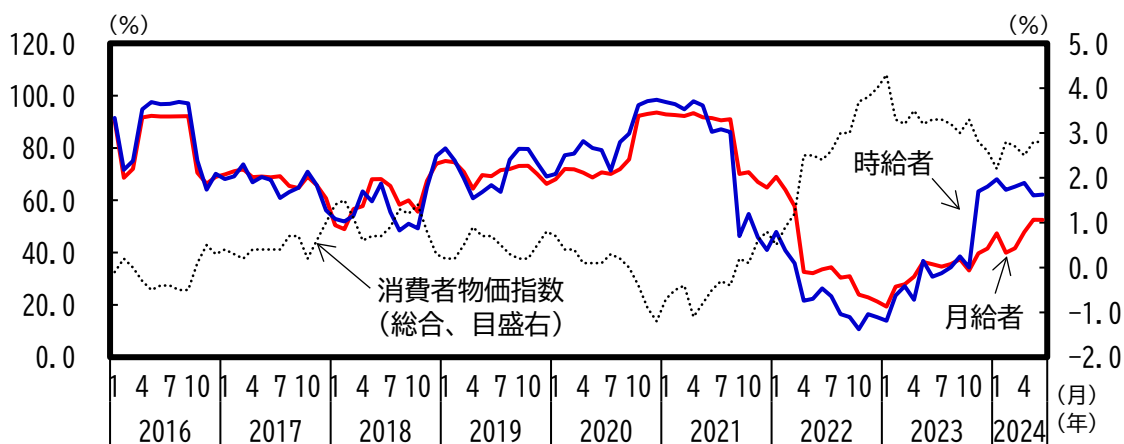
### (3) 月給者・時給者別にみた実質賃金の伸びがプラスの割合の推移

これまで、労働者種別や年齢別で各給与・賃金項目別に分布を観察してきたが、これらはサンプルから集計される実際の給与支払のデータ、すなわち名目の給与・賃金より求めた上昇率を用いている。以下では名目値に加えて実質賃金の伸び（＝賃金上昇率（前年同月比）－消費者物価指数（総合）（前年同月比））がプラスであった者の割合の動向についてもみていきたい。

はじめに、月給者の所定内給与と時給者の賃金の推移について観察する（図表4－5）。基本給や時間外を除いた手当を含む通常の勤務時間に対して支払われる所定内給与と、労働時間による変動が取り除かれた賃金は、それぞれ月給者のベースアップや時給者の最低賃金引上げの影響を反映する基本的な労働対価を示し、労働市場における給与・賃金体系の実勢を分析するのに適当な指標と考えられる。グラフの見方として、例えば2024年6月の数値をみると、月給者の実質賃金の伸びがプラスであった割合は約50%、時給者の割合は約60%、消費者物価上昇率（総合、右目盛）は3.0%であり、データ期間において比較的高水準の物価上昇が生じている中でも、物価上昇以上の賃上げを実感している月給者や時給者が約半数以上存在することを示している。データ期間の始期である2016年からコロナ禍までは、実質賃金がプラスであった者の割合は、月給者と時給者のいずれも2018年頃まで低下し、その後上昇、2021年中の物価上昇に伴い低下するという同様の推移がみられる。2021年中頃以降では、月給者の割合は時給者を上回って推移しているものの、2023年末から2024年にかけては時給者より低位で推移している。もっとも、月給者と時給者のいずれも、2021年以降は、コロナ禍前半である2020年の割合まで戻っていない。この背景として、消費者物価指数（総合）の動向のとおり、コロナ禍以降に物価が大きく上昇していることから、月給者も時給者も実質賃金の上昇割合が減少していることが分かる。

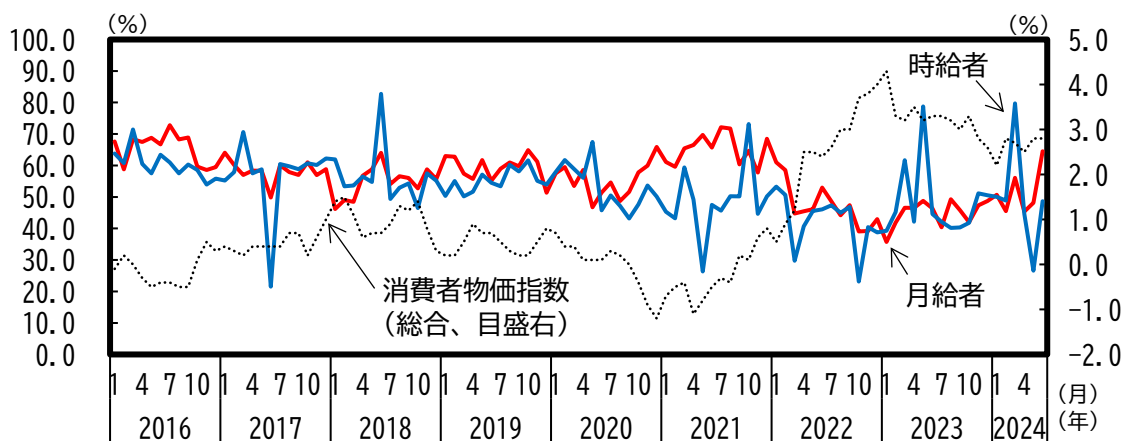
次に、ベースとなる所定内給与や賃金に対して、残業代や賞与を含めた給与全体を示す現金給与総額の推移について観察する（図表4－6）。全体として時給者のブレが大きいものの、所定内給与と賃金の動向と同様に、コロナ禍までは整合的な推移が観察される。2020年中頃から2021年末にかけて、月給者が時給者を上回る推移がみられるが、それ以降は似たような推移となっている。もっとも、年を経るごとに月給者と時給者のいずれも割合自体が緩やかに下がっているが、所定内給与と賃金の状況とは異なり、物価の上昇を受けて大きく下がっているという状況ではない点には留意が必要である。これらの背景として、2022年中頃以降の物価上昇の局面にあっても、残業代や賞与の調整によって現金給与総額の大幅な下落とはならなかったことが推察される。

図表4-5 労働者種別にみた実質賃金の伸びがプラスの割合（所定内給与・賃金）



- (備考) 1. 月給者及び時給者のサンプルのうち、各年においてs年t月とs-1年t月の両方に存在するサンプルに限定し、サンプルごとに所定内給与・賃金の前年同月比を算出し、各年各月の消費者物価指数(総合)の前年同月比よりも高い割合を算出したもの。  
 2. 2024年6月の月給者のサンプル数は25,041で、時給者は29,218である。

図表4-6 労働者種別にみた実質賃金の伸びがプラスの割合（現金給与総額）



- (備考) 1. 月給者及び時給者のサンプルのうち、各年においてs年t月とs-1年t月の両方に存在するサンプルに限定し、サンプルごとに現金給与総額の前年同月比を算出し、各年各月の消費者物価指数(総合)の前年同月比よりも高い割合を算出したもの。  
 2. 2024年6月の月給者のサンプル数は25,416で、時給者は28,741である。

## 5. 同一労働者の給与・賃金のばらつきの状況

前章までの分析より、給与・賃金上昇率の動向や分布の推移から、月給者の所定内給与や時給者の賃金においては、データ期間を通じて比較的安定した上昇傾向の推移が確認され、月給者・時給者の持続的な賃上げ傾向にあると解釈できる。

本章では、さらにそうした全体の賃上げ傾向が月給者・時給者における給与・賃金のばらつきの解消につながっているのかを分析する。第1節において、月給者の所定内給与と時給者の賃金を対象として、水準差の分布推移を観察し、第2節においては、月給者・時給者の初期の所定内給与・賃金でグループ分けをした上で、グループごとの上昇率の推移を確認した。続く第3節においては、水準に応じた給与・賃金の上昇率の関係の分析を行い、賃上げ傾向が格差の解消につながる方向で生じているのかを分析した。本章の分析を概括すると、賃上げは格差縮小方向で生じているものの、パーセンタイルの水準差が縮小するほどではない可能性が示唆された。

### (1) 同一労働者の所定内給与・賃金のばらつきの経年変化

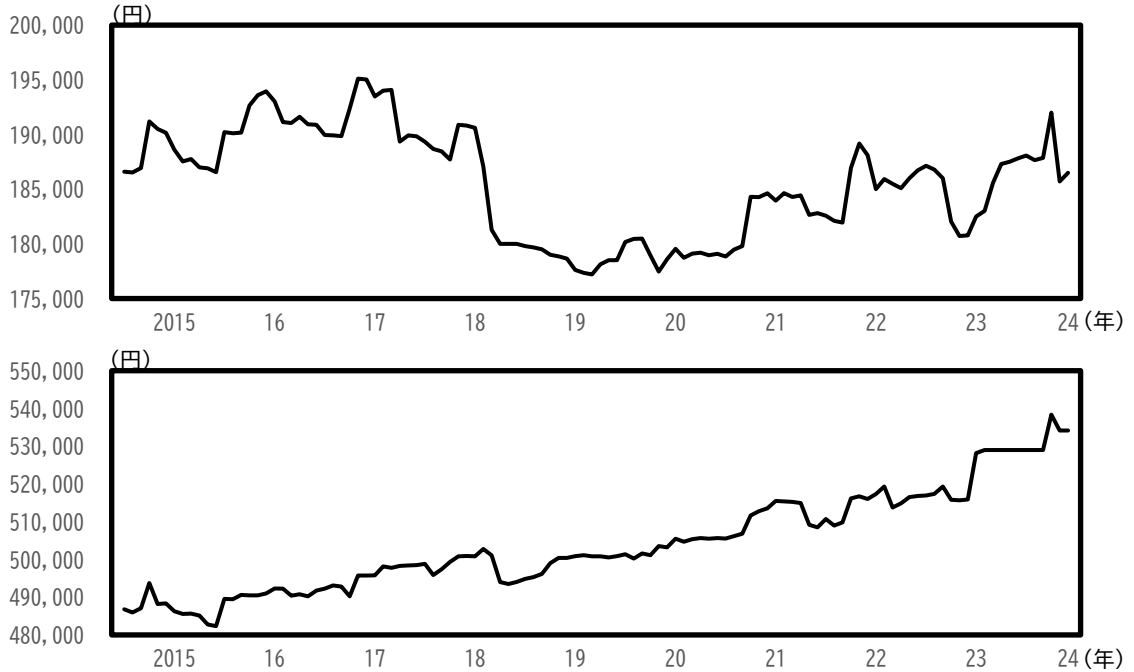
はじめに、月給者の所定内給与と時給者の賃金について、年月ごとに各々の水準の75%タイルと25%タイルの水準差、5%タイルと95%タイルの水準差の推移を示した(図表5-1、図表5-2)。

月給者では、所定内給与の25%タイルと75%タイルの水準差は2019~2021年の間に縮小する推移があったもののそれ以降、拡大傾向に転じている。また、データ期間の中では17万5千円から19万5千円の範囲で推移しており、その差は安定的である。一方で、5%タイルと95%タイルの水準差はデータ期間を通じて拡大傾向で推移している。

時給者では、賃金の25%タイルと75%タイルの水準格差は2019年以降おおむね横ばいで推移しており、5%タイルと95%タイルの水準格差でも2015年以降縮小しているが、2018年を底としてそれ以降はおおむね横ばいで推移し、必ずしも水準差が縮小しているわけではない。

図表 5 - 1 所定内給与の水準差の推移（月給者）

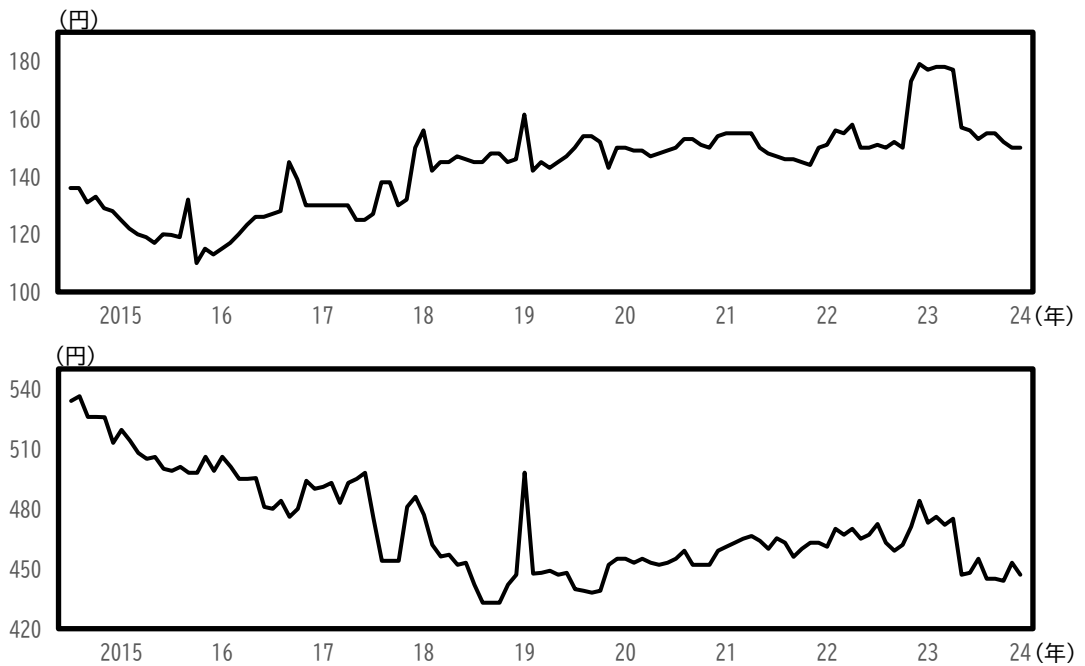
（上図：25%及び75%タイルの水準差、下図：5%及び95%タイルの水準差）



（備考）ペイロール社データにより作成。

図表 5 - 2 賃金の水準差の推移（時給者）

（上図：25%及び75%タイルの水準差、下図：5%及び95%タイルの水準差）



（備考）ペイロール社データにより作成。

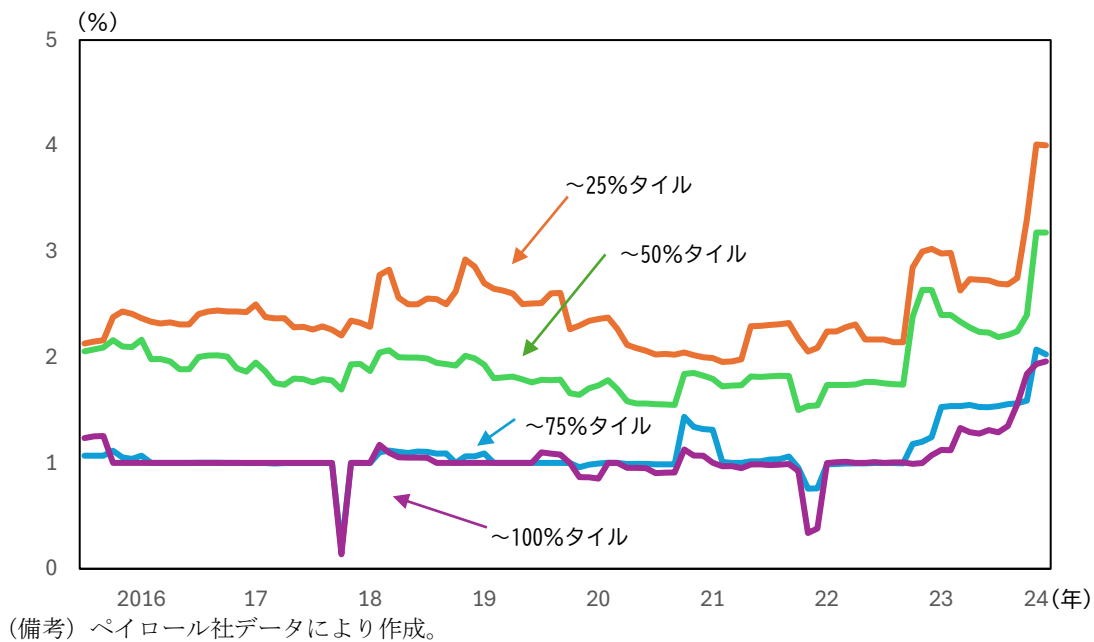
## (2) 労働者別のデータ期間当初の給与・賃金水準別の上昇率の推移

前節では、月給者の所定内給与や時給者の賃金について、データ期間における格差の水準の推移について確認したが、もともとの給与・賃金の水準が高い労働者において高い賃金上昇がみられ、もともとの給与・賃金の水準が低い労働者において賃金上昇率が低い場合、労働者間の給与・賃金の水準格差が拡大する結果につながりうる。

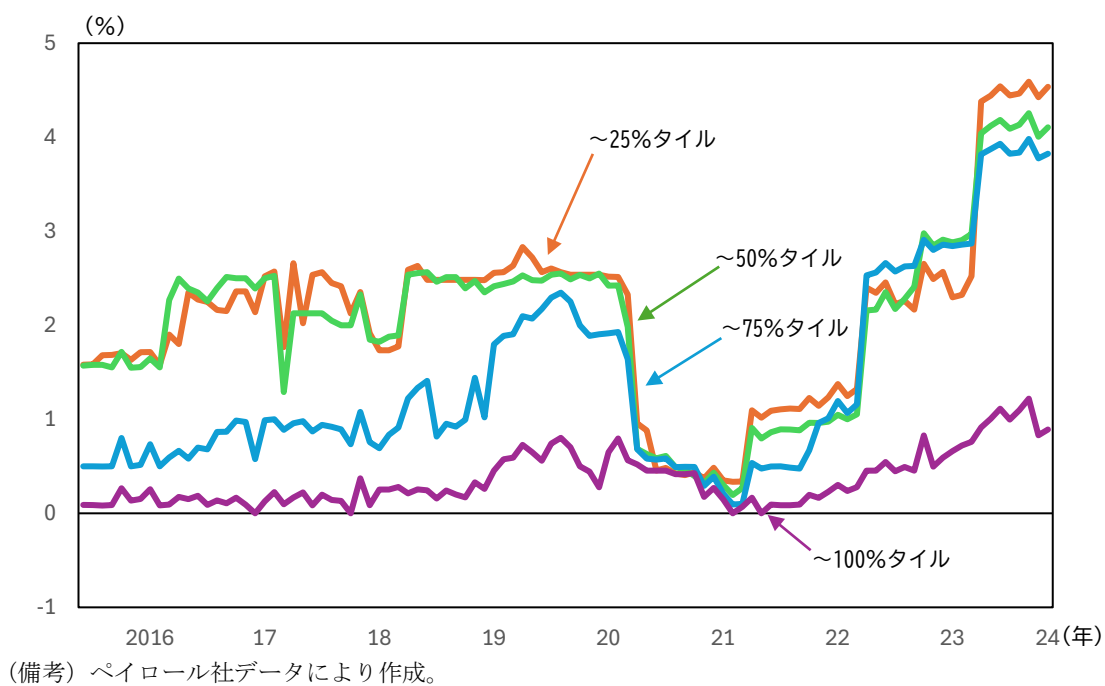
そこで、本節では、各労働者においてデータ期間中の観察可能な最も早い時点における、給与や賃金水準（以降、月給者では初期所定内給与、時給者では初期賃金と記載する）を四分位で分割し、その四分位グループごとに給与・賃金の上昇率の年月推移を分析した結果を確認する。

月給者をみると、データ期間当初の所定内給与が低い月給者グループの方が、所定内給与が高い月給者グループより所定内給与の上昇率は高く推移している（図表5-3）。また、時給者をみると、2021年前後を除き、データ期間当初の賃金が低い時給者グループの方が、賃金が高い時給者グループと比べると上昇率が高い推移がみられ、特に2022年以降は初期賃金が75%タイル以下のグループで同程度の賃金上昇率を維持する傾向がみられる（図表5-4）。以上より、格差を縮小方向に寄与する傾向がみられるものの、前述のとおりパーセンタイルの水準格差自体は依然として存在している点には留意が必要である。

図表5-3 初期所定内給与水準グループごとの上昇率の推移（月給者）



図表5-4 初期賃金水準グループごとの上昇率の推移（時給者）



### (3) 所定内給与・賃金の水準と上昇率の関係

ここでは、全期間のデータを用いて、月給者の所定内給与水準、時給者の賃金水準及び各々の労働者単位の上昇率を用いて局所線形回帰を行った<sup>11,12,13</sup>。サンプルより上下5パーセントを除いた所定内給与とその上昇率を抽出し、所定内給与の水準に対してどの程度の上昇率が観察されたかをプロットしている。なお、X軸の点線は、左より5、10、50、90、95パーセントタイルの所定内給与の水準を示している。

月給者においては、U字型の関係を示しており、40～50万円の所定内給与水準にかけては所定内給与水準の低い月給者の方がその上昇率が高いものの、50万円以上の水準においては水準が高いほど上昇率も高い傾向がみられる(図表5-5)。月給者の所定内給与水準のうち、50万円を中間層とみなすと、低位層から中間層にかけては格差縮小する方向性である一方で、中間層から高位層にかけては所定内給与の額が大きくなるにつれて上昇率は上がり、格差は拡大していることが推察される。

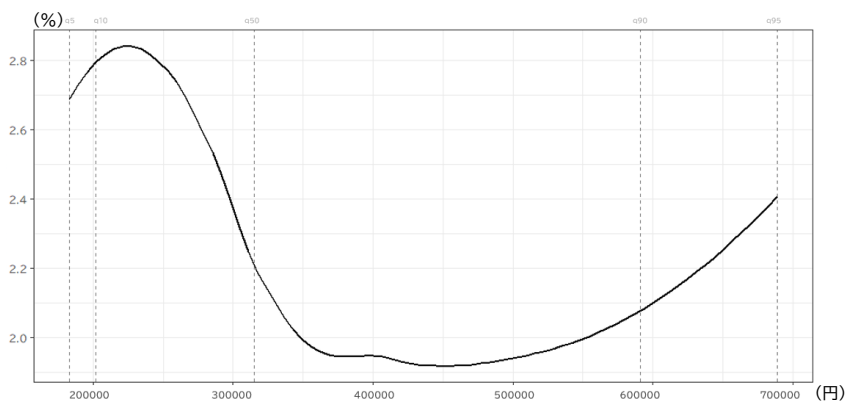
次に、月給者の年齢グループ別に所定内給与水準とその上昇率の関係性をみる(図表5-6)。20～29歳の年齢層においては、所定内給与水準が50万円ほどまでは水準が低い月給者の方がその上昇率が高くなるものの、50万円をボトムにそれ以降は大きく上昇率が高まっている。30～69歳の年齢層においては、50万円ほどまでは横ばいに推移する一方で、50万円の水準以上では、緩やかに上昇率が高い傾向がみられる。また、全体として、所定内給与水準が低くても、高くても、年齢が低ければ所定内給与の上昇率が高く、年齢が高ければ所定内給与水準の上昇率が低いことが示され、所定内給与水準の高低に関わらず若いうちは上昇して中高年になるとほぼ横ばいになる賃金カーブが背景にあることが示唆される。

<sup>11</sup> 月給者、時給者、各々において、年齢グループ、性別の組み合わせで10%の層別ランダムサンプリングを行ったデータセットを用いた。

<sup>12</sup> なお、極端な値の影響を除いた関係性を抽出するため、水準、上昇率、各々について5%タイル未満、95%タイルより大きな値は外れ値として除外する処理を行った。

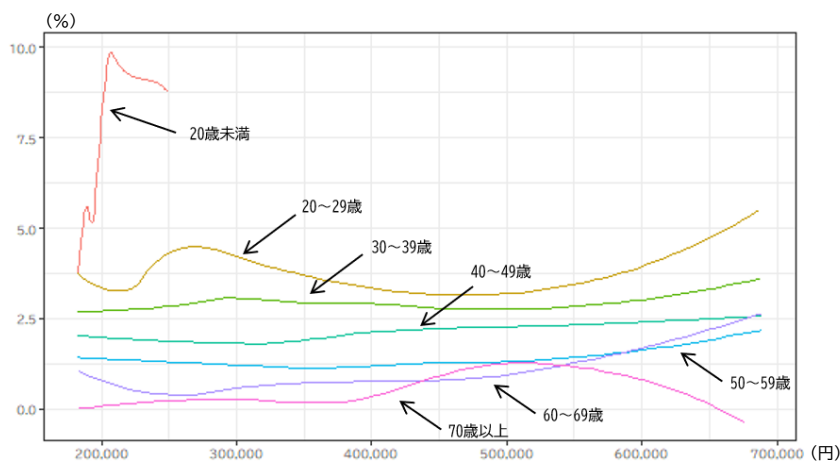
<sup>13</sup> 本データにおいては、労働者種別の判別において、月給者に役員階級の労働者が含まれている可能性を完全に除くことはできていない。そのため、所定内給与に役員報酬に類する支払等が含まれている可能性があることには留意が必要。また、本データの労働市場全体の代表制という観点からも本稿で見られる観察事実が、労働市場全体に一般化可能かという点についても留意が必要。

図表 5-5 所定内給与水準と上昇率の関係（月給者）



（備考）ペイロール社データにより作成。X 軸は所定内給与を、Y 軸は所定内給与上昇率を示す。

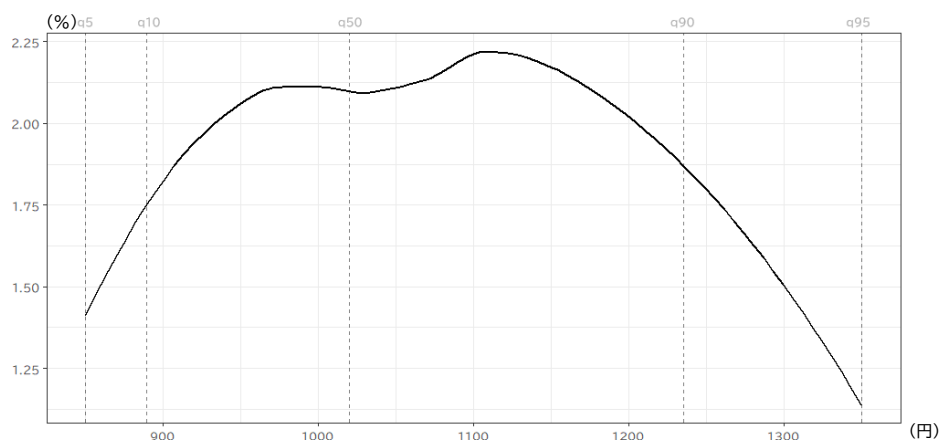
図表 5-6 年齢グループ別の所定内給与水準と上昇率の関係（月給者）



（備考）ペイロール社データにより作成。X 軸は所定内給与を、Y 軸は所定内給与上昇率を示す。

一方、時給者においては、逆 U 字型の関係性を示しており、1,100 円の賃金水準にかけては賃金水準があがるにつれてその上昇率も高い傾向がみられるものの、1,100 円以上の賃金水準においては賃金水準が高い時給者は賃金上昇率が低くなることわかる（図表 5-7）。時給者の上位分布においては賃金の上昇率が抑えられていることから格差を縮小する方向での賃上げが生じている可能性がある。ただし、下位分布については、賃金水準が低いサンプルの賃金上昇率が低いことをそのまま示すわけではなく、各年をプールしたデータであることにより、以前の最低賃金引上げ幅が小さかった時期のサンプルが集中していると考えられる。

図表5-7 賃金水準と上昇率の関係（時給者）



(備考) ペイロール社データにより作成。X軸は賃金を、Y軸は賃金上昇率を示す。

## 6. まとめ

本稿では、都竹他（2024）等で行った、給与計算代行サービスデータを経済動向分析や政策の効果分析に活用する上での課題や対処方法に関する議論をさらに発展させて、ペイロール社データを用いて我が国の労働の実態をより精緻に的確に把握すべく、給与・賃金について様々な角度から分析を行った。

第一に、同一労働者の給与・賃金上昇率について、構成バイアスを除いた上で、月給者・時給者別で分析を実施した。データ期間を通じた分布の推移を確認したところ、月給者の所定内給与や時給者の賃金においては、総じて比較的安定した上昇傾向の推移が確認され、月給者や時給者の持続的な賃上げ傾向にあると解釈できる結果となった。

第二に、労働者個人の給与・賃金上昇の実態を明らかにするため、給与・賃金上昇率の分布の違いについて分析を行った。月給者の現金給与総額の分布は、時給者と比べ非対称性がみられる一方、賃金に直すと時給者の非対称性が顕著となった。また、月給者のデータを給与項目別にみると、企業が所定内給与ではなく、所定外労働時間や賞与において下方調整を行っている実態が示唆された。

第三に、月給者の年齢階級別及び所定内給与水準別に所定内給与水準の上昇率をみると、所定内給与水準が低くても、高くても、年齢が低ければ所定内給与の上昇率が高く、年齢が高ければ所定内給与水準の上昇率が低いことが示された。また、所定内給与水準の高低に関わらず若いうちは上昇して中高年になるとほぼ横ばいになる賃金カーブが背景にあることが示唆された。なお、賃上げは格差縮小方向で生じているが、パーセンタイルの水準差が縮小するほどではない可能性が示されている。

以上を踏まえて、給与計算代行サービスデータは、サンプル企業の属性に偏りが生じる点、サンプル企業内における給与支払の仕様の変更の影響を受け得る点等の課題が改めて浮かび上がったものの、本分析ではパネルデータである特徴を活かし、これまで「毎月勤労統計調査」等の集計値で課題として挙げられていた構成バイアスを除いた同一労働者の賃金上昇率の実態を追うことができ、一定程度賃金は上昇している状況を観察することができた。また、年齢別、性別等の属性別の具体的な情報を利活用することで、必要な政策を行う際に対象を絞ったよりきめ細やかなアプローチが可能となり得る。

本事業を通じて給与計算代行サービスデータのその課題と有用性が明らかになった。今後、同データが経済動向分析や政策の効果分析等に一層活用されることを期待したい。

## 補論 時給者の年間課税所得の分布について

内閣府（2025）では、ペイロール社データを用いて、パート・アルバイト<sup>14</sup>で働く女性労働者（25～60歳）の2022年の年収分布を確認すると、本来制度的には「壁」にならない年収103万円を境に「年収の壁」が生じていることが示された。本稿では、令和7年度税制改正における個人所得課税の見直しを踏まえて、改正前後の2024年と2025年のデータを比較し、制度改正による影響を確認した<sup>15</sup>。結論として、103万円付近の「年収の壁」は未だ観察されるものの、歪度（分布の非対称性）に有意な変化があり、103万円を超えて働く女性が増えたことが示唆された。ただし、本データの限界として、大企業のサンプルが中心であること、配偶関係の情報がないため性別・年齢の切り分けに留まっていることがあり、そのため結果を解釈する際には留意する必要がある。以下では、令和7年度税制改正のうち「年収の壁」に関連する見直し内容について概略を述べ、その後分析結果を詳述する。

いわゆる「年収の壁」とは、手取り収入が減らないように年収を抑えようと意識する金額のボーダーラインであり<sup>16</sup>、主に税金に関わる「壁」、社会保険に関わる「壁」、配偶者手当に関わる「壁」の3つがあると言われている。令和7年3月31日の参院本会議で可決、成立した令和7年度税制改正のうち、本分析で主な対象となるパート・アルバイトの就業行動に影響を及ぼし得るものとして、個人所得課税の「基礎控除」や「給与所得控除」に関する見直しが行われた<sup>17</sup>。基礎控除額については、年収<sup>18</sup>が200万3,999円以下である時、改正前後で48万円から95万円に、また、給与所得控除額については、年収が162万5,000円以下である時、改正前後で55万円から65万円に引き上げられた。これに伴い、本稿では、所得税が発生する年収の103万円<sup>19</sup>から160万円への引上げ及び配偶者特別控除が満額受けられる収入の150万円から160万円への引上げを踏まえて、パート・アルバイトの就業行動及び「年収の壁」の変化について観察する。

それでは、実際に年収の分布をみってみる。2025年のパート・アルバイトの女性の年収分布について、1万円単位のグラフで観察すると、年収103万円未満の年収分布と年収103万円以上の年収分布の顕著な非対称が生じているとともに、160万円付近に壁はみられない（補図1）。2024年と比較すると、2025年の103万円付近での分布については、手前の領域では分布の比率が減り、超える領域では分布の比率が増しているように見える（補図2）。

<sup>14</sup> 給与計算代行サービスデータでは、給与形態が月給制か時給制かによって雇用者を月給者と時給者に分類している。内閣府（2025）及び補論の分析では時給者のデータを用いている。

<sup>15</sup> 本論では、「令和6年度『リアルタイムデータを活用した経済動向分析（給与計算代行サービスデータ活用）』」事業においてペイロール社より提供されたデータに基づく分析を行ったが、補論においては、「令和7年度『給与計算代行サービスデータを活用した調査研究』」事業において同社より提供されたデータを用いた分析である。

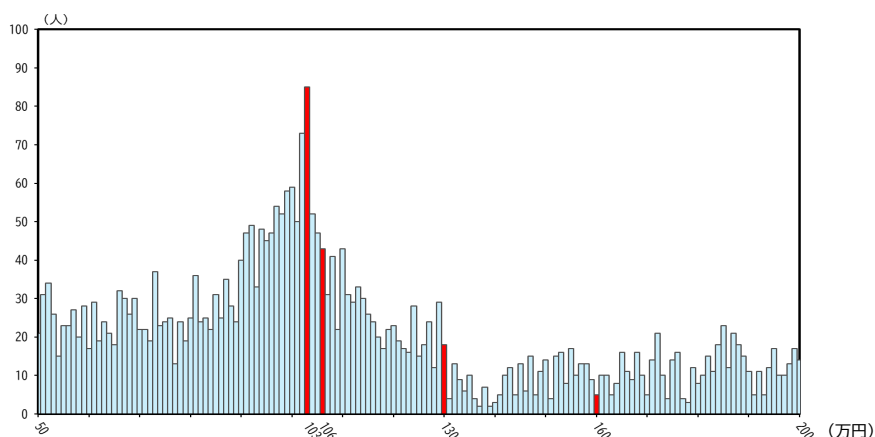
<sup>16</sup> 政府広報オンライン（2024）。

<sup>17</sup> 国税庁（2025）。

<sup>18</sup> 収入が給与だけの場合の収入金額。

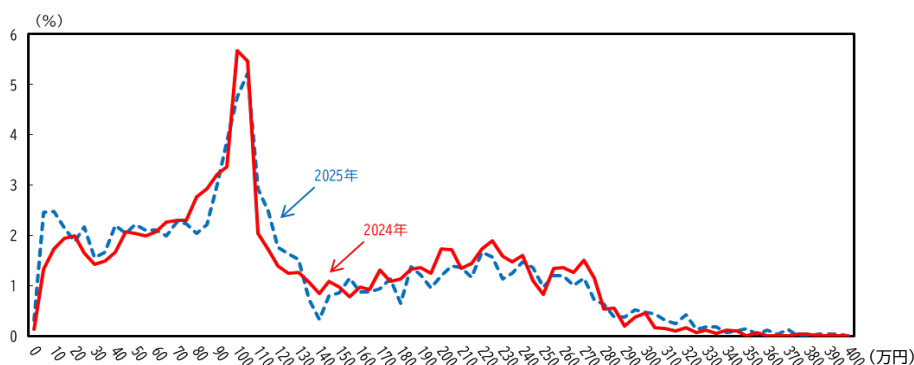
<sup>19</sup> ただし、所得税が段階的に賦課される閾値である103万円においては手取りの減少は生じず、実際に手取りが減少するのは社会保険の加入義務が発生する水準である106万円である点に留意。

補図1 年収分布（度数・女性・2025年）



（備考）2025年の1年間の課税支給額（通勤手当を含まず、社会保険料や税を控除する前の金額）の合計額の分布（ $n=4,561$ ）。全企業における2025年の女性の25～60歳のパート・アルバイト（時給者）で、2025年の1～12月のいずれかに在籍（休職含む）した記録のあるサンプルに限定。1万円単位。図中で赤い棒線は左から102万円以上103万円未満、105万円以上106万円未満、129万円以上130万円未満、159万円以上160万円未満を示す。

補図2 年収分布（比率・女性・2024年及び2025年）



（備考）2024年及び2025年の1年間の課税支給額（通勤手当を含まず、社会保険料や税を控除する前の金額）の合計額の分布（ $n=5,881$ （2024年）、 $n=5,787$ （2025年））。全企業における各年の女性の25～60歳のパート・アルバイト（時給者）で、各年の1～12月のいずれかに在籍（休職含む）した記録のあるサンプルに限定。5万円単位だが視認性の観点よりX軸は10万円単位で表示。

そのため、50万円以上150万円未満のサンプルに限定して、2024年と2025年の分布の歪度（分布の非対称性）と尖度（分布の尖り度）を比較した。2024年と比べて2025年の歪度、尖度ともに減少し、103万円付近に見られた集中が弱まるとともに、所得分布の非対称性が緩和される傾向が確認された。さらに、元データを繰り返し復元抽出して多数の疑似サンプルを作り、その分布から統計量の変動幅を評価する手法であるブートストラップ分析を実施したところ、尖度の差については統計的な有意性が確認できなかったものの、歪度の差については95%信頼区間が0未満となり、歪度に有意な変化があったことが確認された<sup>20</sup>（補表3）。

<sup>20</sup> 女性は歪度に有意な変化がみられたが、男性についても同様に分析したところ歪度も尖度も有意な変化はみられなかった。

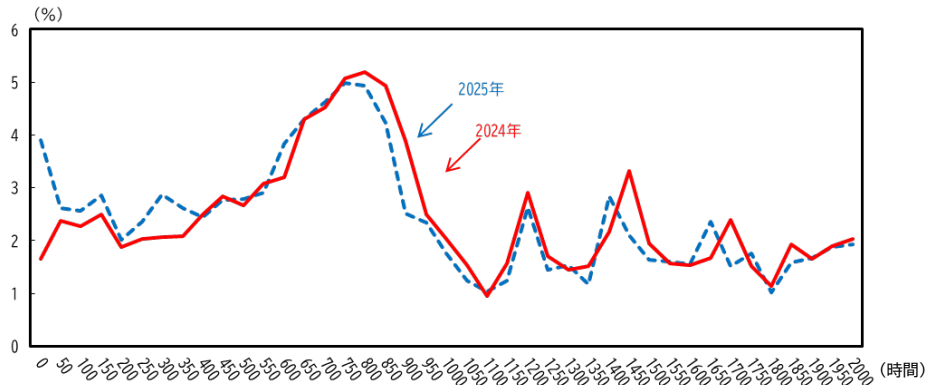
補表3 歪度及び尖度の有意差の検定

	2024年	2025年	差	標準誤差	z 値	p 値	95%信頼区間	
歪度	0.2169	0.0613	-0.1556	0.0409	-3.81	0.00	-0.2356	-0.0755
尖度	2.5646	2.4918	-0.0728	0.0628	-1.16	0.25	-0.1960	0.0503

(備考) 2024年から2025年への年収の分布形状の変化を統計的に評価するため、標準誤差、z 値、p 値、及び95%信頼区間については、歪度の差と尖度の差についてブートストラップ法により両分布のデータ (n=2,694 (2024年)、2,602 (2025年)) から1000回の復元抽出を行い算出した。

なお、年間労働時間の分布をみると、2024年と比べて2025年では750～850時間、1,400～1,500時間及び1,650～1,750時間付近の局所的な極大値がいずれも左側にずれているように見える(補図4)。この変化の背景として、労働供給の観点からは、就業調整を行う際に、最低賃金の引上げに伴う時給の上昇により、「壁」を意識した結果、2024年よりも短い年間労働時間を選択した労働者も一定程度いる可能性を示唆している。また、企業側においても、最低賃金引上げを含む人件費の上昇を踏まえ、労働時間の調整を通じて対応している動きが一部にみられる可能性がある。すなわち、個人所得課税が発生する年収が103万円から160万円に大きく引き上げられたことにより年収を増やしたい労働者が増加する一方、「壁」にあわせて労働時間を減少させる労働者も一定数存在する可能性があることの結果として、労働時間の減少と103万円付近の左右の分布差の変化という現象が同時に観察されたと解釈され得る。

補図4 年間労働時間分布(比率・女性・2024年及び2025年)



(備考) 2024年及び2025年の1年間の労働時間の分布 (n=5,662 (2024年)、n=5,787 (2025年))。全企業における各年の女性の25～60歳のパート・アルバイト(時給者)に限定。各年の1～12月のいずれかに在籍(休職含む)した記録のあるサンプルに限定。年間労働時間が0時間のサンプルは除外している。50時間刻み。

以上より、ペイロール社データを用いて、2024年及び2025年のパート・アルバイトの就業行動の変化について分析した。結論として、2025年においても、引き続き103万円付近に「壁」が存在した。こうした背景には、制度に対する理解が十分に浸透していない可能性等が考えられる。一方で、歪度(左右の分布差)については有意な変化があり、103万円を超えて働く女性が増え、制度による歪みが緩和されたことも示唆された。2025年においては、住民税や社会保険制度の制度改正も実施されており、本稿の執筆時である2026年以

降、これらの改正の影響が表れてくることに鑑みると、パート・アルバイトの就業行動については、引き続き慎重に注視していくことが求められる。

## Appendix 1 分析に用いたデータセットの特徴<sup>21</sup>

ここでは、データセットの記述統計について、業種別、従業員規模別、労働者種別の結果を確認する。

はじめに、データ利用にかかる許諾を得られた個別企業の 62 法人の構成をみると、「毎月勤労統計調査」<sup>22</sup>のもととなっている日本標準産業分類に基づき、12 産業のいずれかに分けられる（付表 1-1）。そのうち、「宿泊業、飲食サービス業」、「卸売業、小売業」、「製造業」の順で全体に占める割合が高く、これら 3 業種で半分以上を占めている。また、1,000 人以上の従業員規模の法人が全体の 4 分の 1 程度となっている。本稿における分析結果の解釈においては、業種の偏りが存在する点や法人規模が比較的大きい企業が多い点に留意する必要がある。

付表 1-1 業種別・従業員規模別でみた法人数の割合

業種別（毎月勤労統計大分類）	従業員規模別						合計
	5人未満	5～29人	30～99人	100～499人	500～999人	1,000人以上	
製造業（E）	1(1.6%)	2(3.2%)	1(1.6%)	3(4.8%)	1(1.6%)	2(3.2%)	10(16%)
情報通信業（G）	1(1.6%)	1(1.6%)	0(0%)	1(1.6%)	1(1.6%)	1(1.6%)	5(8.1%)
運輸業、郵便業（H）	0(0%)	0(0%)	2(3.2%)	0(0%)	2(3.2%)	0(0%)	4(6.5%)
卸売業、小売業（I）	3(4.8%)	2(3.2%)	1(1.6%)	3(4.8%)	1(1.6%)	2(3.2%)	12(19%)
金融業、保険業（J）	1(1.6%)	2(3.2%)	1(1.6%)	0(0%)	0(0%)	1(1.6%)	5(8.1%)
不動産業、物品賃貸業（K）	0(0%)	0(0%)	0(0%)	0(0%)	2(3.2%)	0(0%)	2(3.2%)
学術研究、専門・技術サービス業（L）	0(0%)	0(0%)	0(0%)	0(0%)	1(1.6%)	1(1.6%)	2(3.2%)
宿泊業、飲食サービス業（M）	0(0%)	2(3.2%)	7(11.3%)	1(1.6%)	0(0%)	3(4.8%)	13(21%)
生活関連サービス業、娯楽業（N）	0(0%)	0(0%)	0(0%)	0(0%)	0(0%)	2(3.2%)	2(3.2%)
教育、学習支援業（O）	1(1.6%)	0(0%)	0(0%)	0(0%)	0(0%)	1(1.6%)	2(3.2%)
公務（S）	0(0%)	0(0%)	0(0%)	1(1.6%)	0(0%)	1(1.6%)	2(3.2%)
サービス業（他に分類されないもの）（R）	0(0%)	0(0%)	0(0%)	2(3.2%)	1(1.6%)	0(0%)	3(4.8%)
合計	7(11%)	9(15%)	12(19%)	11(18%)	9(15%)	14(23%)	62(100%)

（備考）パイロール社データにより作成。

次に、労働者種別でみた労働者の構成割合（のべ数）をみると、観測期間を通じて、時給者が約 6 割、月給者が約 4 割を占める（付表 1-2）。これは、業種別の法人構成でみたところ、本サンプルにおいて「宿泊業、飲食サービス業」、「卸売業、小売業」の法人が多く、当該業種が時給者であるパート・アルバイト比率が比較的高いことから、時給者の割合が高くなっていることが背景にある<sup>23</sup>。

<sup>21</sup> 給与計算代行サービスデータに含まれている主なデータ項目やその観察頻度の一覧は、都竹他（2024）を参照。

<sup>22</sup> なお、厚生労働省 HP によると、「毎月勤労統計調査全国調査」は、日本標準産業分類に基づく 16 大産業に属する常用労働者 5 人以上の事業所を対象とした調査である。

<sup>23</sup> 都竹他（2024）

付表 1 - 2 労働者種別でみた労働者の構成割合 (2015~2024 年)

労働者種別	年									
	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024
役員	2,652 (0.4%)	2,898 (0.4%)	2,986 (0.4%)	3,109 (0.3%)	3,222 (0.3%)	3,230 (0.3%)	3,034 (0.3%)	3,171 (0.4%)	3,422 (0.4%)	1,715 (0.4%)
月給者	281,461 (41%)	301,951 (41%)	321,272 (42%)	349,956 (39%)	356,621 (37%)	355,515 (38%)	354,234 (39%)	347,269 (40%)	339,843 (40%)	168,235 (40%)
時給者	405,720 (58%)	425,956 (58%)	437,807 (57%)	550,051 (61%)	595,516 (62%)	584,190 (62%)	539,418 (60%)	515,596 (59%)	498,197 (59%)	248,203 (59%)
日給者	4,412 (0.6%)	3,680 (0.5%)	3,665 (0.5%)	3,859 (0.4%)	4,020 (0.4%)	3,171 (0.3%)	2,717 (0.3%)	2,836 (0.3%)	3,213 (0.4%)	1,613 (0.4%)
合計	694,245	734,485	765,730	906,975	959,379	946,106	899,403	868,872	844,675	419,766

(備考) ペイロール社データにより作成。数値はのべ数であり、各月のサンプルを年間で合算した数値。

従業員規模別・労働者種別の構成(のべ数)をみると、従業員5人未満の法人では役員がサンプルの8割を占めていることが分かる(付表1-3)。従業員規模100~499人、1,000人以上の法人では、5~6割強を時給者が占める。従業員規模5~29人、30~99人、500~999人の法人では、月給者の比率が8割前後と最も大きい。従業員100~499人規模の法人では日給者の比率が5%程度となっており、他の区分よりも高いものの、全体として、役員と同様に、日給者が労働者数のサンプルに占める割合としては大きくはない。

付表 1 - 3 従業員規模別・労働者種別でみたサンプル数の割合

従業員規模別	労働者種別			
	役員	月給者	時給者	日給者
5人未満	2,500(82%)	540(18%)	16(0.5%)	0(0%)
5 ~ 29人	1,266(9.0%)	11,762(84%)	1,001(7.1%)	0(0%)
30 ~ 99人	431(1.1%)	33,912(86%)	5,258(13%)	0(0%)
100 ~ 499人	2,079(0.9%)	101,259(44%)	115,259(50%)	10,006(4.4%)
500 ~ 999人	5,425(0.7%)	594,098(77%)	165,309(21%)	7,813(1.0%)
1,000人以上	17,738(0.3%)	2,434,786(35%)	4,513,811(65%)	15,367(0.2%)
合計	29,439	3,176,357	4,800,654	33,186

(備考) ペイロール社データにより作成。数値はのべ数であり、各月のサンプルを全期間で合算した数値。

業種別と労働者種別の構成(のべ数)をみると、時給者が多い業種と月給者が多い業種が異なっていることが分かる(付表1-4)。「製造業」、「情報通信業」、「金融業、保険業」、「不動産業、物品賃貸業」では9割以上が月給者である一方で、「卸売業、小売業」、「宿泊業、サービス業」、「宿泊業、飲食サービス業」及び「公務」では8割以上が時給者である。

なお、時給者のサンプルに着目すると、その太宗を、「卸売業、小売業」、「宿泊業、飲食サービス業」における時給者が占めている。また、役員は各業種に分散してサンプルが存在している一方で、日給者は教育・学習支援業等の特定の業種に存在することが分かる。

付表1-4 業種別・労働者種別からみたサンプル数の割合

業種（毎月勤労統計大分類）	労働者種別			
	役員	月給者	時給者	日給者
製造業（E）	3,382(0.7%)	410,878(91%)	34,171(7.5%)	5,356(1.2%)
情報通信業（G）	1,828(0.7%)	248,747(90%)	25,566(9.3%)	0(0%)
運輸業、郵便業（H）	763(0.5%)	104,504(72%)	40,413(28%)	0(0%)
卸売業、小売業（I）	2,717(<0.1%)	696,191(19%)	3,004,819(81%)	0(0%)
金融業、保険業（J）	10,594(3.1%)	326,199(96%)	3,674(1.1%)	0(0%)
不動産業、物品賃貸業（K）	829(0.5%)	158,578(97%)	3,830(2.3%)	0(0%)
学術研究、専門・技術サービス業（L）	3,415(0.5%)	564,288(85%)	96,889(15%)	28(<0.1%)
宿泊業、飲食サービス業（M）	2,835(0.2%)	145,971(11%)	1,200,614(89%)	0(0%)
生活関連サービス業、娯楽業（N）	2,432(0.5%)	435,113(89%)	52,705(11%)	0(0%)
教育、学習支援業（O）	355(0.3%)	64,810(55%)	35,762(30%)	17,293(15%)
公務（S）	0(0%)	8,180(3.3%)	232,509(93%)	10,509(4.2%)
サービス業（他に分類されないもの）（R）	289(0.3%)	41,946(51%)	40,654(49%)	0(0%)
合計	29,439	3,176,357	4,800,654	33,186

（備考）ペイロール社データにより作成。数値はのべ数であり、各月のサンプルを全期間で合算した数値。

給与や賃金にかかるデータ項目の記述統計をみると、現金給与総額やきまって支給する給与の平均値では、時給者、月給者、役員の順で高くなり、一般的な報酬のイメージと整合的である（付表1-5）。ただし、日給者については平均値が約20万円超であり、日払いの不安定な単発の職務というよりは、出勤した日数に応じて支給される形態で運用されている比較的安定的な職務が多い可能性がある。また、多くの給与項目の最小値において明らかに小さな観測値がみられるが、これらは実際に支払われた金額であり、恣意性を除くため、0以下でない限り欠損処理を実施しなかった。

付表1-5 労働者種別の給与・賃金項目の記述統計

給与項目	労働者種別	観測数	欠損数	平均	標準偏差	最小値	第一四分位	中央値	第三四分位	最大値
現金給与総額	役員	29,439	610	1,855,083	2,320,719	315	856,000	1,400,000	2,091,810	92,016,735
	月給者	3,176,357	54,568	524,887	437,044	1	308,198	418,671	596,400	100,842,766
	時給者	4,800,654	273,281	116,930	71,570	4	69,421	98,880	159,581	12,262,448
	日給者	33,186	551	236,659	87,681	100	187,356	240,186	276,538	1,693,509
きまって支給する給与	役員	29,439	617	1,579,586	1,237,412	315	850,660	1,400,000	2,000,400	54,190,306
	月給者	3,176,357	57,222	425,942	217,264	1	297,314	389,504	516,495	39,734,730
	時給者	4,800,654	273,515	114,778	67,200	4	68,888	97,519	157,328	12,262,448
	日給者	33,186	553	229,726	83,407	100	181,000	235,704	271,620	1,693,509
所定外給与	月給者	3,176,357	370,347	76,274	82,399	1	26,192	60,000	106,540	32,868,834
所定内給与	月給者	3,176,357	78,765	362,585	181,635	100	244,500	315,000	429,250	4,605,000
賃金	月給者	3,176,357	1,799,794	2,398	3,938	3	1,578	2,088	2,789	2,923,920
	時給者	4,800,654	121,051	1,053	176	600	950	1,020	1,115	7,000

（備考）ペイロール社データにより作成。数値は、全期間の各月のサンプルをプールして平均等を算出したもの。表中における賃金は、実際の実労働時間が把握可能なデータのみを用いた算出である。

最後に、月給者及び時給者の労働時間にかかるデータ項目の記述統計をみていく（付表1-6）。前述のとおり、所定内労働時間が不明の企業が20グループ法人存在するため、月給者における実労働時間の欠損数が多い。一部の分析においては、「毎月勤労統計調査」の業種・従業員規模別に年月単位で所定内労働時間の外挿を行っている。

付表1-6 実労働時間と所定内労働時間の記述統計

給与項目	労働者種別	観測数	欠損数	平均	標準偏差	最小値	第一四分位	中央値	第三四分位	最大値
実労働時間	月給者	3,176,357	1,829,172	9,748	2,451	0	9,168	10,080	10,912	33,810
	時給者	4,800,654	20	5,330	3,094	0	3,156	5,080	7,905	30,900
所定内労働時間	月給者	3,176,357	1,739,035	8,876	2,168	0	8,550	9,181	9,870	26,822
所定外労働時間	月給者	3,176,357	122,357	847	1,288	0	0	230	1,386	18,960

（備考）ペイロール社データにより作成。単位は分数。数値は、全期間の各月のサンプルをプールして平均等を算出したもの。

## Appendix 2 データの前処理

データセットを構築する前段階における、分析に用いる各変数に実施した処理について説明する（付表2-1）。まず、労働者種別の変数については、本データセットでは役員、月給者、時給者、日給者のうちいずれかをとるサンプルに絞り、それらに分類できない1,487サンプルは除外した。また、性別が不明であった7サンプルについても除外した。

給与・賃金項目の変数の現金給与総額、きまって支給する給与、所定内給与については、変数を構成する各抽出項目について0以下を欠損値として処理した上で、変数を作成するための合算の際に用いる各抽出項目のうちすべてが欠損値の場合は合算値の欠損処理を行い、各抽出項目のうち1つでも値が入っている場合は、他の欠損値を除いて合算処理を行った。給与・賃金項目の時間あたり賃金については、月給者は所定内給与が欠損している場合、もしくは所定内労働時間が欠損または0であった場合を欠損値とし、時給者は0以下を欠損値として処理した。労働時間の変数である所定内労働時間、所定外労働時間、実労働時間のいずれにおいても、各法人のデータ構成仕様書の該当抽出項目で0未満の場合、欠損値として処理した。

付表 2 - 1 データの前処理

変数	パイロール社の抽出項目との対応	欠損処理方法	左記で欠損処理された サンプルサイズ (年月×労働者)
労働者種別	役員、月給者、時給者、日給者のうちいずれかをとるカテゴリ変数	・左記4区分に分類ができないもの	1,487
性別	男性、女性、いずれかをとるカテゴリ変数	・左記2区分に分類ができないもの	7
給与・賃金項目	現金給与総額	各社の抽出項目から以下式のとおり構築：課税支給合計額+非課税支給合計額+賞与 ・変数の定義内容に示す各抽出項目について、0以下を欠損値として処理 ・合算に用いる各抽出項目のうちすべてが欠損値である場合、合算値の欠損処理を行った	329,010
	きまって支給する給与	各社の抽出項目から以下式のとおり構築：課税支給合計額+非課税支給合計額 ・合算に用いる各抽出項目のうち1つでも値が入っている場合、他の欠損している抽出項目については無視したうえで合算処理	331,919
	所定内給与	以下の抽出項目をそのまま用いた：時間外基準額 ・所定外給与については、所定外給与計算後の値が0以下であった場合は欠損値として扱った	78,110
	所定外給与	各社の抽出項目から以下式のとおり構築：課税支給合計額+非課税支給合計額-時間外基準額	323,387
	賃金（月給者）	各社の抽出項目から以下式のとおり構築：所定内給与/所定内労働時間 ・所定内給与と所定内労働時間の欠損処理については本表のとおり ・所定内労働時間が欠損、もしくは0であった場合、当該項目は欠損値として処理	73,118（うち、所定内給与、所定内労働時間の本表に示す欠損処理によるものは12,581）
	賃金（時給者）	以下の抽出項目をそのまま用いた：時間単価 ・変数の定義内容に示す抽出項目について、0以下を欠損値として処理	120,935
労働時間	所定内労働時間	各法人のデータ構成仕様書より「所定内労働時間」に該当する抽出項目から定義 ・変数の定義内容に示す抽出項目について、0未満を欠損値として処理	932
	所定外労働時間	各法人のデータ構成仕様書より「所定外労働時間」に該当する抽出項目から定義 ・変数の定義内容に示す抽出項目について、0未満を欠損値として処理	475
	実労働時間	各法人のデータ構成仕様書より「実労働時間」に該当する抽出項目から定義 ・変数の定義内容に示す抽出項目について、0未満を欠損値として処理	11

(備考) パイロール社データにより作成。

## Appendix 3 男女別及び業種別にみた給与・賃金上昇率

### ① 男女別による違い

月給者の男女別の分析において要約統計量を確認する。所定外給与の第一四分位数及び中央値を除いて、いずれの項目においても、第一四分位、中央値、第三四分位、平均において、女性が男性よりも上昇率は高く、前年同月比で減少を経験している労働者の割合は男性の方が僅かに多い（付表3-1～3-4）。こうした男女間で差が生じる背景として、月給者サンプルにおいて、勤続年数の長い女性の月給者が男性と比較して相対的に少ない構成となっており、勤続年数の短い女性の月給者は、そもそもの給与・賃金の水準が低い状態で就労しているため、給与・賃金の水準が高い勤続年数の長い男性と比べて、企業にとって給与・賃金の水準の引上げをしやすい、という可能性が考えられる。本論で述べたとおり、年齢の高い月給者が給与・賃金が低下する（給与・賃金の伸びが抑えられている）割合が多いことも考慮すると、データ内の月給者の男女サンプルの勤続年数の構成の違いが起因していると考えられる。

付表3-1 同一労働者の現金給与総額の男女別上昇率の要約統計量（月給者）

性別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
男性	-2.52	1.49	7.78	2.65	9.41	3.55	0.35	2,213,562
女性	-1.75	2.21	9.11	3.75	10.27	2.74	0.32	962,795

（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

付表3-2 同一労働者の所定外給与の男女別上昇率の要約統計量（月給者）

性別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
男性	-20.74	0	11.92	28.64	56.97	4.78	0.43	2,213,562
女性	-23.13	0	18.69	39.13	71.32	3.82	0.41	962,795

（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

付表3-3 同一労働者の所定内給与の男女別上昇率の要約統計量（月給者）

性別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
男性	0	1.5	3.31	2.22	2.8	1.26	0.09	2,213,562
女性	0.28	1.8	3.94	2.6	2.87	1.1	0.07	962,795

（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

付表3-4 同一労働者の賃金の男女別上昇率の要約統計量（月給者）

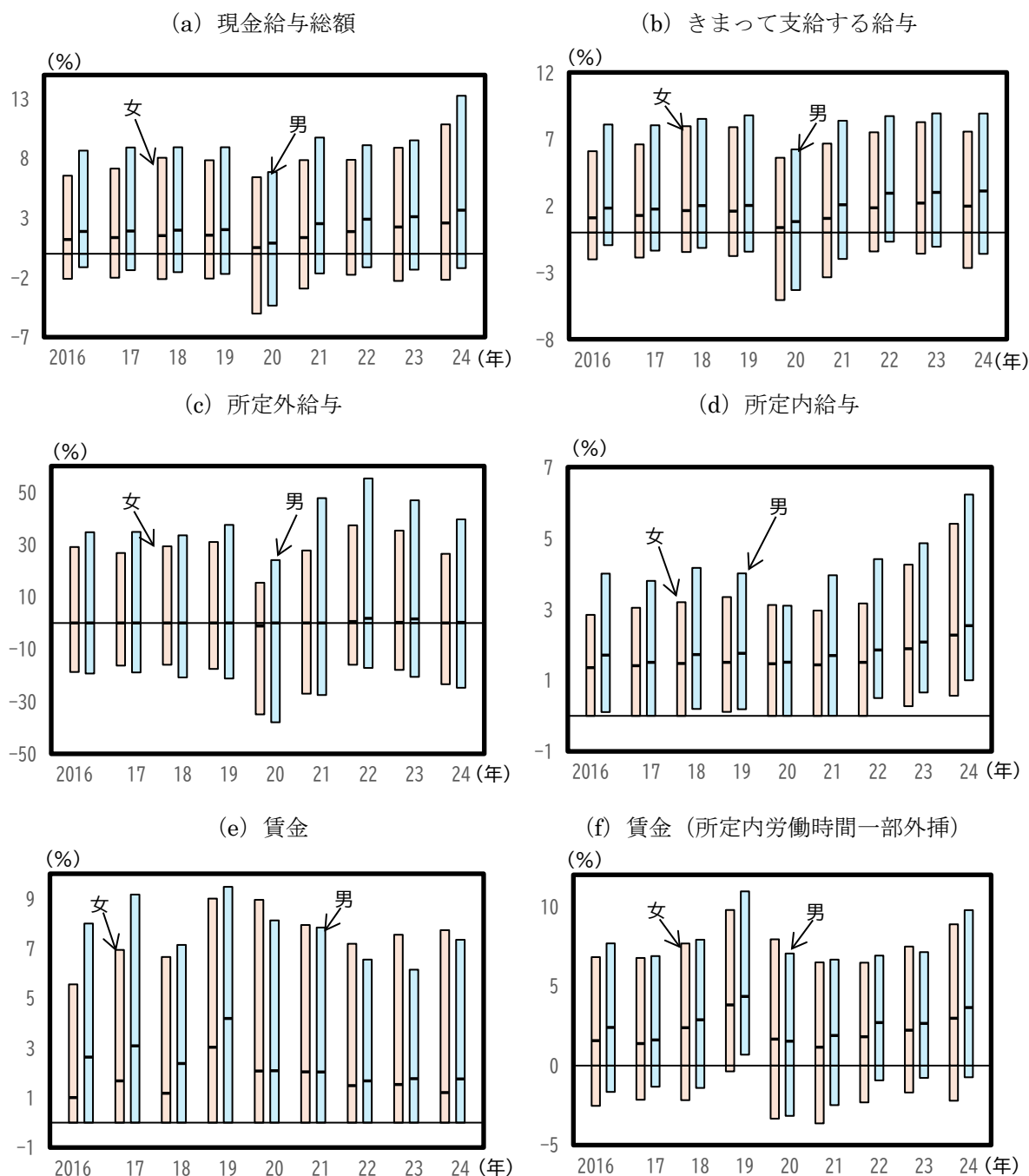
性別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
男性	-3.52	1.65	7.49	2.31	7.92	3.44	0.36	2,213,562
女性	-1.75	2.22	7.68	3.04	7.06	2.33	0.29	962,795

（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

男女別の月給者の給与・賃金上昇率の分布を年別にみると、データ期間を通じて所定外給与と賃金を除き、上昇率分布の25～75%タイルは女性の方が男性よりも比較的高い上昇率

水準で推移している（付図3-5）。なお、月給者サンプルにおいて勤続年数の長い女性サンプルが男性よりも少ないことによる影響があることには留意が必要である。また、所定外給与については女性の方が男性よりも第一四分位は低く、第三四分位は高い傾向がみられた。この背景として、結婚・出産・育児といったライフステージに応じて、女性の月給者の間では、特に所定外労働における労働者時間の差を通じた変動が大きいことが考えられる。

付図3-5 同一労働者の給与・賃金の男女別上昇率の分布（月給者）



(備考) ペイロール社データにより作成。

時給者における男女別の給与・賃金上昇率の要約統計量をみると、現金給与総額・賃金ともに男性は女性よりも、第一四分位、中央値では低く、第三四分位、平均では大きい（付表3-6、付表3-7）。標準偏差、変動係数、負の値の割合についても男性が大きく、総じて男性の方が振れ幅は大きいことが分かる。

賃金では女性の方が賃金の低下を経験している時給者の割合が男性よりも少なく、男性が10%程度であるのに比べ、女性は8%程度であった。

付表3-6 同一労働者の現金給与総額の男女別上昇率の要約統計量（時給者）

性別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
男性	-8.49	1.28	12.67	3.06	22.14	7.24	0.44	1,473,168
女性	-6.01	1.57	10.47	3.04	16.16	5.31	0.43	3,327,486

（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

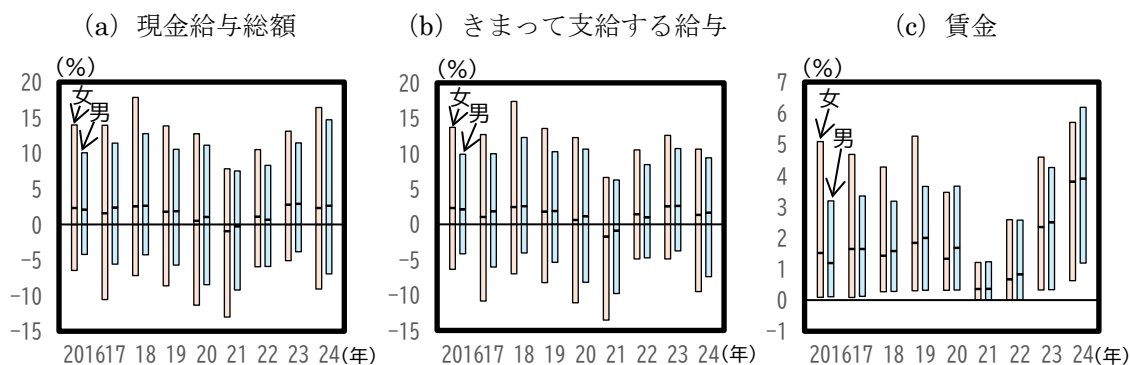
付表3-7 同一労働者の賃金の男女別上昇率の要約統計量（時給者）

性別	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
男性	0.16	1.18	3.57	2.12	2.43	1.15	0.1	1,473,168
女性	0.19	1.34	3.16	1.89	1.93	1.02	0.08	3,327,486

（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

時給者の男女別の給与・賃金上昇率の分布を年別に確認すると、データ期間を通じて、時給者のうち男性の方が給与・賃金双方において上昇率の分布の上位、下位の分布の差が大きく推移している（付図3-8）。

付図3-8 同一労働者の給与・賃金の男女別前年同月上昇率の分布（時給者）



（備考）ペイロール社データにより作成。

## ② 業種別による違い

最後に、業種別の観点より、月給者の給与・賃金項目別の要約統計量についてみていく（付表3-9～3-12）。なお、ここでは給与・賃金項目別ではなく、現金給与総額に絞って確認する。

まず、中央値をみると、業種間の最大値は「金融業、保険業」の3.08%、最小値は「運輸業、郵便業」の1.1%と大きな差は生じておらず、業種にかかわらず正の値となっている。一方で、第一四分位を確認すると、ほとんどの業種において負の値となっており、前年と比べて減少している労働者が存在している。これは、負の値の割合が、いずれの業種でも2～4割の間であることから分かる。とりわけ、「宿泊業、飲食サービス業」は大きくマイナスとなっているが、これはコロナ禍の打撃を受けて、大きく落ち込んでいる背景が推察される。第三四分位を見ると、同業では大きな減少を受けた反動で、他業種よりも大きく伸びていることが推察される。

付表 3-9 同一労働者の現金給与総額の業種別上昇率の要約統計量（月給者）

業種（毎月勤労統計大分類）	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
製造業（E）	-3.26	1.79	8.69	2.79	10.35	3.71	0.36	453,787
情報通信業（G）	-3.60	1.9	9.91	3.21	11.21	3.49	0.37	276,141
運輸業、郵便業（H）	-4.05	1.1	7.9	1.94	9.1	4.68	0.4	145,680
卸売業、小売業（I）	-4.78	1.44	8.92	2.6	12.12	4.67	0.41	3,703,727
金融業、保険業（J）	-3.57	3.08	15.05	5.65	14.71	2.6	0.35	340,467
不動産業、物品賃貸業（K）	-2.37	2.35	10.4	3.98	10.58	2.66	0.33	163,237
学術研究、専門・技術サービス業（L）	0	1.52	6.01	3.34	7.86	2.35	0.22	664,620
宿泊業、飲食サービス業（M）	-20.49	1.48	23.13	6.09	42.54	6.99	0.46	1,349,420
生活関連サービス業、娯楽業（N）	-3.87	1.4	7.29	1.75	8.15	4.67	0.4	490,250
教育、学習支援業（O）	-7.85	2	13.93	4.09	25.85	6.32	0.41	118,220
サービス業（他に分類されないもの）（R）	-5.59	1.7	9.7	2.32	13.33	5.75	0.4	82,889
公務（S）	-3.29	2.39	9.47	4.15	11.93	2.88	0.35	251,198

（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

付表 3-10 同一労働者の所定外給与の業種別上昇率の要約統計量（月給者）

業種（毎月勤労統計大分類）	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
製造業（E）	-26.01	0.1	35.56	14.3	65.08	4.55	0.46	453,787
情報通信業（G）	-17.99	1.25	28.47	10.8	45.65	4.23	0.43	276,141
運輸業、郵便業（H）	-28.28	0	31.72	8.65	53.6	6.2	0.49	145,680
卸売業、小売業（I）	-34.02	0	46.36	22.76	93.51	4.11	0.47	3,703,727
金融業、保険業（J）	-22.67	2.09	54.99	31.97	99.52	3.11	0.42	340,467
不動産業、物品賃貸業（K）	-19.27	0.8	30.12	9.86	44.69	4.53	0.44	163,237
学術研究、専門・技術サービス業（L）	0	0	3.94	5.81	33.49	5.77	0.25	664,620
宿泊業、飲食サービス業（M）	-6.91	1.42	14.4	9.27	33.98	3.66	0.4	1,349,420
生活関連サービス業、娯楽業（N）	-22.57	0	28.5	8.01	45.59	5.69	0.48	490,250
教育、学習支援業（O）	-21.88	3.49	47.1	18.79	58.1	3.09	0.43	118,220
サービス業（他に分類されないもの）（R）	-40.58	0	59.63	29.55	113	3.82	0.48	82,889
公務（S）	-7.14	0	4.13	-1.40	14.93	-10.64	0.34	251,198

（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

付表3-11 同一労働者の所定内給与の業種別上昇率の要約統計量（月給者）

業種（毎月勤労統計大分類）	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
製造業（E）	0.92	2.1	3.33	2.4	1.98	0.83	0.06	453,787
情報通信業（G）	0.45	1.93	4.77	2.83	2.87	1.01	0.06	276,141
運輸業、郵便業（H）	0	0.91	2.67	1.57	1.84	1.17	0.06	145,680
卸売業、小売業（I）	0	1	2.75	1.72	2.52	1.47	0.09	3,703,727
金融業、保険業（J）	0	1.87	6.89	4.09	6.92	1.69	0.17	340,467
不動産業、物品賃貸業（K）	0.68	1.63	3.21	2.59	3.01	1.16	0.03	163,237
学術研究、専門・技術サービス業（L）	0	1.73	4.1	2.66	3.15	1.18	0.08	664,620
宿泊業、飲食サービス業（M）	0	1.54	6.25	3.12	4.95	1.59	0.12	1,349,420
生活関連サービス業、娯楽業（N）	0.83	1.61	2.53	1.79	1.37	0.76	0.08	490,250
教育、学習支援業（O）	1.37	2.6	3.08	2.61	1.76	0.67	0.03	118,220
サービス業（他に分類されないもの）（R）	0	1.61	3.45	2.18	3.1	1.42	0.09	82,889
公務（S）	0	0	0	-0.07	0.5	-7.48	0.18	251,198

（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

付表3-12 同一労働者の賃金の業種別上昇率の要約統計量（月給者）

業種（毎月勤労統計大分類）	第一四分位	中央値	第三四分位	平均	標準偏差	変動係数	負の値の割合	観測数
製造業（E）	-2.75	2.07	8.37	3.11	8.21	2.64	0.32	453,787
情報通信業（G）	0	2	4.33	2.52	2.3	0.91	0	276,141
運輸業、郵便業（H）	0	1.18	3.33	1.84	2.1	1.14	0	145,680
卸売業、小売業（I）	0.1	1.11	3.13	1.88	2.45	1.3	0.15	3,703,727
金融業、保険業（J）	0	0	4.55	1.55	2.23	1.44	0	340,467
不動産業、物品賃貸業（K）	0	0	1.82	0.85	1.57	1.86	0.01	163,237
学術研究、専門・技術サービス業（L）	0	0	4.17	2.1	2.76	1.31	0	664,620
宿泊業、飲食サービス業（M）	0	2	5.71	3.05	3.84	1.26	0.11	1,349,420
生活関連サービス業、娯楽業（N）	-1.71	1.83	6.38	2.28	6.02	2.64	0.31	490,250
教育、学習支援業（O）	0	2.73	4.63	2.78	2.92	1.05	0.1	118,220
サービス業（他に分類されないもの）（R）	0	0	4.98	2.07	6.17	2.98	0.22	82,889
公務（S）	0.87	2.42	3.76	2.47	1.89	0.76	0.07	251,198

（備考）平均、標準偏差、変動係数は上下5%刈込後の値を示す。

## 参考文献

- 石川廉郷・岩上順子・酒井遼・酒巻哲朗 (2026) 「企業内における男女間の給与・賃金格差及び新卒採用時の配属先部署の違いの影響にかかる分析」『経済財政分析ディスカッション・ペーパー』DP/26-5.
- 岩上順子・酒井遼・酒巻哲朗 (2026) 「企業内における中途採用者と新卒継続雇用者との給与・賃金の違いに関する分析」『経済財政分析ディスカッション・ペーパー』DP/26-1.
- 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.
- 川口大司 (2018) 「賃金は上がっていないのか?—パネルデータを用いた構成バイアスの除去」リクルートワークス研究所『全国就業実態パネル調査 日本の働き方を考える 2018』Vol. 9.
- 国税庁 (2025) 『令和 7 年度税制改正による所得税の基礎控除の見直し等について』  
<https://www.nta.go.jp/users/gensen/2025kiso/index.htm> (2026 年 4 月 3 日アクセス)
- 酒井遼・石川廉郷・岩上順子・酒巻哲朗 (2025) 「ビッグデータを活用した最低賃金引き上げの影響分析—スピルオーバー効果、労働時間、雇用に対する影響」『経済財政分析ディスカッション・ペーパー』DP/25-5.
- 政府広報オンライン (2024) 『「年収の壁」対策がスタート! パートやアルバイトはどうなる?』 (2024 年 10 月 30 日) <https://www.gov-online.go.jp/article/202312/entry-5288.html> (2026 年 4 月 3 日アクセス)
- 都竹直樹・岩上順子・栗山博雅 (2024) 「給与計算代行サービスデータの活用検討」『経済財政分析ディスカッション・ペーパー』DP/24-2.
- 内閣府 (2025) 「給与計算代行サービスデータの更なる活用—短時間労働者の就業行動と制度変更の影響の分析」『政策課題分析シリーズ』27.
- Daly, M. C., Hobijn, B., and Wiles, T. S. (2012) “Dissecting Aggregate Real Wage Fluctuations: Individual Wage Growth and the Composition Effect,” Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper No. 2011-23.
- Hamaaki, J., Hori, M., Maeda, S., and Murata, K. (2012) “Changes in the Japanese Employment System in the Two Lost Decades,” ILR Review.
- Inoue, T. (2022) “The Effect of Aging on the Age–Wage Profile in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 66.
- Kimura, T., and Ueda, K. (2001) “Downward Nominal Wage Rigidity in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(1).
- Kimura, T., Kurachi, Y., and Sugo, T. (2022) “Decreasing Wage Returns to Human Capital: Analysis of Wage and Job Experience Using Micro Data of Workers.” *Journal*

of the Japanese and International Economies, 66.

Kuroda, S., and Yamamoto, I. (2003a) "Are Japanese Nominal Wages Downwardly Rigid? (Part I)," Monetary and Economic Studies.

Kuroda, S., and Yamamoto, I. (2003b) "Are Japanese Nominal Wages Downwardly Rigid? (Part II)," Monetary and Economic Studies.

Kuroda, S., and Yamamoto, I. (2005) "Wage Fluctuations in Japan after the Bursting of the Bubble Economy: Downward Nominal Wage Rigidity, Payroll, and the Unemployment Rate," Journal of the Japanese and International Economies.