

DP/26-5

経済財政分析ディスカッション・ペーパー

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

石川 廉郷・岩上 順子・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.....	2
2. 給与計算代行サービスデータの概要とデータセット.....	4
(1) 給与計算代行サービスデータの概要.....	4
(2) データセットの概要.....	4
3. 男女間の給与・賃金格差の状況の分析.....	6
(1) サンプルの構築.....	6
(2) 推計式.....	6
(3) 分析結果及び考察.....	9
① 給与・賃金の水準の差.....	9
② 給与・賃金の上昇率の差.....	13
4. 女性の新卒採用時の配属先部署の違いが給与・賃金に与える影響の分析.....	16
(1) 新卒採用者の配属がされやすい部署はどういった部署か.....	16
① サンプルの構築.....	16
② 推計式.....	17
③ 分析結果及び考察.....	19
(2) 新卒配属時の部署によりその後の給与・賃金に違いはあるか.....	22
① サンプルの構築及び推計式.....	22
② 推計式.....	22
③ 分析結果及び考察.....	22
5. まとめ.....	29
Appendix 1 分析に用いたデータセットの特徴.....	30
Appendix 2 データの前処理.....	34
Appendix 3 追加変数を含まない推計結果.....	36
参考文献.....	38

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*

石川 廉郷[†]・岩上 順子[‡]・酒井 遼[§]・酒巻 哲朗^{**}

【要旨】

これまで内閣府政策統括官（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、女性活躍に向けた企業における男女間格差の実態を把握するために、勤続年数別でみた男女間の給与・賃金格差の状況や新卒採用時の配属先部署の影響にかかる分析等を実施した。

その結果、第一に、同一企業・同一部署でも入社時点から男女間の給与・賃金格差が存在し、勤続 20～30 年程度まで拡大すること、第二に、女性の新卒採用者は女性比率の高い部署に配属されやすく、そのような部署は給与・賃金の水準が低く労働時間も短いこと、第三に、給与水準が高い部署や労働時間が長い部署に配置された女性の新卒採用者は、その後の在籍期間の給与水準が高く、新卒採用時の配属先部署の違いがキャリアデザインを描く上において重要であることが示唆された。

ただし、本データに含まれる企業の規模や業種、地域の偏り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校正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。

[†] 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）付参事官（企画担当）

[‡] 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

[§] 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

^{**} 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

本稿では、内閣府政策統括官（経済財政分析担当）におけるビッグデータの活用に向けた取組の一環として、給与計算代行サービスデータを用いて、男女間の給与・賃金格差の状況の分析、及び新卒配属時点の部署の特徴の整理、また配属先部署の違いから生じるその後の在籍期間の給与・賃金格差への影響の分析を行う。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していく。

（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¹に基づき、これまでも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、都竹ほか（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、同一労働者の詳細な賃金・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、酒井ほか（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、岩上ほか（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・賃金の違いの分析を行った。

本稿では、給与計算代行サービスデータを用いて企業内の男女間の格差に焦点を当てた分析を行う。我が国では、2022年に「女性の職業生活における活躍の推進に関する法律（女性活躍推進法）」の厚生労働省令改正により、一定以上の従業員規模の企業は、男女従業員間の平均賃金の格差を公表することが義務付けられ、企業における女性の就業環境の整備や就業継続、キャリア形成等に関する機会を確保する取り組みが進められている。

一方で、我が国の男女間の賃金格差は縮小傾向にある²ものの依然として存在しており、2024年時点で女性の賃金の中央値は男性の賃金中央値と比べて約21%低く³、他のOECD各国と比べて下位に位置づけられる。こうした背景から、女性活躍に向けた政策課題の検討に資する示唆を得るため、女性労働者の給与・賃金の実態の解明に焦点を当てた分析を実施

¹ 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。

² 労働政策研究・研修機構（2025）によると、一般労働者の月額賃金における男女格差は縮小してきており、2024年時点で過去最少水準となっている。

³ OECD gender wage gap (<https://www.oecd.org/en/data/indicators/gender-wage-gap.html>、2026年3月12日アクセス)

した。

本稿では、第一に、男女間の格差の状況を分析した。男女間の給与・賃金の水準及び同一労働者単位で算出した給与・賃金の上昇率について、企業や所属部署、及び観察可能な人的資本属性として勤続年数を制御したうえで、残る男女間の格差を検証した。その結果、同一企業・同一部署でも入社時点から男女間の給与・賃金格差が存在することがわかった。

第二に、女性の新卒採用時の配属先部署の違いから生じる格差にかかる分析を行った。新卒採用者の新卒配属時点での配属先の決定時に、性別による職域分離が生じており、この新卒配属時点で生じた男女間の格差がその後の在籍期間の給与・賃金の水準・上昇率の男女間の格差に影響を与えている可能性がある。そのため、i) 女性の新卒採用者が配属されやすい部署はどういった部署か、ii) 新卒配属時の部署の属性によってその後の給与・賃金に違いはあるのか、について分析を実施した。その結果、i) 女性の新卒採用者は女性比率の高い部署に配属されやすく、そのような部署は給与・賃金の水準自体が低いこと、ii) 給与水準が高い部署や労働時間が長い部署に配置された女性の新卒採用者は、その後の給与水準は高く、新卒採用時の配属先の部署がどの部署であるかが、キャリアデザインを描く上において重要であることが示唆された。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第1章第2節では先行研究について整理し、続く第2章では給与計算代行サービスデータの概要及び構築したデータセットについて説明する。第3章では男女間の格差の状況について、第4章では女性の新卒採用時の配属先部署の違いから生じる格差にかかる分析について手法とその結果を示し、最後に第5章にて結論を述べる。

(2) 先行研究

各国と比較して依然として我が国における男女間賃金格差は存在するものの、近年は縮小傾向にあり、この背景には、女性の高学歴化の進展、近年の若年・高学歴の労働者における女性の正規雇用への転換が背景にあることが指摘されている (Onozuka 2016, Abe 2010)。

一方で、勤続年数や教育年数等の観察可能な人的資本で説明できない男女間における格差は依然として存在する。原 (2023) は、男女間の賃金格差のうち、半分以上がこの説明できない男女間の格差に起因していること、さらに、同一事業所内で発生している男女間の賃金の格差の割合が大きいことを、政府統計である 2021 年の「賃金構造基本統計調査」の調査票情報を用いて回帰分析 (FFL 分解) を行って示している。すなわち、観察可能な人的資本の格差以外に起因する、企業内の人事労務管理面における男女間の待遇の格差が存在している可能性を示唆するものである。

企業内の人事労務管理面における男女間の待遇の格差は男女間の賃金格差の要因の一つと考えられており、そのなかでも企業内部における男女間で割り当てられる職務の違い（性別職域分離）が存在することが、米国の国勢調査の情報を用いた分析によって示されている（Bayard et al. 2003）。我が国のデータを用いた先行研究の知見からも我が国の企業における性別職域分離の存在、さらに性別職域分離が男女間の賃金格差の要因の一つであることが示唆されている。Hara (2018) は、1980年から2015年までの「賃金構造基本統計調査」のデータを用いて、男女間の賃金分布の上位と下位において、人的資本で説明できない構造的な男女間の格差が分布の中位よりも大きく、高賃金水準にある女性が男性と比べるとそれ以上の賃金水準にあがりにくい「ガラスの天井」と、低賃金水準にある女性が男性と比べるとその水準にとどまりやすい「Sticky Floor」の存在を指摘しており、特に女性が企業内でキャリアトラックに乗れず、勤続年数や企業特殊的なスキルの蓄積によるリターンが低い職種に集中している傾向があることを示している。

一方で、山口 (2016) は、2005年の「社会階層と移動調査 (SSM2005)」を用いた分析から、我が国の性別職域分離の背景にある大きな要因として、労働需要側である企業が女性の離職率の高さを前提として短期的就業でも代替可能な職務に配置する傾向や、男性が管理職や技術職に適しているとする固定観念が女性の昇進機会を制限し、結果として職業分離を加速させている可能性を示唆している。また、橋本・佐藤 (2014) は、男女間で職場の配属先が異なる傾向が観察される製造業企業の人事データから、職場の異質性が存在することで男女間の賃金格差が抑制されていることを指摘し、女性の賃金上昇においては、女性にも昇進可能性が開かれている職場への配置が重要であることを示している。他方で、川口 (2023) は、JILPT「多様な働き方の進展と人材マネジメントの在り方に関する調査（企業調査・労働者調査）」の調査票情報を利用した分析から、「限定正社員（職務の範囲が限定されている、週の所定労働時間が短い、または転居をともなう転勤がない等の特徴を有する正社員）」である確率が高いのは、「女性で、学歴が低く、年齢が高く、役職に就いていない正社員」であると特徴付けている。正社員に占める限定正社員の占める割合が、男性は4.5%である一方、女性は14.6%であることを示し、限定正社員が増加することにより男女間賃金格差の要因となる可能性は否定できないと指摘する。

以上の先行研究を踏まえると、性差に由来する職務の違いが生じており、男女間の待遇と給与・賃金格差の存在が指摘されている。本稿における分析は、株式会社ペイロール（以下「ペイロール社」という。）の給与計算代行サービスデータを用いて、従来の先行研究において把握しづらかった同一労働者の時系列データや部署等の詳細なデータによる分析を行ったことが特徴である。

2. 給与計算代行サービスデータとデータセットの概要

本章では、給与計算代行サービスデータ及び分析に用いたデータセットの概要について説明する。

(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⁴。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ことから、家族情報等の年末調整に関する情報も保有されている。さらに、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、人事データが紐づいた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ている。

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従業員単位のパネルデータは、我が国における就業行動の分析に有用である。一方、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⁵、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。

本分析においては、各人員の労働時間や給与支払の精緻な値を把握することができるとともに、各部署に所属する人員構成より女性比率等を求めることが可能であることから、実態に近い部署の特性を把握することができる。これらは、企業内での男女間の部署レベルでの配置の特性を明らかにし、どのようなメカニズムによって男女間の給与・賃金及び待遇の格差が生じているかという観点から、新たな知見を提供し得る。

(2) データセットの概要

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顧客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(以下「ペイロール社データ」という。)を活用することとした。以下では、本稿で用いたデータセットの規模、期間を示す。

⁴ 内閣府(2025)、都竹ほか(2024)参照。

⁵ 都竹ほか(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。

対象企業数	: 62 法人（企業グループ数：33） ⁶
対象労働者数（ユニーク）	: 289,290 人 ⁷
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では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。

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。

⁶ 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。

⁷ 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。

3. 男女間の給与・賃金格差の状況の分析

本章では、構築したデータセットを基に、分析のためのサンプルの構築、推計式の定式化を行い、推計結果を踏まえた上で、男女間の給与・賃金における格差の状況について分析し、最後に考察を述べる。

(1) サンプルの構築

分析の対象となるサンプルは、ペイロール社データにおける労働者種別の月給者（のべ数、 $n=3,176,357$ ）のうち、新卒入社後に同一企業に継続勤務している労働者（ $n=517,312$ ）に限定した⁸（図表3-1）。これは、中途採用者は異なる給与・賃金パターンを示しうるため、その影響を排除し、同一企業同一部署の男女の給与・賃金の違いをできるだけ明確に把握するためである。サンプルの構成をみると、全体として男性の割合が約7割、女性の割合が約3割である。また、勤続年数が長い女性のサンプルが限られる点に留意したい。これは、結婚や出産を機に退職する女性労働者が多く存在するためである。

図表3-1 男女別の勤続年数ごとの観察数

勤続年数	男性		女性	
	観察数	割合(%)	観察数	割合(%)
0～10	104,960	57.2	78,547	42.8
11～20	53,784	72.8	20,115	27.2
21～30	92,373	72.6	34,942	27.4
31～40	103,295	85.6	17,329	14.4
41～50	11,301	95.1	586	4.9
50～	62	77.5	18	22.5
合計	365,775	70.7	151,537	29.3

（備考）ペイロール社データにより作成。

(2) 推計式

ペイロール社データから把握できる同一労働者の給与・賃金上昇率や給与・賃金水準の男女間の格差の状況を把握するため、以下の定式化による分析を行った。

(I)、(II) 式では、男女間の平均的な給与・賃金の水準と上昇率の差を、(III)、(IV) 式では男女間での勤続年数に応じた給与・賃金の水準と上昇率の差を分析した。

⁸ 新卒入社の定義は、「月給者のうち、入社時点の想定経験年数が0年以下の労働者」とする。ここで「入社時点の想定経験年数=年齢-当該企業における勤続年数-22」として求めるが、その定義により、入社時の年齢が22歳以下である高卒や専門学校卒の月給者が含まれる可能性は排除できない。

被説明変数は、(I)、(III)式では t 年 m 月における企業 j の月給者 i の給与・賃金項目、(II)、(IV)式では t 年 m 月における企業 j の月給者 i の給与・賃金項目の前年同月との対数差分(\ln 給与・賃金項目 $_{ijmt} - \ln$ 給与・賃金項目 $_{ijmt-1}$)である。ここでの、給与・賃金項目は、「所定内給与」「現金給与総額」「きまって支給する給与」「時間当たり賃金」の4項目である。これらの項目はペイロール社データにおいて利用可能な給与・賃金にかかるデータを用いて、毎月勤労統計調査で集計が行われている給与・賃金項目の再現を試みたものである(再掲図表2-1)。

説明変数は、(I)、(II)式では、女性ダミー(労働者 i が女性のとき1をとる)、さらに、制御変数 X_1 として、勤続年数、 t 年 m 月における部署ダミー⁹及び企業ダミーを追加している。また、(I)から制御変数 X_1 を除いた(I')式も推計する。(III)、(IV)式では、勤続年数、勤続年数の二乗項(スケール調整のため100で割ったもの)、女性ダミー、女性ダミーと勤続年数の交差項及び女性ダミーと勤続年数の二乗項の交差項を含めた。さらに、制御変数 X_2 として、労働者 i の t 年 m 月における部署ダミー及び企業ダミーを追加している。

\ln 給与(賃金) $_{ijmt} = \gamma$ 女性ダミー $_i + X_1' \eta + \epsilon_{ijmt}$	(I)
--	-----

\ln 給与(賃金) $_{ijmt} = \gamma$ 女性ダミー $_i + \epsilon_{ijmt}$	(I')
--	------

$\Delta \ln$ 給与(賃金) $_{ijmt} = \gamma$ 女性ダミー $_i + X_1' \eta + \epsilon_{ijmt}$	(II)
---	------

\ln 給与(賃金) $_{ijmt} = \beta_1 \times$ 勤続年数 $_{ijmt} + \beta_2 \times \left(\frac{\text{勤続年数}_{ijmt}^2}{100} \right) + \gamma$ 女性ダミー $_i$ $+ \delta$ 女性ダミー $_i \times$ 勤続年数 $_{ijmt} + \zeta$ 女性ダミー $_i \times \left(\frac{\text{勤続年数}_{ijmt}^2}{100} \right)$ $+ X_2' \eta + \epsilon_{ijmt}$	(III)
---	-------

⁹ ペイロール社データの部署コードにあたる抽出項目は2種類存在していたが、部署コードの仕様は各社異なり、名称等も把握できなかったことから、データ期間中継続して用いられている抽出項目を各社の部署コードとして扱った。部署コードが一定期間で入れ替えを行っている企業も存在していたが、それらについては本分析では異なる部署として扱っている点に留意。

$\Delta \ln$ 給与 (賃金) $_{ijmt}$

$$= \beta_1 \times \text{勤続年数}_{ijmt} + \beta_2 \times \left(\frac{\text{勤続年数}_{ijmt}^2}{100} \right) + \gamma \text{女性ダミー}_i$$

$$+ \delta \text{女性ダミー}_i \times \text{勤続年数}_{ijmt} + \zeta \text{女性ダミー}_i \times \left(\frac{\text{勤続年数}_{ijmt}^2}{100} \right)$$

$$+ X_2' \eta + \epsilon_{ijmt}$$

(IV)

(3) 分析結果及び考察

① 給与・賃金の水準の差

はじめに、給与・賃金の水準の差について分析結果を検討していく。

(I) 式の推定結果についてみてみると、追加の制御変数を含む(勤続年数、個別企業、所属部署の違いを考慮する)場合、給与・賃金の水準の男女間の格差は、所定外労働を含む給与(現金給与総額、きまって支給する給与)では約25%の格差が存在した一方で、所定内給与や賃金の格差は相対的に小さく、約17~19%の格差にとどまっている(図表3-2)。本算出は、推計されたパラメータに基づき、給与・賃金の水準差を導出したものである¹⁰。これより男女の給与・賃金の水準の差には時間外労働の違いが大きく影響していると言える。

追加の制御変数を含まない(勤続年数、個別企業、所属部署の違いを考慮しない)(I')式の推定結果の場合、男女間の給与・賃金の水準差はより広がる結果となった(図表3-3)。この背景としては、女性の方が、個別の企業や所属部署にかかわらず勤続年数が平均的に短いこと、また、給与・賃金の水準が低い企業や部署に在籍していることを示唆している。なお、原(2023)では、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」のデータを用いて、我が国の労働市場における正規労働者における男女間賃金格差の算出において、男女間の勤続年数の違いを考慮しない場合、平均的な男女間の現金給与総額の格差¹¹は26.4%と推定している。これは、図表3-3の現金給与総額の推定値30.5%¹²に対応するが、本稿の分析結果のほうが4%ポイント程度大きい値となっている。

以上より、男女間における給与・賃金の水準の差は、労働時間の違いによる影響を受けにくい所定内給与や賃金の水準における男女間の格差よりも、労働時間の増減によって影響を受けやすい所定外労働を含む現金給与総額やきまって支給する給与の水準における男女間の格差の方が大きいことが示唆された¹³。なお、本分析で示された男女間の格差は、勤続年数や同一企業・部署をコントロールした上での差異を指すものであり、分析に使用できる変数の制約により、役職(管理職等)、職種(総合職・一般職等)、学歴及び家族構成による違いによる影響が含まれている点に留意が必要である。このため、女性が管理職等の役職に

¹⁰ 例えば、現金給与総額の格差は、女性ダミーの係数が-0.285であるため、他の条件が同じ場合、女性の現金給与総額÷男性の現金給与総額= $\exp(-0.285) \div 1 = 0.752$ であり、 $0.752 - 1 = -0.2479$ (約25%)として算出。

¹¹ 原(2023)では、厚生労働省の定義に即して男性の平均年間総賃金に対する女性の平均年間総賃金の比率そのものを「男女の賃金差異」として示している。本稿で「男女間の格差」として示した値は男性の給与・賃金の水準を100とした場合の女性水準との差分を示しており、比較可能とするため、上記に示した数値は原(2023)に示す「男女の賃金差異」と100の差分を示している。

¹² $(\exp(-0.364) - 1) \times 100 = -30.5\%$

¹³ 原(2023)では、労働時間の違いによる影響を検討するために、きまって支給する給与を所定内実労働時間と超過実労働時間の和で割った値を時間当たり賃金として計算したところ、本稿の結果と同様、男女の賃金差異が縮小した。

就いていないことが男女間の格差に影響を与えている可能性が考えられるが、女性が管理職に就いていないことを単純に「選択の結果」とみなすことは適切ではない。昇進機会へのアクセスや家庭責任の分担状況など、外生的な制約条件がキャリア経路に影響を与えている可能性があるだろう。

図表 3-2 (I) 式の推定結果

	追加の制御変数を含む			
	所定内給与	現金給与総額	きまって支給する給与	賃金 (労働時間一部外挿)
女性ダミー	-0.173**	-0.285***	-0.288***	-0.189***
観測数	514,550	511,576	511,263	498,146
決定係数	0.705	0.321	0.395	0.524

- (備考) 1. 制御変数は、(I) 式における労働者*i*の勤続年数及び*t*年*m*月における部署ダミー、企業ダミー*X'*を指す。
 2. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスタロバスト標準誤差を用いた。
 3. + $p < 0.1$ 、* $p < 0.05$ 、** $p < 0.01$ 、*** $p < 0.001$ を示す。

図表 3-3 (I') 式の推定結果

	追加の制御変数を含まない			
	所定内給与	現金給与総額	きまって支給する給与	賃金 (労働時間一部外挿)
女性ダミー	-0.209***	-0.364***	-0.346***	-0.279***
観測数	514,550	511,576	511,263	498,146
決定係数	0.036	0.053	0.065	0.056

- (備考) 1. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスタロバスト標準誤差を用いた。
 2. + $p < 0.1$ 、* $p < 0.05$ 、** $p < 0.01$ 、*** $p < 0.001$ を示す。

次に、男女間での勤続年数に応じた水準の差異をみる (III) 式の各パラメータを推計した結果を示す (図表 3-4)。入社時点 (勤続年数 0 年) における給与・賃金の男女の違いを示す女性ダミーの推計値は、マイナスであることから、同じ企業、部署においても、全ての給与・賃金項目において、水準の男女間の格差は入社時点から存在している可能性が示された (ただし、所定内給与については有意差なし)。給与・賃金の水準の入社時点の男女間の格差は、所定外労働を含む現金給与総額やきまって支給する給与においては約 15% の推計結果であるのに対して、所定外労働の影響を受けない所定内給与においては約 11%、賃金においては約 9% であった¹⁴。このように、(I) 式の結果と同様に (III) 式に

¹⁴ 所定内給与は $(\exp(-0.117) - 1) \times 100 = -0.1104(11.0\%)$ 。現金給与総額は $(\exp(-0.163) - 1) \times$

においても、給与・賃金項目間における男女間の格差は、男性に比べて女性の所定外労働が少ないことも一つの要因にあることを示唆する。

(Ⅲ) 式の推計結果を用い、男性の労働者の入社時点の給与・賃金水準を0と仮定し、部署の影響を除いた上で、勤続年数に男女の給与・賃金水準の期待値をプロットした(図表3-5)。同一勤続年数における差分が男女間の格差を示している。その推移をみると、勤続30年程度までは、女性の所定外労働時間が少ないことを背景に、現金給与総額、きまって支給する給与において格差が大きく、所定外労働時間の影響を受けにくい所定内給与、賃金において相対的に小さい。

また、現金給与総額やきまって支給する給与については、男性の給与水準は勤続30年付近で最大となる放物線を描く一方、女性は直線的に推移しており、勤続20年程度まで男女間の格差は拡大するが、その後は縮小し、勤続40年付近の時点で、男女間の給与水準の期待値は一致する。この背景として、より所定外の労働供給が可能な女性が辞めずに企業に残っている可能性が推察される。ただし、勤続年数の長いサンプルについては、標準的な定年の年齢を超えており、サンプル数が少ないことから(再掲図表3-1)、参考として参照するべきと考えられる。

図表3-4 (Ⅲ) 式の推定結果

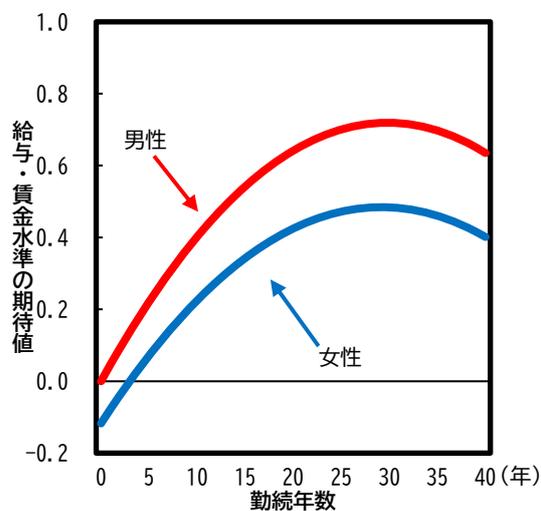
	所定内給与	現金給与総額	きまって支給する給与	賃金 (労働時間一部外挿)
女性ダミー	-0.117	-0.163***	-0.159***	-0.096*
勤続年数	0.048***	0.054***	0.052***	0.044***
勤続年数 ² /100	-0.081***	-0.096***	-0.089***	-0.069***
勤続年数*女性ダミー	-0.007+	-0.032***	-0.034***	-0.018*
勤続年数 ² /100*女性ダミー	0.010	0.091***	0.096***	0.047*
観測数	514,550	511,576	511,263	498,146
決定係数	0.656	0.318	0.393	0.521

- (備考) 1. 制御変数は、(Ⅲ)式における労働者*i*の*t*年*m*月における部署ダミー、企業ダミー*X'*を指す。
 2. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスタロバスト標準誤差を用いた。
 3. + $p < 0.1$ 、* $p < 0.05$ 、** $p < 0.01$ 、*** $p < 0.001$ を示す。
 4. 追加の制御変数を含まない推計結果は付表3-1を参照。

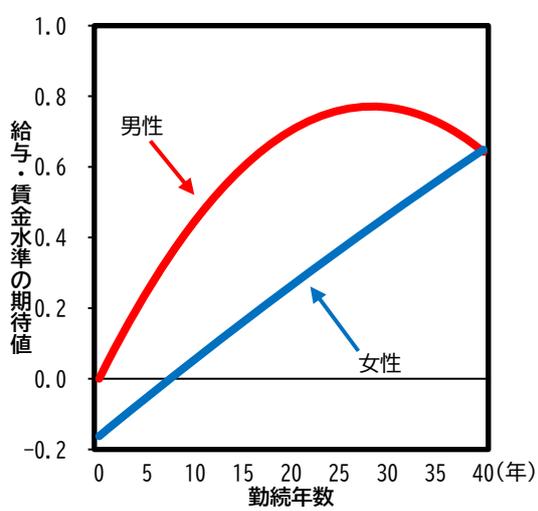
100 = -0.1504(15.0%)。きまって支給する給与は $(\exp(-0.159) - 1) \times 100 = -0.1470(14.7\%)$ 。賃金は $(\exp(-0.096) - 1) \times 100 = -0.0915(9.2\%)$ 。

図表 3-5 男女別の給与・賃金水準の推移

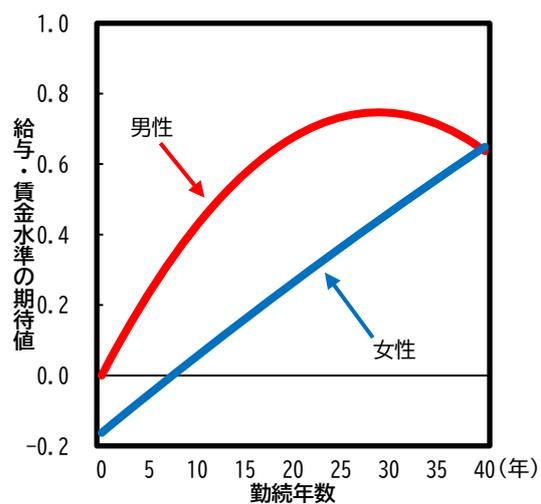
a) 所定内給与



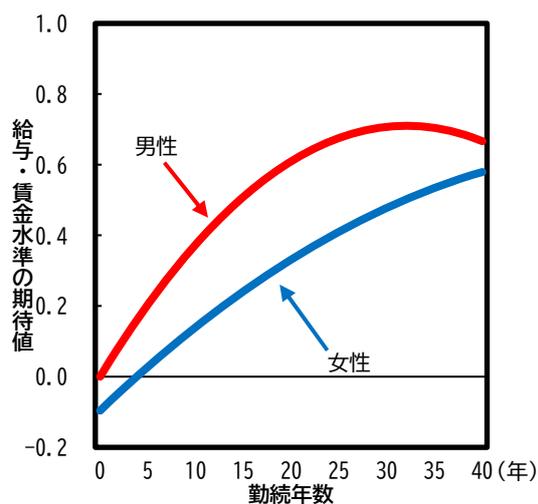
b) 現金給与総額



c) きまって支給する給与



d) 時間当たり賃金（所定内労働時間外挿値）



- (備考) 1. X軸は、勤続年数を示す。Y軸は(Ⅲ)式による推定における参照先企業の男性の労働者の入社時点を0とした際の、相対的な給与・賃金(対数値)の期待値を示す。
 2. 本図表では、(Ⅲ)式の全ての右辺の変数を含む推定結果による。

② 給与・賃金の上昇率の差

次に、給与・賃金の上昇率の差について、分析結果を示す。(Ⅱ)式の推定結果についてみると、同じ企業、所属部署で比較した場合、男性よりも女性の方が給与・賃金の上昇率は平均的に低い傾向にあるが、ほとんどの給与・賃金項目において統計的に有意ではなかった(図表3-6)。

(Ⅳ)式の推計結果を用い、男性の労働者の入社時点の給与・賃金上昇率を0と仮定し、部署の影響を除いた上で、勤続年数別に男女の給与・賃金上昇率の期待値をプロットした(図表3-7、図表3-8)。パラメータが有意であった所定内給与をみると、同じ企業、所属部署、勤続年数で比較した場合、勤続30年程度まで、男性の上昇率が女性を上回っている。この背景には、キャリアの中盤にかけての勤続年数の増加に応じたリターンは女性の方が低く、管理職への昇格など、女性が入社後の昇給につながるキャリアトラックにのることができていない可能性が示唆される。内閣府(2023)の分析でも、正社員の時間当たり賃金の男女差が生じる要因として、管理職割合に大きな男女差が生じている点を指摘している。厚生労働省「賃金構造基本調査」をみても、同じ勤続年数であっても、男性の方が女性よりも部長職や課長職についている割合が高い(図表3-9)。

本分析結果は、同じ企業、所属部署であっても、男女の給与・賃金の水準や上昇率の差があることを示しており、企業内での待遇に差がある現状が浮かび上がった。なお、本データセットには、総合職・一般職等を判別する変数が含まれていないため、採用区分による違いの影響も男女の給与・賃金の違いに含まれている。将来的には、これらの変数もコントロールした上で、男女の給与・賃金の違いについて推計し、より解像度の高い分析を行うことが望まれる。

図表3-6 (Ⅱ)式の推計結果

	所定内給与	現金給与 総額	きまって支 給する給与	賃金
女性ダミー	-0.003	-0.017	-0.015	-0.007
観測数	407,027	405,460	405,060	393,461
決定係数	0.280	0.098	0.093	0.143

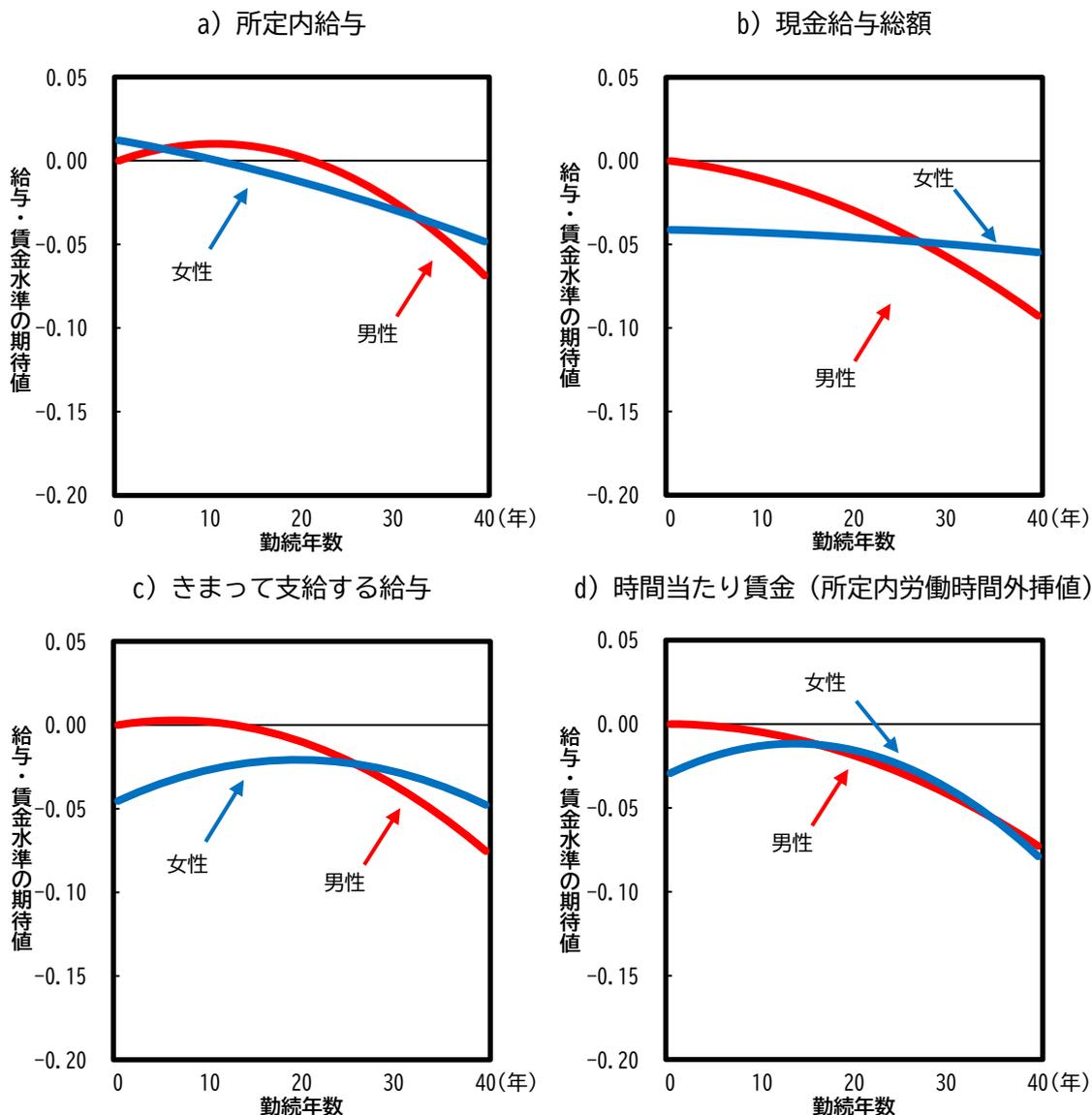
- (備考) 1. 制御変数は、(Ⅱ)式における労働者*i*の、*t*年*m*月における部署ダミー、企業ダミー*X'*を指す。
 2. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスターロバスト標準誤差を用いた。
 3. + $p < 0.1$ 、* $p < 0.05$ 、** $p < 0.01$ 、*** $p < 0.001$ を示す。
 4. 追加の制御変数を含まない推計結果は付表3-2を参照。

図表 3-7 (IV) 式の推計結果

	所定内給与	現金給与 総額	きまって支 給する給与	賃金
女性ダミー	0.012+	-0.041	-0.045+	-0.029
勤続年数	0.002+	-0.001	0.001	0.000
勤続年数 ² /100	-0.009***	-0.004	-0.007	-0.004*
勤続年数*女性ダミー	-0.003***	0.001	0.002	0.003
勤続年数 ² /100*女性ダミー	0.008***	0.004	0.000	-0.005
観測数	407,027	405,460	405,060	393,461
決定係数	0.238	0.093	0.090	0.142

- (備考) 1. 制御変数は、(IV) 式における労働者*i*の、*t*年*m*月における部署ダミー、企業ダミー*X'*を指す。
2. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスターロバスト標準誤差を用いた。
3. + $p < 0.1$ 、* $p < 0.05$ 、** $p < 0.01$ 、*** $p < 0.001$ を示す。
4. 追加の制御変数を含まない推計結果は付表 3-3 を参照。

図表3-8 男女別の給与・賃金上昇率の推移



(備考) 1. X軸は、勤続年数を示す。Y軸は(Ⅲ)式による推定における参照先企業の男性の労働者の入社時点を0とした際の、相対的な給与・賃金(対数値)の期待値を示す。
 2. 本図表では、(Ⅳ)式の全ての右辺の変数を含む推定結果による。

図表3-9 男女別の勤続年数別の役職割合

勤続年数	男性					女性				
	部長級	課長級	係長級	職長級	非役職	部長級	課長級	係長級	職長級	非役職
0年	1.4	1.7	1.4	0.6	94.9	0.1	0.4	0.5	0.0	99.0
1~2年	1.8	2.5	1.9	0.8	93.0	0.3	0.6	0.8	0.1	98.2
3~4年	1.8	2.9	3.4	1.2	90.7	0.3	0.9	1.5	0.3	96.9
5~9年	2.3	4.6	5.7	1.9	85.5	0.5	1.7	4.4	0.5	92.8
10~14年	4.2	8.9	10.7	3.7	72.5	1.4	3.2	6.8	0.7	87.9
15~19年	5.8	14.6	12.8	4.1	62.8	2.0	5.9	7.8	0.7	83.5
20~24年	9.0	19.7	12.6	4.3	54.3	2.8	7.5	9.9	0.8	78.9
25~29年	12.8	23.9	11.4	4.6	47.3	3.4	10.1	10.6	1.0	75.0
30年以上	15.5	19.0	9.3	3.6	52.7	4.0	10.1	10.2	0.9	74.8

(備考) 厚生労働省「賃金構造基本調査」(2023年)により作成。一般労働者を対象。

4. 女性の新卒採用時の配属先部署の違いが給与・賃金に与える影響の分析

本章では、女性の新卒採用者（以下「新卒女性」という。）が配属されやすい部署はどういった部署か、さらに新卒配属時の部署の属性によって新卒採用者のその後の在籍期間の給与・賃金に違いはあるのかという観点から、それぞれにサンプルを構築、推計式を設定した上で、分析を実施し、最後に考察をまとめている。

（1）新卒採用者の配属がされやすい部署はどういった部署か

① サンプルの構築

本分析においては、年単位の部署パネルを構築する。

まず、データセットから、月給者のみのデータを抽出した。月給者のみのデータから、各社の部署ごとの属性として女性比率等の統計量を算出し、年単位の各社の部署のパネルデータを構築した¹⁵（ $n=51,710$ （年×部署単位のサンプル数）、ユニークな 13,832 部署を含む）。

次に、データセットで取得可能な部署コードについて、部署の所属人数が月給者 1 名のみの部署¹⁶は役職を含む形での部署コードであることが想定されるため、本分析から除外した結果、サンプルサイズは $n=39,069$ （ユニークな 10,666 部署を含む）となった。

さらに、新卒採用者の配属があった部署×年に限定するとサンプルサイズは $n=2,911$ （ユニークな 1,724 部署を含む）に絞られた。

なお、部署所属人数は 2～4 人が最頻値である（図表 4-1）。部署は、班や係といった比較的小規模な単位から、課や部といったより比較的大きな組織単位まで多岐にわたり、その規模や位置づけは企業によって様々である。

¹⁵ 部署コードが不明な場合等を除いた。

¹⁶ 部署の名称は、個社情報の秘匿の観点から抽出されていない。

図表 4-1 部署所属人数別の観察数

部署所属人数	観察数
2-4	17,532
5-9	12,872
10-29	7,871
30-49	577
50-99	180
100-149	17
150-199	5
200-249	5
250-299	1
350-399	9
合計	39,069

(備考) ペイロール社データにより作成。数値は月給者数(部署×年)。

② 推計式

新卒採用者の配置があった部署×年 ($n=2,911$ 、ユニークな 1,724 部署を含む) のデータセットを用いて、新卒採用者の配属において、新卒女性が配置されやすい部署の特徴を明らかにするため、以下の定式化による分析を行った。ここで、定式化で用いたすべての部署属性変数において、平均 0 標準偏差 1 となるよう標準化している¹⁷。また、各部署の規模が各社によって異なる点を踏まえ、大きい部署の影響が結果に反映しすぎないように部署サイズ(当該年に各部署に所属していたユニークな月給者の数)をウェイトとして、加重最小 2 乗法 (Weighted Least Squares) を用いた。なお、本分析にかかる新卒採用者の定義は、「データ期間中に入社した月給者のうち入社時点の年齢が 22 歳であった労働者」としている。そのため、例えば高卒や専門学校卒、大学院卒の新卒で採用された月給者は含まれない点については留意する必要がある。

被説明変数は、部署 j で t 年に新卒女性の配属があれば 1 をとる指示変数である。すなわち、部署 j の t 年における新卒女性の配属を、前年の $t-1$ 年における部署 j の特徴から推計する。

説明変数は、部署属性変数として、①部署 j の t 年における月給者の女性比率の年平均である女性比率、②部署 j の t 年における部署内月給者の年単位の現金給与総額及び③部署 j の t 年における部署内月給者の年単位の実労働時間¹⁸があり、②や③については平均や標準偏差、分位点を算出した。算出した各統計量をそれぞれ組み合わせて、(V) 式について下記のとおり 9 つのパターンを設定した (図表 4-2)。

¹⁷ 部署属性変数は、女性比率、現金給与総額及び実労働時間であるが、各々の単位が異なる変数について平均値を引き標準偏差で割るという標準化をすることで推計結果の係数を同じスケールで比較可能にしている。

¹⁸ ペイロール社データにおいては、月給者の所定内労働時間がデータから把握できない企業が一定数存在しているため、サンプルサイズが少なくなることに留意。

$\Pr(\{ \text{女性の} \text{新卒採用あり} \}_{j,t} = 1) = \sum \beta^k \times \text{部署属性変数}_{j,t-1} + \epsilon_{j,t}$	(V)
--	-----

図表 4-2 推定式の詳細 (各パターンの部署属性変数 (説明変数))

番号	説明変数	目的
Model1	女性比率 $_{j,t-1}$	新卒採用者が配属される際に、女性比率が多い部署に新卒女性が配置される確率が高いか
Model2	現金給与総額平均 $_{j,t-1}$ 現金給与総額標準偏差 $_{j,t-1}$	給与水準の高低、ばらつき (不平等度) がある部署に新卒女性が配置される確率が高いか
Model3	女性比率 $_{j,t-1}$ 現金給与総額平均 $_{j,t-1}$ 現金給与総額標準偏差 $_{j,t-1}$	給与水準の高低、ばらつきの他に女性比率でコントロールした際に、ある部署に新卒女性が配置される確率に対してどの変数の説明力があるか
Model4	現金給与総額分位点 (30%、50%、70%) $_{j,t-1}$	どのような給与の分布の部署に新卒女性が配置される確率が高いか
Model5	女性比率 $_{j,t-1}$ 現金給与総額 (30%、50%、70%) 分位点 $_{j,t-1}$	給与の分布の他に女性比率でコントロールした際に、ある部署に新卒女性が配置される確率に対してどの変数の説明力があるか
Model6	実労働時間平均 $_{j,t-1}$ 実労働時間標準偏差 $_{j,t-1}$	実労働時間水準の高低、ばらつき (不平等度) がある部署に新卒女性が配置される確率が高いか
Model7	女性比率 $_{j,t-1}$ 実労働時間平均 $_{j,t-1}$ 実労働時間標準偏差 $_{j,t-1}$	実労働時間水準の高低、ばらつきの他に女性比率でコントロールした際に、ある部署に新卒女性が配置される確率に対してどの変数の説明力があるか

Model8	実労働時間 (30%、50%、70%) 分位点 $_{j,t-1}$	どのような実労働時間の分布の部署に新卒女性が配置される確率が高いか
Model9	女性比率 $_{j,t-1}$ 実労働時間 (30%、50%、70%) 分位点 $_{j,t-1}$	実労働時間水準の分布の他に女性比率でコントロールした際に、ある部署に新卒女性が配置される確率に対してどの変数の説明力があるか

③ 分析結果及び考察

はじめに、記述統計の結果から確認する (図表 4-3)。

女性比率平均の項目については、新卒配属なしの部署 (n=36,157) では 0.33、新卒配属はあったが男性のみで女性配属なしの部署 (n=1,291) では 0.26 であるのに対して、新卒女性配属ありの部署 (n=1,620) では 0.52 であることから、新卒女性の配属があった部署は他部署と比べると女性比率が高いことが示された。また、現金給与総額平均及び実労働時間平均の項目については、新卒配属なしの部署及び新卒女性配属なしの部署に比べて、新卒女性配属ありの部署は現金給与総額が低く、実労働時間が短い傾向にある。現金給与総額の分位点をみると、新卒女性配属ありの部署の全体の分布が他部署よりも低くなっている。さらに、実労働時間の分布において、30、50%分位点が長く、70%分位点が短いことより、長時間労働者が少ない部署であることが平均を押し下げているとみられる。

図表 4-3 女性比率平均、現金給与総額及び実労働時間の基本統計量

	平均 (標準偏差)			
	全部署 N = 39,069	新卒配属なし N = 36,157	新卒女性配属なし N = 1,291	新卒女性配属あり N = 1,620
女性比率平均	0.33(0.33)	0.33(0.33)	0.26(0.26)	0.52(0.34)
現金給与総額平均	518,618(217,601)	523,251(220,558)	494,080(148,686)	423,600(161,014)
現金給与総額標準偏差	291,533(287,545)	292,261(292,801)	313,202(185,058)	255,442(211,870)
現金給与総額30%分位点	365,415(156,347)	369,519(159,100)	328,852(94,545)	293,492(94,574)
現金給与総額50%分位点	437,347(174,598)	442,025(177,015)	403,424(120,016)	348,953(115,413)
現金給与総額70%分位点	523,993(202,927)	528,727(205,307)	498,282(149,426)	427,440(146,723)
実労働時間平均	9,700(1,544)	9,707(1,550)	9,717(1,415)	9,574(1,525)
実労働時間標準偏差	1,876(1,353)	1,869(1,349)	1,862(1,303)	1,997(1,431)
実労働時間30%分位点	9,249(2,273)	9,247(2,266)	9,187(2,240)	9,318(2,386)
実労働時間50%分位点	10,026(1,614)	10,029(1,625)	9,980(1,556)	10,011(1,470)
実労働時間70%分位点	10,625(1,361)	10,636(1,370)	10,625(1,054)	10,446(1,349)

(備考) ペイロール社データにより作成。現金給与総額の単位は円、実労働時間の単位は分。

次に、女性比率及び給与水準分布に焦点を当てたモデル（Model 1～5）による分析の結果をみていきたい（図表4-4）。

記述統計の結果と同様に、女性比率が高い部署では新卒配置時に新卒女性が配置されやすい（Model 1）。

また、部署の給与水準分布が下方に圧縮されている部署の方が、新卒女性が配置されやすいことが示された（Model 4）。これは、現金給与総額 70%分位点や 50%分位点においてはマイナスに有意であり、現金給与総額 30%分位点においてプラスに有意であることから、部署内で特に高い給与をもらっている人員や中位の給与をもらっている人員の給与水準が他の部署と比べて低い部署において、新卒女性の配置がされやすいことを示唆している。なお、部署の給与水準が平均的に低い部署の方が、新卒女性が配置されやすいことが示されたが（Model 2）、この傾向は部署内の給与水準分布のうち特に上位分布が下方に圧縮されることによるものと関連付けることができる（Model 4）。

ただし、女性比率を入れた結果（Model 3、5）をみると、新卒女性が部署に配置される確率は、女性比率によってより強く説明されることがわかった。女性比率をコントロールした場合、給与水準分布が新卒女性の部署の配置確率に与える影響は限定的であると考えられる。これは、部署における女性比率と給与水準分布が相関していることから、女性比率の説明力が給与水準分布の影響を吸収してしまっているためと考えられる。

図表4-4 Model 1～5の推定結果（新卒配属があった部署サンプル）

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
女性比率平均	0.147***		0.159***		0.140***
現金給与総額平均		-0.128***	-0.039		
現金給与総額標準偏差		0.032	0.057*		
現金給与総額30%分位点				0.080*	0.070*
現金給与総額50%分位点				-0.107*	-0.054
現金給与総額70%分位点				-0.086*	-0.03
観測数	2,007	1,991	1,991	2,007	2,007
決定係数	0.124	0.03	0.137	0.036	0.127

（備考）1. ペイロール社データにより作成。加重最小2乗法（Weighted Least Squares）により推計。

2. + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001を示す。

最後に、女性比率及び労働時間分布に焦点を当てたモデル（Model 6～9）による分析の結果をみていきたい（図表4-5）。その他の要因もあるものの、一般的に実労働時間に応じて現金給与総額も変動することから、前述した現金給与総額の結果と似た結果となっている。

実労働時間 70%分位点で有意に負となっていることから、部署内で長時間労働の人も、他の部署と比べて実労働時間が短く、すなわち部署内の実労働時間分布が下方に圧縮されている部署の方が、新卒女性が配属されやすいことが分かる（Model 8）。もっとも、女性比

率を追加でコントロールすると、実労働時間分布の影響は限定的となる (Model 9)。もともと女性比率の高い部署では、部署内の労働時間分布が下方に圧縮されている (それに伴い実労働時間の部署平均も短い) 傾向にあり、給与水準分布と同様に、女性比率の説明力が労働時間分布により説明される要因の影響を吸収してしまっている。

図表 4-5 Model 6～9 の推定結果 (新卒配属があった部署サンプル)

	Model 6	Model 7	Model 8	Model 9
女性比率平均		0.156***		0.137***
実労働時間平均	0.026	-0.005		
実労働時間標準偏差	0.049*	0.031		
実労働時間30%分位点			0.044	0.009
実労働時間50%分位点			0.071	0.049
実労働時間70%分位点			-0.097*	-0.063
観測数	590	590	603	603
決定係数	0.008	0.175	0.012	0.14

(備考) 1. ペイロール社データにより作成。加重最小2乗法 (Weighted Least Squares) により推計。

2. + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001 を示す。

以上より、新卒女性が配置されやすい部署の傾向は存在していることが明らかになった。その特徴は、次のとおり整理される。第一に、もともと女性比率が高い部署に、新卒女性が配属されやすいこと、第二に、部署内で特に高い給与をもらっている人員でも、他の部署に比べればその水準は相対的に低い (給与水準分布が下方に圧縮されている) こと、第三に、部署内で長時間労働があったとしても、他の部署に比べれば比較的その実労働時間は短い (労働時間分布が下方に圧縮されている) こと、の3点である。

この背景として、これらの観察される変数が、新卒女性の配置と関連性の高い観察できない要因を代理している可能性がある。例えば、ワークライフバランスをとりやすい部署に新卒女性を配置する人事管理をする企業の場合、実労働時間の分布の変数がワークライフバランスのとりやすさの代理変数となっている。

いずれにせよ、部署内の職場環境や採用時の職種 (総合職・一般職等) を考慮に入れた分析は今後の課題であり、こうした分析を実施するには、給与データを企業内の人事データなどと結合する必要がある。

(2) 新卒配属時の部署によりその後の給与・賃金に違いはあるか

① サンプルの構築及び推計式

ペイロール社データから把握できる新卒配属時の部署の属性による給与・賃金水準の違いを把握するため、データ期間中(2015年1月～2024年6月)に新卒で採用された月給者の新卒入社翌年以降のサンプルを用いた。分析では、ペイロール社データから、データ期間中に採用された新卒採用者¹⁹の月給者のデータを抽出した($n=180,102$ (労働者×年月))。なお、新卒採用から次年以降を分析対象とするため、上記のデータセットから各新卒採用者の勤続年数が0年(入社初年)の給与・賃金の水準の欠損処理を行うことで、分析の対象から除外している。このように、勤続年数が1年0か月から最長9年5か月のサンプルが分析対象となっている。

② 推計式

上記のサンプルを用いて、新卒配属時の部署の属性によってその後の在籍期間の給与・賃金に違いはあるのか、特に男女でその効果が異なるのかという観点から、以下のとおり定式化した。

被説明変数は、(VI)式では t 年 m 月における企業 j の月給者 i の給与・賃金項目(所定内給与、現金給与総額、きまって支給する給与、賃金の各対数値)である。

説明変数は、勤続年数、女性ダミー(1の場合女性、0の場合男性)、新卒配属時の部署属性、女性ダミーと新卒配属時の部署属性の交差項を含めた。ここで、新卒配属時の部署属性は、①企業 j の月給者 i の初期配属時点における配属先部署の女性比率、②企業 j の月給者 i の初期配属時点における配属先部署の給与水準及び③企業 j の月給者 i の初期配属時点における配属先部署の労働時間水準の3パターンとしている。さらに、制御変数として、月給者 i が所属する企業 j の企業固定効果を追加している。

$\ln \text{給与(賃金)}_{ijmt} = \beta \times \text{勤続年数}_{ijmt} + \gamma \text{女性ダミー}_{ij} + \delta \times \text{新卒配属時の部署属性}_{ij} + \zeta \times \text{女性ダミー}_{ij} \times \text{新卒配属時の部署属性}_{ij} + \text{企業固定効果}_{ij} + \epsilon_{ijmt}$	(VI)
--	------

③ 分析結果及び考察

はじめに、新卒配属先部署の女性比率に焦点を当てた分析の結果からみていきたい(図表4-6、4-7)。

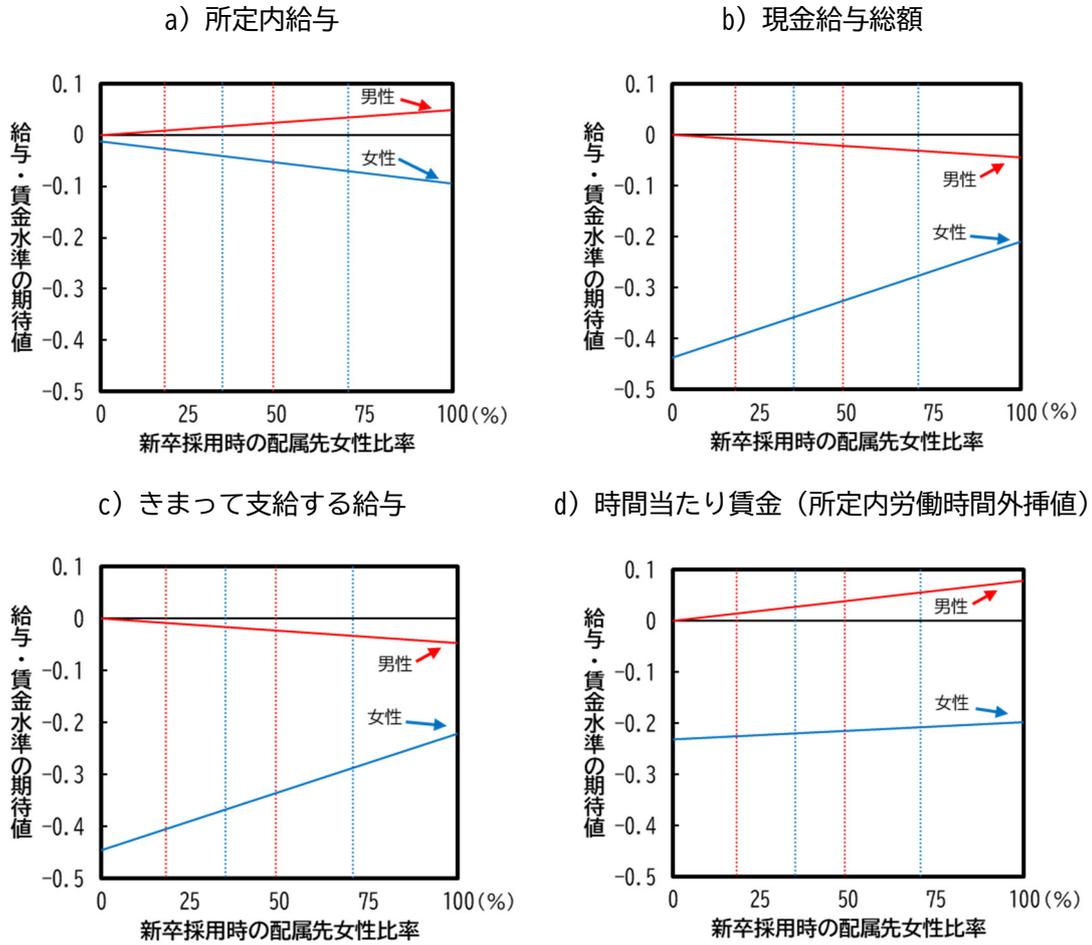
¹⁹ 新卒採用者の定義は、前節における分析と同様に「データ期間中に入社した月給者のうち入社時点の年齢が22歳であった労働者」とする。

ここでは、勤続年数が1年0か月から最長9年5か月のサンプルの給与・賃金の水準について、推計結果を用い、勤続年数の影響をコントロールした上で、部署の女性比率に応じた男女間の給与・賃金の違いをみている。新卒女性が女性比率の高い部署に配属されると、女性比率の低い部署に配属された新卒女性と比較して、その後の所定外労働や賞与を含む給与水準は高くなる傾向がある。また、男性の給与・賃金水準は、新卒時の配属部署の女性比率に大きく影響を受けるわけではないことが分かる。

新卒女性が女性比率の低い部署に配属されると、所定内給与については男女間の差異があまりみられないが、残業代を加味した現金給与総額やきまって支給する給与については、差がみられた。この背景として、女性については残業が相対的に抑えられている可能性が考えられる。

なお、X軸の点線は新卒採用者男女、各々のサンプルにおける新卒採用時の部署の現金給与総額水準（部署内中央値）の25及び75パーセンタイルを示し、新卒採用者男女各々のサンプルの50%がこの点線間の区間に存在することを示している。これらの破線から離れた区間についてはサンプルも少なく、データ上での実現値としては推計された結果と異なっている可能性があることに留意する必要がある（本節の以下の図表でも同様）。

図表 4-6 男女別の新卒採用時の配属先部署の女性比率に応じた
その後の給与・賃金の違い



(備考) 本図表では、企業の固定効果を含むモデルの推定結果による。X 軸は新卒採用時の配属先女性比率を示す。Y 軸は推定モデルにおける参照先の企業における男性の新卒採用者の部署の女性比率を 0 とし、勤続年数の影響を除いた相対的な給与・賃金の期待値を示す。

図表 4-7 (VI) 式の推計結果（新卒配属時の部署属性は女性比率）

	所定内給与	現金給与総額	きまって支給する給与	賃金（労働時間一部外挿）
勤続年数	0.047***	0.021*	0.019+	0.028**
女性ダミー	-0.012	-0.437***	-0.445***	-0.231+
新卒配属部署女性比率 (%)	0	0	0	0.001
女性ダミー ×新卒配属部署女性比率 (%)	-0.001	0.003*	0.003+	0
観測数	94,652	94,163	94,020	91,401
決定係数	0.433	0.059	0.059	0.056

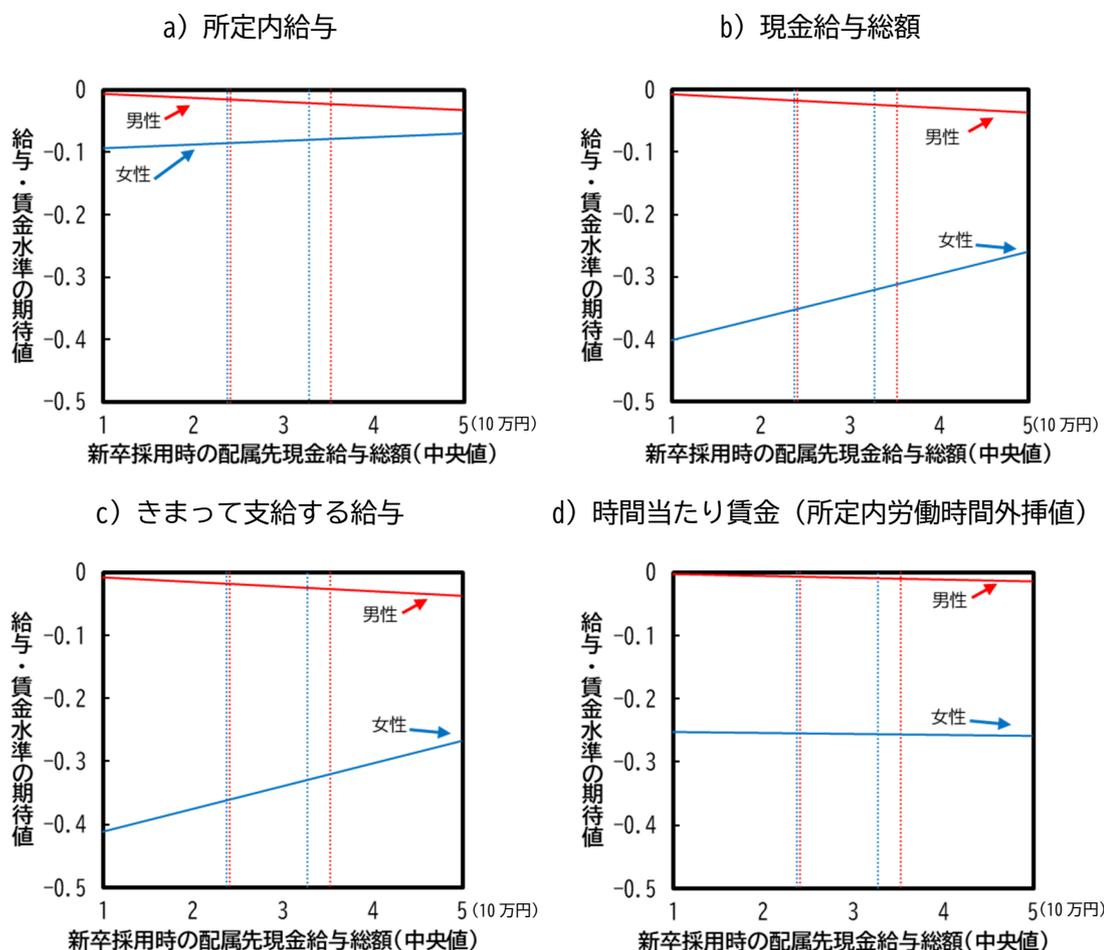
(備考) 1. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスタロバスト標準誤差を用いた。
2. + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001 を示す。
3. 追加の制御変数を含まない推計結果は付表 3-4 を参照。

次に、新卒配属先部署の給与水準の影響についてみていきたい（図表4-8、4-9）。

新卒女性が給与水準の高い部署に配属されると、給与水準の低い部署に配属された新卒女性よりもその後の給与水準は高くなる傾向が示された。所定内給与においては、女性ダミーと新卒配属部署給与水準の交叉項が統計的に有意となっている。これは初期配属時の給与水準がその後の所定内給与のルールに影響があることを示唆している。他方、新卒男性にとっては、新卒配属時の部署の給与水準は、その後の給与水準に対する影響は大きくはない。

なお、赤色と青色の破線をみると、新卒採用者男女各々のサンプルの50%は部署の現金給与総額の水準が20万円前半から30万円代の区間の比較的狭い区間に含まれていることに留意が必要である。

図表4-8 男女別の新卒採用時の配属先部署の給与水準に応じたその後の給与・賃金の違い



(備考) 本図表では、企業の固定効果を含むモデルの推定結果による。X軸は新卒採用時の配属先部署内の現金給与総額の中央値で単位は10万円。Y軸は推定モデルにおける参照先の企業における男性の新卒採用者の部署の現金給与総額（部署中央値）を0として、勤続年数の影響を除いた相対的な給与・賃金の期待値を示す。

図表 4-9 (VI) 式の推計結果 (新卒配属時の部署属性は給与水準)

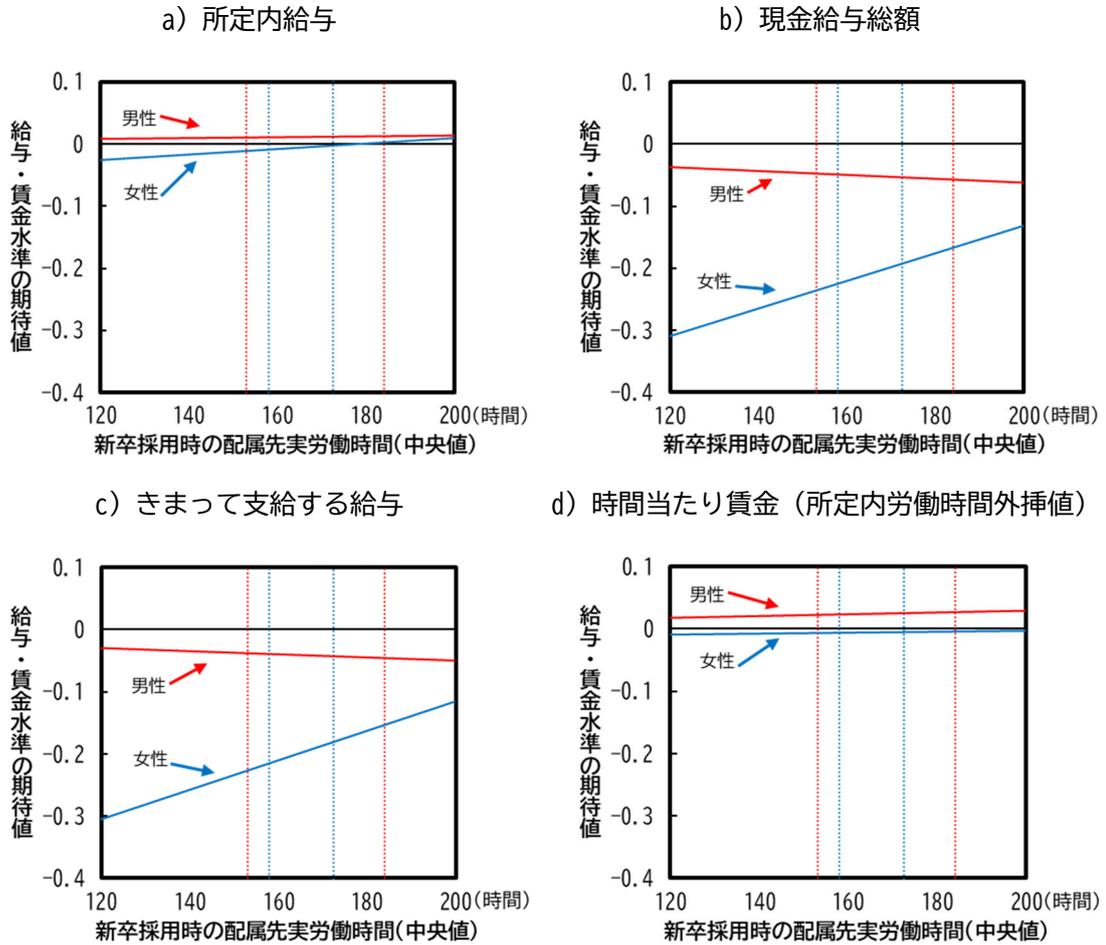
	所定内給与	現金給与総額	きまって支給する給与	賃金 (労働時間一部外挿)
勤続年数	0.047***	0.021*	0.019+	0.027**
女性ダミー	-0.099**	-0.437***	-0.447***	-0.250*
新卒配属部署給与水準 (10万円)	-0.007	-0.007	-0.007	-0.003
女性ダミー×新卒配属部署給与水準 (10万円)	0.012+	0.043	0.043	0.001
観測数	94,652	94,163	94,020	91,401
決定係数	0.431	0.059	0.059	0.056

(備考) 1. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスターロバスト標準誤差を用いた。
 2. + $p < 0.1$ 、* $p < 0.05$ 、** $p < 0.01$ 、*** $p < 0.001$ を示す。
 3. 追加の制御変数を含まない推計結果は付表 3-5 を参照。

最後に、新卒配属先部署の労働時間水準についての分析結果をみていきたい (図表 4-10、4-11)。

新卒配属先部署の女性比率や給与水準に焦点を当てた分析と同様に、労働時間水準の分析においても、所定内給与については男女間の差異があまりみられないが、残業代を加味した現金給与総額やきまって支給する給与については、差がみられた。また、新卒女性は、いずれの項目においても、労働時間が長い部署に配属されるとその後の給与水準も高い傾向にあることが示された。一方で、新卒男性にとっては、新卒配属時の部署の労働時間水準はあまりその後の給与水準に影響が大きくなかった。それに伴い、労働時間の長い部署に新卒時配属された男女間ではその後の給与水準格差は小さくなっている。

図表 4-10 男女別の新卒採用時の配属先部署の労働時間水準に応じたその後の給与・賃金の違い



(備考) 本図表では、企業の固定効果を含むモデルの推定結果による。X 軸は新卒採用時の配属先部署内の実労働時間の中央値を示す。Y 軸は推定モデルにおける参照先の企業における男性の新卒採用者の部署の実労働時間(中央値)を0として、勤続年数の影響を除いた相対的な給与・賃金の期待値を示す。

図表 4-11 (VI) 式の推計結果 (新卒配属時の部署属性は労働時間)

	所定内給与	現金給与総額	きまって支給する給与	賃金 (労働時間一部外挿)
勤続年数	0.034***	0.022	0.018	0.051***
女性ダミー	-0.078	-0.576**	-0.589**	-0.018
新卒配属部署労働時間中央値 (時間)	0	0	0	0
女性ダミー×新卒配属部署労働時間中央値 (時間)	0	0.003*	0.003*	0
観測数	24,206	24,304	24,258	23,678
決定係数	0.6	0.075	0.066	0.17

(備考) 1. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスターロバスト標準誤差を用いた。
 2. + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001 を示す。
 3. 追加の制御変数を含まない推計結果は付表 3-6 を参照。

以上の分析から、所定内給与よりも残業代を含む現金給与総額やきまって支給する給与において男女間の給与・賃金格差が大きくなる点が明らかとなった。また、新卒採用時の配属先部署がどのような部署であるかは、新卒女性にとってはその後の給与・賃金の水準に影響を与えうる可能性がある点が確認された。一方、新卒採用時の配属先の部署の違いは、新卒男性にとってはその後のキャリアにおいてあまり影響はみられことも明らかとなった。

また、給与水準が高い部署や労働時間が長い部署に配置された新卒女性は、その後の給与水準は高く、同じような新卒配属先の男性との給与水準格差も比較的小さい。給与水準が高く労働時間が長い部署では仕事に対するコミットメントを高く求められることが想定され、そうした部署でキャリアをスタートさせた女性は相対的にその後の給与水準も高いことが背景にある可能性がある。ただし、新卒採用時の配属先が女性にとってその後のキャリアにおいて重要である可能性は示唆されたものの、新卒採用時の部署の属性によらない男女間の給与・賃金の格差の方が相対的に大きいことには引き続き留意が必要である。

残された課題として、本稿においては、男女間での所属する部署単位での配置の差の分析にとどまったが、同一部署に所属する労働者であっても同じ部署の中で、さらに職務レベルでのタスクの分離が生じている可能性がある。さらに詳細な役職や職位等の情報の紐づけを行うことによって、こうした観点での分析への拡張可能性がある。

5. まとめ

本稿では、女性活躍に向けた分析として、男女間の給与・賃金格差の状況及び女性の新卒採用時の配属先部署の違いから生じる格差にかかる分析を実施した。

男女間の給与・賃金格差の状況の分析結果として、同一企業・同一部署においても、給与・賃金の水準の男女間の格差は入社時点から存在していたことが明らかとなり、本分析結果は、男女間の格差について言及したこれまでの先行研究と整合的である。

次に、新卒採用時の配属先部署にかかる分析については、女性の割合が多い部署に女性が配置されやすいという傾向が明らかとなり、そのような部署は給与・賃金の水準自体が低く、労働時間も短いことから、男女間における職域や職務の分離の存在が示唆された。ただし、この男女間での職域や職務の分離が、具体的にどのような名称の部署で生じているのか、或いは管理職に登用される年次や専門職を経験する年数に関する男女差について、データからは明らかではない。一方、給与水準が高い部署や労働時間が長い部署に配置された新卒女性は、その後の給与水準は高く、同じような新卒配属先の男性との給与水準格差も比較的小さいことから、女性にとっては、新卒採用時の配属先の部署がどの部署であるかが、キャリアデザインを描く上において、男性と比べて相対的に重要であることが示唆される。また、新卒配属時の属性の違いに応じた男女間の格差についてみると、所定内給与よりも残業代を含む現金給与総額やきまって支給する給与において、大きくなる点が明らかとなった。

本稿では、上記のとおり男女間の給与・賃金格差の存在及び職域の差が給与・賃金に影響するなど先行研究の指摘を給与計算代行サービスデータでも確認することができた。部署が識別でき、同一労働者の賃金・労働時間を時系列で把握できるデータを用いて定量的に分析した点に意義があり、新たな知見を提供している。将来的には、本分析の課題であるサンプルの拡大や新たな職種や教育年数等の変数の活用により、さらなる発展的な分析を実施することが期待される。本分析が、男女間の給与・賃金格差是正や性差に由来する待遇・キャリアの違いの解消に向けた政策議論において一定の示唆を与えるものとなれば幸いである。

Appendix 1 分析に用いたデータセットの特徴²⁰

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²¹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) ペ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²²。

²⁰ 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、都竹ほか(2024)を参照。

²¹ 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。

²² 都竹ほか(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」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、恣意性を排除するため、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
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
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
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	#####
	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
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	時給者	4,800,654	20	5,330	3,094	0	3,156	5,080	7,905	30,900
	月給者	3,176,357	1,829,172	9,748	2,451	0	9,168	10,080	10,912	33,810
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	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 ・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	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) ペイロール社データにより作成。

Appendix 3 追加変数を含まない推計結果

付表 3-1 月給者の男女間の勤続年数に応じた給与・賃金水準の差

	所定内給与	現金給与 総額	きまって支 給する給与	賃金 (労働時間 一部外挿)
女性ダミー	0.013	-0.138**	-0.110*	-0.061
勤続年数	0.051***	0.052***	0.048***	0.043***
勤続年数 ² /100	-0.088*	-0.093***	-0.084***	-0.066***
勤続年数*女性ダミー	-0.015+	-0.029***	-0.031***	-0.020**
勤続年数 ² /100*女性ダミー	0.033	0.086***	0.091***	0.056*
観測数	514,550	511,576	511,263	498,146
決定係数	0.288	0.180	0.212	0.267

(備考) 1. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスタロバスト標準誤差を用いた。
2. + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001 を示す。
3. 追加の制御変数を含む推計結果は図表 3-4 を参照。

付表 3-2 男女間の給与・賃金上昇率の差

	所定内給与	現金給与 総額	きまって支 給する給与	賃金
女性ダミー	0.014***	-0.003	-0.004	-0.005
観測数	407,027	405,460	405,060	393,461
決定係数	0.002	0.000	0.000	0.000

(備考) 1. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスタロバスト標準誤差を用いた。
2. + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001 を示す。
3. 追加の制御変数を含む推計結果は図表 3-6 を参照。

付表 3-3 月給者の男女間の勤続年数に応じた給与・賃金上昇率の差

	所定内給与	現金給与 総額	きまって支 給する給与	賃金
女性ダミー	0.024***	-0.059**	-0.055**	-0.047*
勤続年数	0.003+	-0.002	0.000	0.000
勤続年数 ² /100	-0.012*	-0.002	-0.005+	-0.005**
勤続年数*女性ダミー	-0.004***	0.002	0.003	0.003*
勤続年数 ² /100*女性ダミー	0.010***	-0.001	-0.002	-0.006
観測数	407,027	405,460	405,060	393,461
決定係数	0.052	0.004	0.003	0.003

(備考) 1. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスタロバスト標準誤差を用いた。
2. + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001 を示す。
3. 追加の制御変数を含む推計結果は図表 3-7 を参照。

付表 3-4 新卒採用者の採用後の新卒採用時配属部署の女性比率に応じた給与・賃金水準の差

	所定内給与	現金給与総額	きまって支給する給与	賃金(労働時間一部外挿)
勤続年数	0.046***	0.029*	0.025*	0.031**
女性ダミー	0.076	-0.203+	-0.264*	-0.108
新卒配属部署女性比率(%)	0.002	0.002	0.002	0.002
女性ダミー×新卒配属部署女性比率(%)	-0.003+	-0.003+	-0.002	-0.003+
観測数	94,652	94,163	94,020	91,401
決定係数	0.154	0.036	0.037	0.031

(備考) 1. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスタロバスト標準誤差を用いた。
 2. + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001を示す。
 3. 追加の制御変数を含む推計結果は図表 4-7を参照。

付表 3-5 新卒採用者の採用後の新卒採用時配属部署の給与水準に応じた給与・賃金水準の差

	所定内給与	現金給与総額	きまって支給する給与	賃金(労働時間一部外挿)
勤続年数	0.046***	0.028*	0.023+	0.030**
女性ダミー	-0.099	-0.527***	-0.484***	-0.287*
新卒配属部署給与水準(10万円)	0.001	0.006	0.01	0.016
女性ダミー×新卒配属部署給与水準(10万円)	0.011	0.072+	0.064	0.017
観測数	94,652	94,163	94,020	91,401
決定係数	0.134	0.038	0.038	0.031

(備考) 1. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスタロバスト標準誤差を用いた。
 2. + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001を示す。
 3. 追加の制御変数を含む推計結果は図表 4-9を参照。

付表 3-6 新卒採用者の採用後の新卒採用時配属部署の労働時間に応じた給与・賃金水準の差

	所定内給与	現金給与総額	きまって支給する給与	賃金(労働時間一部外挿)
勤続年数	0.032***	0.04	0.032	0.055***
女性ダミー	-0.036	-0.476*	-0.482*	0.029
新卒配属部署労働時間中央値(時間)	-0.001*	0	0	-0.001*
女性ダミー×新卒配属部署労働時間中央値(時間)	0	0.002	0.002	-0.001
観測数	24,206	24,304	24,258	23,678
決定係数	0.199	0.032	0.025	0.084

(備考) 1. 標準誤差の推定においては個別企業単位のクラスタロバスト標準誤差を用いた。
 2. + p < 0.1、* p < 0.05、** p < 0.01、*** p < 0.001を示す。
 3. 追加の制御変数を含む推計結果は図表 4-11を参照。

参考文献

- 川口 章 (2023) 「正社員の多様化と男女の職域分離・賃金格差」日本労働研究雑誌、No.653、pp.28-43、労働政策研究・研修機構
- 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
- 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）(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
- 内閣府政策統括官（経済財政分析担当）(2023) 「令和5年度 年次経済財政報告」
- 橋本 由紀、佐藤 香織 (2014) 「性別職域分離と女性の賃金・昇進」RIETI ディスカッションペーパーシリーズ、14-J-036
- 原 ひろみ (2023) 「男女の賃金情報開示施策：女性活躍推進法に基づく男女の賃金差異の算出・公表に関する論点整」RIETI ポリシーディスカッションペーパー、23-P-009
- 労働政策研究・研修機構 (2025) 『ユースフル労働統計 労働統計加工指標集 2025』
<https://www.jil.go.jp/kokunai/statistics/kako/2025/documents/useful2025.pdf>
- 山口 一男 (2016) 「男女の職業分離の要因と結果—女性活躍推進の今一つの大きな障害について」RIETI ディスカッションペーパーシリーズ、16-J-001
- Abe, Yukiko (2010) “Equal Employment Opportunity Law and the gender wage gap in Japan: A cohort analysis” *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, pp. 142-155
- Hara, Hiromi (2018) ” The Gender Wage Gap across the Wage Distribution in Japan: Within- and Between-Establishment Effects” *Journal of the Labor Economics*, vol 53, pp.213-229
- Kimberly Bayard, Judith Hellerstein, David Neumark, & Kenneth Troske (2003) “New Evidence on Sex Segregation and Sex Differences in Wages from Matched Employee-Employer Data” *Journal of the Labor Economics*, vol.21, no.4
- Onozuka (2016) “The gender wage gap and sample selection in Japan” *Journal of the Japanese and International Economies*, 39, pp. 53-72