

第7章 男女間賃金格差の国際比較と日本における要因分析

山本 高大¹
桃田 翔平²
笹間 美桜³
網谷 理沙⁴
玄馬 宏祐⁵
鶴岡 将司⁶

【要旨】

本稿では、国際比較から見えてくる日本の男女間賃金格差の特徴を明らかにした上で、その背景にあると考えられる仮説の検証を行った。

労働市場の男女間格差について国際比較を通して分析すると、日本の女性の就業率は他の先進諸国と比べて相対的に高く、パートタイム比率も他国と比べて極端に高いわけではないことが分かる。一方で、パートタイム労働・超過勤務も含めた男女間賃金格差は、フルタイム労働・所定内労働に限った男女間賃金格差よりも大きい。要因別に分解した分析では、賃金率の格差は水準としては大きいものの近年は縮小傾向にある。一方で労働時間の格差は高い水準にあり、近年大きく変化していないことが分かった。

こうした男女の働き方・賃金の違いが生じる背景として、Goldin(2014)は米国の労働者のデータを用いて長時間労働に対する賃金プレミアムの仮説を示した。これと同様の手法を用いて、日本に関して職業毎に仕事の他者との代替可能性を表す指標を導出し、男女間賃金格差との関係を調べたところ、そうした指標と男女間賃金格差の間に有意な関係が得られなかった。しかし、この結果をもって日本の男女間賃金格差が職業の代替可能性に依存していないと結論付けることはできず、例えば海外との雇用慣行の違いから、職業別に男女間賃金格差を分析することが適切でない可能性がある。

そこでパネルデータを用いて、各個人に関して働き方と賃金の関係を分析したところ、働き方の自由度が高く、仕事内容が単純な人ほど賃金が低くなることが明らかになった。また、男女間賃金格差との関係としては、女性の従事する仕事が、自由度が高く、仕事内容が単純なものに偏っていることから、男女間賃金格差とこれらの仕事の性質が関係していることが示唆される。

¹ 財務省財務総合政策研究所総務研究部研究官

² 財務省財務総合政策研究所総務研究部研究官

³ 財務省財務総合政策研究所総務研究部研究員

⁴ 財務省財務総合政策研究所総務研究部研究員

⁵ 財務省財務総合政策研究所総務研究部研究員

⁶ 財務省財務総合政策研究所総務研究部総括主任研究官

1. はじめに

一人ひとりが能力を発揮できる社会を実現する。少子高齢化が進み生産年齢人口が減少しつつある中で、このことの重要性が高まっていることは論を俟たないであろう。また、イノベーションを産み出し生産性を高めるために、多様な価値観を持った人々が企業・組織の意思決定に関わることが重要であると言われる。そうした社会の実現には、高齢者や障害者、女性を含めた社会を構成する様々な人が労働に参加し、自分自身の能力を発揮できる仕事・働き方をすることが必要であることも度々指摘される。しかしその一方で、仕事・働き方・賃金については、社会属性による格差、特に男女による違いも依然として存在している。

本稿では労働市場における男女の働き方や賃金の違いについて国際比較から見える日本の特徴を示した上で⁷、そうした特徴の背景にあると考えられる仮説を検証する。具体的には、米国の先行研究を参考に、日本で長時間労働に対する賃金プレミアムの仮説が成立するか、そしてそれが男女間賃金格差の要因となっているのか分析する。女性より男性の方が家事育児の負担が大きい社会では、長時間労働に対する賃金プレミアムが男女の賃金格差に与える影響は大きいと考えられる。

また、長時間労働に従事できることが賃金率水準を高める条件となっているのであれば、能力があるにも関わらず長時間労働ができないためにその能力を発揮できない人が潜在的に多いのかもしれない。多様な価値観・アイデアを企業や組織の意思決定に反映させるためにも、労働時間や仕事の特性が賃金にどのような影響を与えるのかについて考察を深めることは重要であると思われる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず第2節で、男女間賃金格差が生じる要因を分解して、その要因毎に国際比較を行い、日本の労働市場における男女の働き方や賃金の違いの特徴を分析する。次に第3節で、そうした特徴の背景にあると考えられる長時間労働に対する賃金プレミアムの仮説について、米国での先行研究に則した方法で日本のデータを用いて検証を行う。結果として米国と同様の結果が得られなかったため、第4節ではより日本の雇用慣行に適していると考えられる方法で分析を行う。最後に、第5節でまとめを行う。

2. 男女間賃金格差の国際比較

日本は国際的に見て、男女の賃金格差が大きいと言われている。ただし、賃金は賃金率(1時間あたりの賃金)に労働時間を乗じたものであり、さらにその背後に、労働市場に参加しているかという問題がある。そうした要因毎の男女の違い及び他国と比較したときの日本の相対的な立ち位置について概観する。

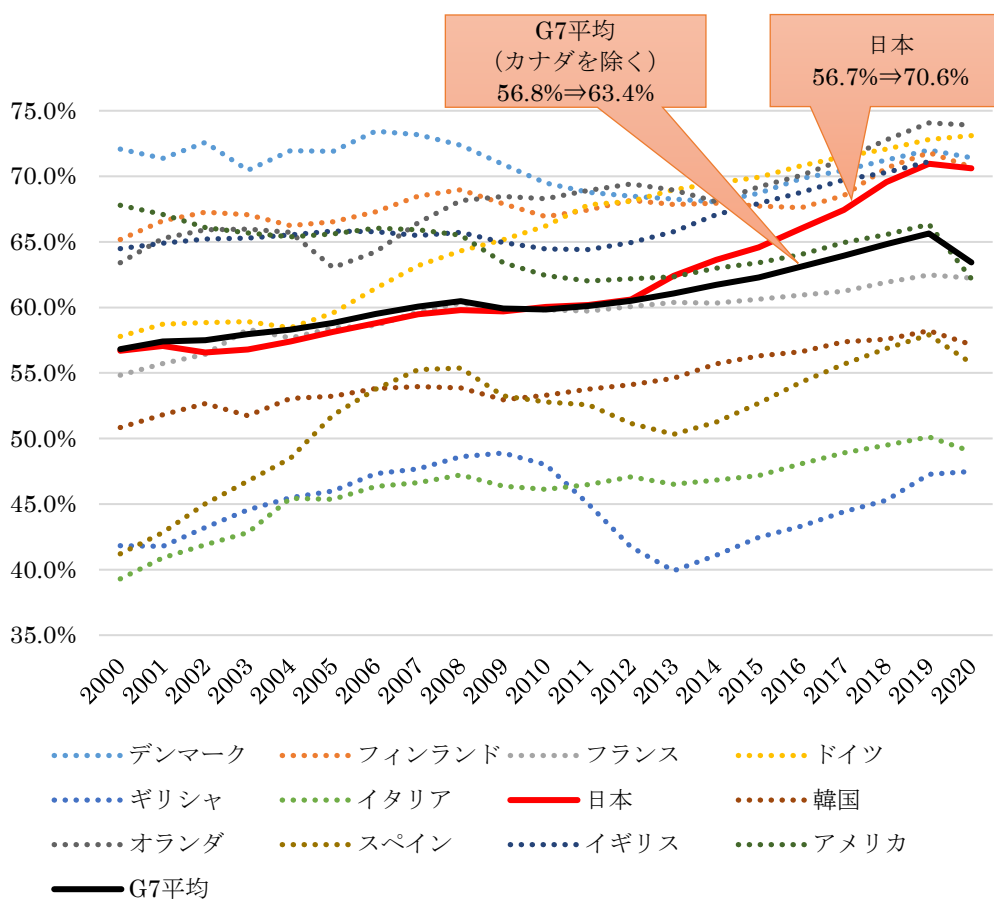
⁷ 特段の断りがない限り、本稿における「賃金」とは、給料・賞与・手当を含めた給与所得のことであり、役員報酬なども内包する概念として用いる。

(1) 就業率の推移

まずは女性が労働市場にどの程度参加しているかを確認する。図表1は国際労働機関（以下、「ILO」とする。）のデータから作成した女性の就業率の推移であり、女性の15～64歳の生産年齢人口に占める有給雇用者と自営業者の総数の割合がどのように変化しているかを示している。ここでの有給雇用者は、フルタイム労働者もパートタイム労働者も含んでいる。

このグラフから、日本の女性の就業率は長期的に上昇しており、足元では他の先進国と比較しても高い水準にあることが分かる。特に2010年代以降、女性の労働参加が進んだと言える。

図表1 15～64歳の就業率（女性）の推移



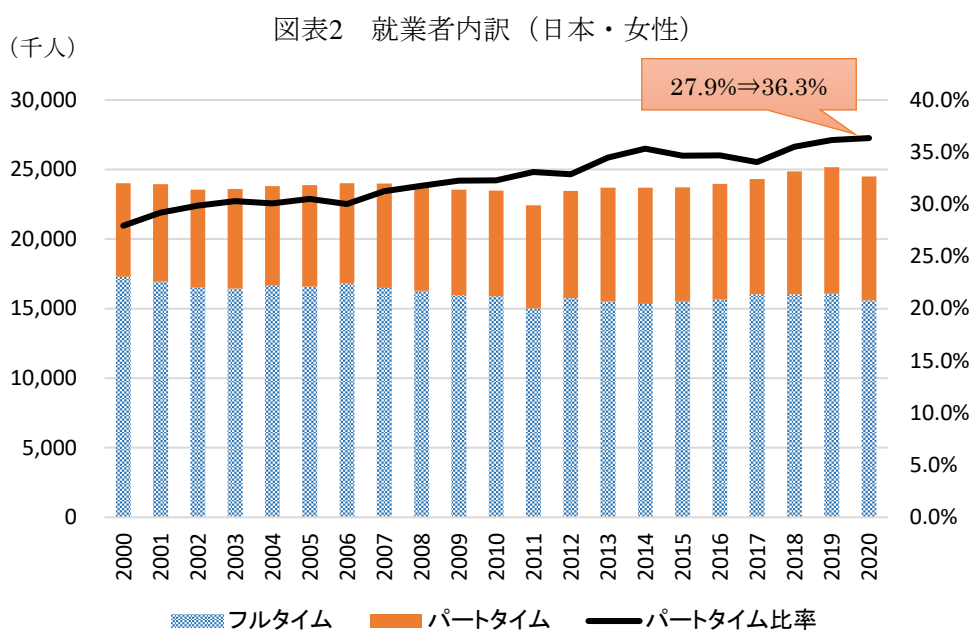
(注) 就業率＝総労働者数÷人口で算出。総労働者数は有給雇用と自営業の和。

(出所) ILO Stat

(2) パートタイム比率の推移

就業率は労働市場に参加した人の割合を示しているが、その労働実態は問われない。このため賃金の動向を考察する上では、パートタイム労働者とフルタイム労働者の比率を確認する必要がある。図表2は、日本の女性労働者のパートタイム労働者とフルタイム労働者の内訳・比率を表しており、図表3は女性のパートタイム労働の比率の国際比較を表している。これらの図表は、パートタイム労働者とフルタイム労働者に関するOECDのデータから作成した。

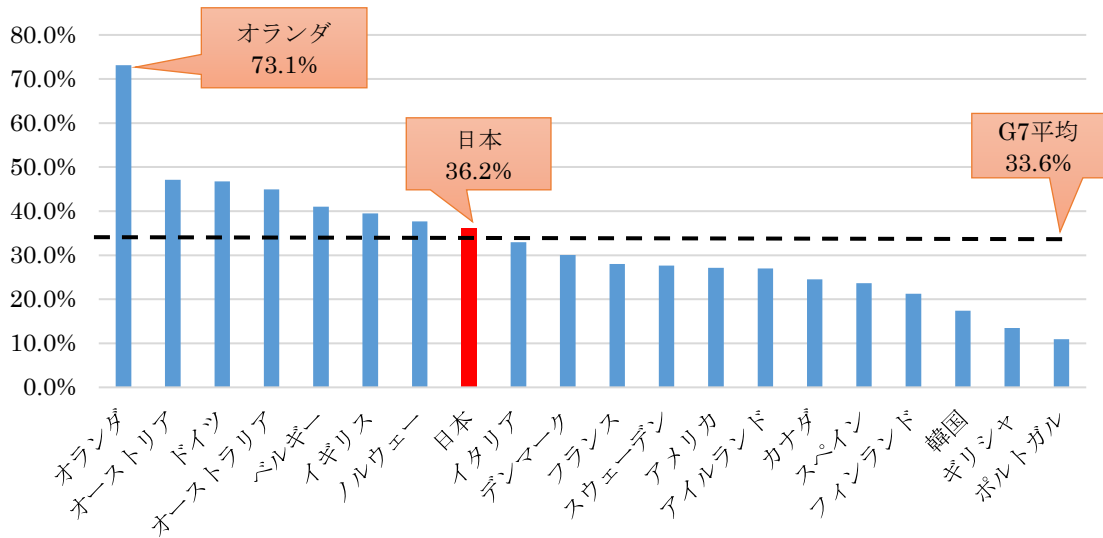
図表2を見ると、女性就業者数の総計は2000年以降大きく変化していない。先に示した近年の就業率の上昇は、生産年齢人口が減少したにも関わらず就業者数が変わらないことによるものであることが読み取れる。また、日本における女性労働者のパートタイム比率は増加傾向であることが分かる。実際、2000年にはその比率は27.9%であったのに対し、2020年には36.3%である。一方で図表3より、日本の女性労働者のパートタイム比率は諸外国と比較して特別高いわけではないことが見て取れる。具体的には、日本の女性のパートタイム労働者の比率は、G7平均の33.6%と比べて2.6%ポイント高いだけである。



(注) 日本では労働時間が週30時間未満をパートタイム労働者と定義。棒グラフはフルタイム労働者・パートタイム労働者の人数（左軸）を表しており、折れ線グラフは女性労働者全体に占めるパートタイム労働者の比率（右軸）を表している。

(出所) OECD Statistics : FTPT employment based on national definitions

図表3 女性のパートタイム比率（2019年時点）



(注) パートタイム労働者の定義は各国による。パートタイム比率は、フルタイム労働者とパートタイム労働者の合計に占めるパートタイム労働者の割合を示す。

(出所) OECD Statistics : FTPT employment based on national definitions

(3) 1人当たり賃金の男女格差

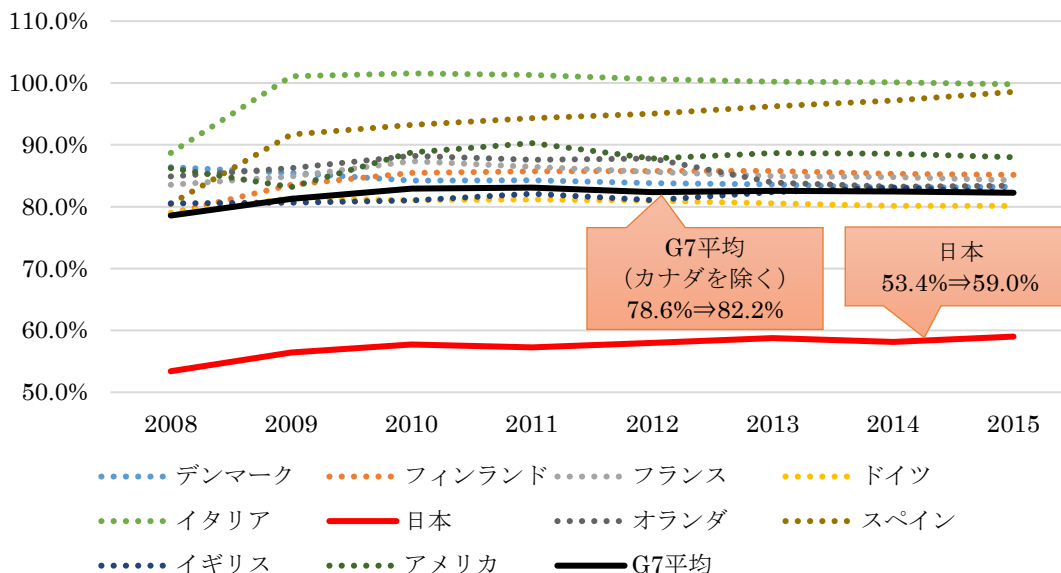
次に、こうした女性の労働参加を背景として、働き方や賃金の男女差がどのような形で生じるかを確認する。図表4は、男性の1人当たり賃金に対する女性の1人当たり賃金の比率を表している。この割合は、EU KLEMSの労働に関するデータを使用して計算した総賃金の男女比率と、ILOから入手した男女の労働者数の比率から算出している⁸。ここで用いている総賃金・総労働者数には残業代やパートタイム労働者も含まれているため、そうした動向も反映した男女格差を表していると考えられる。

図表4から、日本の女性の相対的な賃金は増加傾向にはあるものの、他の先進国と比較してかなり低い水準にあることが分かる。男女の賃金格差の指標としてよく参照されるOECDの「gender wage gap」では、2019年時点で日本の女性の1人当たり賃金は男性の76.5%であると報告されている。しかし図表4では、このOECDの指標よりも男女格差の水準が大きいことが読み取れる。これは、OECDの指標の場合、フルタイム労働者・所定内労働のみを対象としているためで、パートタイム労働者・超過勤務も含めると日本の1人あたり賃金の男女格差は諸外国よりもさらに高くなっていることが示唆される。

⁸ 以下の式で算出。

$$\frac{\frac{\text{女性の総賃金}}{\text{女性の総労働者数}}}{\frac{\text{男性の総賃金}}{\text{男性の総労働者数}}} = \frac{\frac{\text{女性の総賃金}}{\text{女性の総労働者数}}}{\frac{\text{男性の総賃金}}{\text{男性の総労働者数}}} = \frac{\text{女性の1人あたり賃金}}{\text{男性の1人あたり賃金}}$$

図表4 女性の1人当たり賃金
男性の1人当たり賃金 の推移



(注) 具体的な算出方法については脚注8を参照。
(出所) EU KLEMS、ILO Stat

(4) 賃金率及び1人当たり労働時間の男女格差

1人当たり賃金は、賃金率（1時間当たり賃金）と1人当たり労働時間に分けて考えることができる。図表5は男性の賃金率に対する女性の賃金率の比率を表しており⁹、図表6は男性の1人当たり労働時間に対する女性の1人あたり労働時間の比率を表している¹⁰。これらの図表も図表4と同様にEU KLEMSとILOのデータから作成しており、フルタイム労働者もパートタイム労働者も対象として含まれる。

図表5から、日本の女性の相対的な賃金率は欧米の水準を大きく下回っているものの、近年は上昇傾向にあることが分かる。一方、図表6からは、1人当たり労働時間の男女比率はほぼ横ばい、もしくは微減しており、G7平均より低い水準で推移していることが分かる。

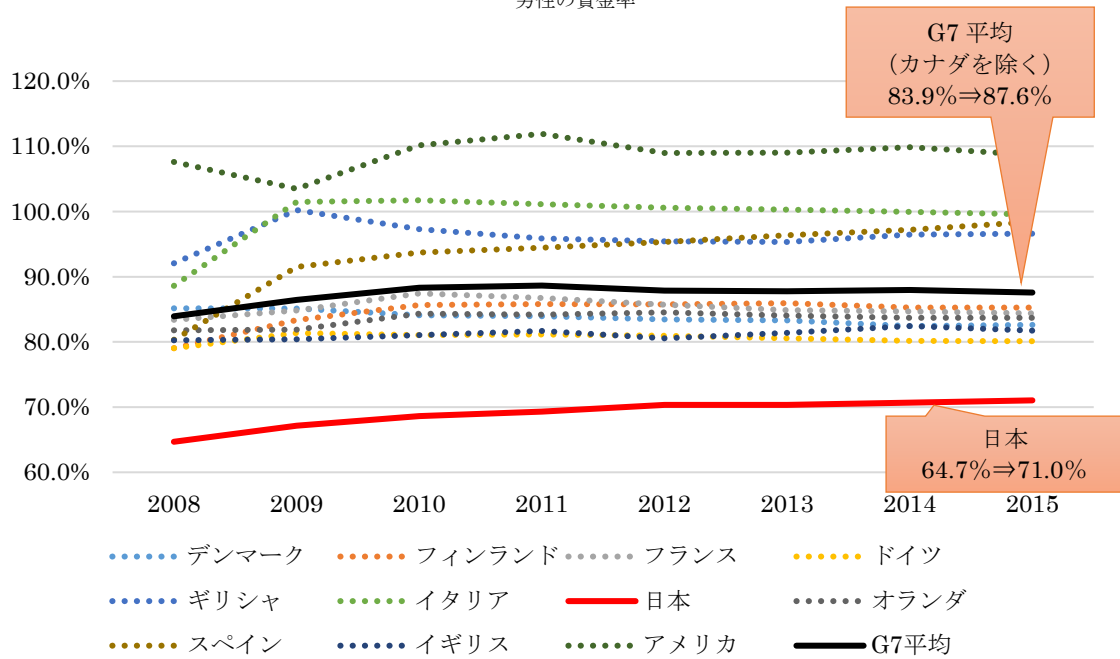
⁹ 以下の式で算出。

$$\frac{\frac{\text{女性の総賃金}}{\text{男性の総賃金}}}{\frac{\text{女性の総労働時間}}{\text{男性の総労働時間}}} = \frac{\frac{\text{女性の総賃金}}{\text{女性の総労働時間}}}{\frac{\text{男性の総賃金}}{\text{男性の総労働時間}}} = \frac{\text{女性の賃金率}}{\text{男性の賃金率}}$$

¹⁰ 以下の式で算出。

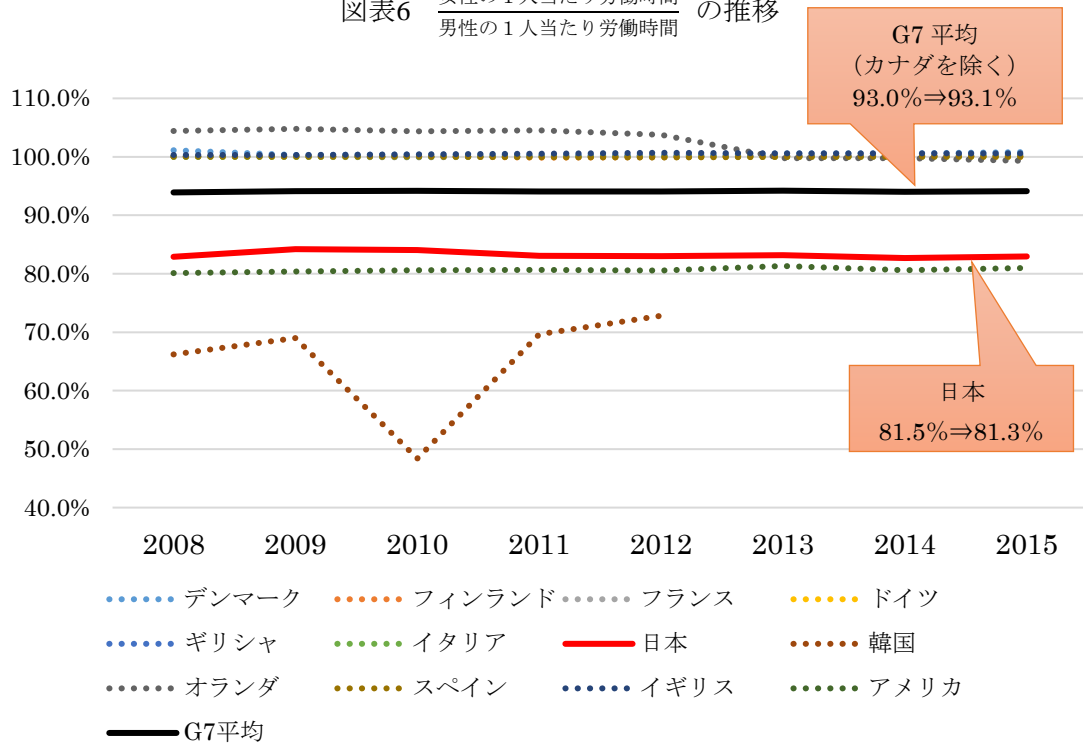
$$\frac{\frac{\text{女性の総労働時間}}{\text{男性の総労働時間}}}{\frac{\text{女性の総労働者数}}{\text{男性の総労働者数}}} = \frac{\frac{\text{女性の総労働時間}}{\text{女性の総労働者数}}}{\frac{\text{男性の総労働時間}}{\text{男性の総労働者数}}} = \frac{\text{女性の1人あたり労働時間}}{\text{男性の1人あたり労働時間}}$$

図表5 女性の賃金率
男性の賃金率の推移



(注) 算出方法については脚注9を参照。
(出所) EU KLEMS

図表6 女性の1人あたり労働時間
男性の1人あたり労働時間の推移



(注) 算出方法については脚注10を参照。
(出所) EU KLEMS、ILO Stat

このように、賃金率の男女差は依然として大きいとはいえ縮小傾向にある一方、1人当たり労働時間の格差は固定的・粘着的である。男女間賃金格差の問題を考えるときには、賃金率だけではなく、労働時間格差にも注目することが重要であると思われる。

3. 長時間労働に対する賃金プレミアム(Goldinの分析)

前節の分析から、労働市場における男女格差を考えるときには、賃金率だけでなく労働時間の格差に注目することが重要であることが示唆された。この点について、本研究会における議論の中でも、長い時間働く人ほど単位時間当たりの賃金が高くなる「長時間労働に対する賃金プレミアム」が、男女の賃金格差が生じる要因としてあるのではないかという指摘がなされた。

本節では、そうした長時間労働に対する賃金プレミアムを米国で検証したGoldin(2014)のモデルを説明した上で、日本のデータを用いてその仮説が日本でも当てはまるのかを検証する。

(1) Goldin(2014)のモデル

Goldin(2014)では、米国のデータを用いて年齢、学歴、人種といった条件をコントロールしてもなお男女間賃金格差が残ることを示しており、そのことを「residual gap」と定義している。このresidual gapが技術系職業では小さく、ビジネス系職業では大きい。Goldin(2014)はこうした状況の背景として、職業毎に長時間労働に対する賃金プレミアムが異なっており、それが男女間賃金格差の原因となっているのではないかという仮説を立てた。

Goldin(2014)は長時間労働に対して賃金プレミアムが生じるメカニズムとして、次のような仮定を置いた。ある労働者が短時間しか働くことができず、不足分を別の人の労働で補う場合、引継などの手間やコストがかかり、その分だけ賃金が下がることになる(短時間労働に対する賃金のペナルティ)。そうした短時間労働に対する賃金のペナルティは職業毎に異なる。一定の労働時間を超えたときの賃金の高い職業は短時間労働に対するペナルティも大きく、逆に一定時間を超えたときの賃金の低い職業は短時間労働に対するペナルティも小さい場合、長時間働くことのできる人は前者のような職業を選び、短時間しか働けない人は後者のような職業を選ぶことが合理的になる。この結果、賃金は労働時間に対して非線形となり、長時間働ける人ほどより高い時間当たり賃金が支払われることになる。

引継・交代に手間やコストがかかり、代替要員を確保しにくい職業は長時間労働に対する賃金プレミアムが働き、逆に、マニュアル化や標準化が進んでいて人の交代がしやすい職業は長時間労働になりにくいとされる。Goldin(2014)は、暗に女性の方が長時間労働に対応しづらいことを背景として、人の交代がしにくい、つまり代替性が低い職業ほど男女間賃金格差が大きくなるのではないかという仮説を立て、職業の代替性が男女間賃金格差にどのような影響を与えるか分析を実施した。

職業毎の男女間賃金格差は定量的に表すことができる一方で、職業の代替性をどのように定量的に表すかが課題となる。Goldin(2014)は、職業の代替性を定量的に表すものとして、

米国 O-NET の調査項目を用いて、職業の代替性を表す指標を作成した。各職業について、「時間的切迫 (Time pressure)」「他者との関わり (Contact with others)」「対人関係の維持・構築 (Establishing and maintaining interpersonal relationships)」「仕事内容の明確度 (Task structure)」「意思決定の自由 (Freedom)」の項目の数値を、各職業の人数で重み付けして全職業分合算した上で、平均 0、分散 1 になるように標準化する。このように標準化された各項目の数値について、5 項目の平均値をとった指標を作成する。時間的切迫度が高い仕事は長時間労働につながりやすいと考えられる。また、得意客とのやりとりや関係者との調整が多い仕事や個人の裁量の大きい仕事は引継・交代に手間がかかり、複数の担当者で仕事を手分けして行うよりは一人が長時間働かざるを得なくなるだろう。このため、上記の 5 項目の平均値は、その職業がどれだけ長時間労働になりやすいかを表していると考えられる。本稿ではこの指標を「非代替性スコア」と呼ぶこととする。Goldin(2014)では、米国のデータを使った場合¹¹、この非代替性スコアと職業別の男女間賃金格差に負の相関があることが示された。

さらに別のデータを用いた追加分析で、弁護士・MBA という男女間賃金格差の大きい職業では、労働時間が長くなるほど時間当たり賃金が高くなる一方、職業の標準化が進んでいる薬剤師は賃金が線形になると報告している。これらの結果から、職業の男女間賃金格差の縮小のためには職業の標準化を進める必要があるのではないか、という結論を導出している。

(2) 日本のデータを用いた分析

本節では、Goldin(2014)の手法を日本のデータに適用した分析結果を説明する。米国と同様に日本でも、様々な職業の内容・性質をアンケート調査した労働政策研究・研修機構の「職業情報提供サイト (日本版O-NET)」がある。今回の分析ではこの日本版 O-NET のデータを利用して、Goldin(2014)と同様の手法で職業別の非代替性スコアを算出した¹²。

さらに Goldin(2014)の分析を行う上で必要になるのが、職業毎の residual gap すなわち、年齢・学歴・人種といった条件を統制してもなお残る男女間賃金格差である。これを導出するために本分析では、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから提供を受けたリクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」の 2021年実施分の個票データを用いた。「全国就業実態パネル調査」は、全国15歳以上の男女を対象に、調査前年 1年間の個人の就業状態、所得、生活実態などを、毎年追

¹¹ Goldin(2014)では職業毎の非代替性スコアを算出するために米国 O-NET のデータを使用しているほか、職業毎の residual gap を算出するために、American Community Survey のデータを用いている。

¹² ただし Goldin(2014)で使用している指標のうち、「③Establishing and maintaining interpersonal relationships」に相当するものがないため、本分析では日本版 O-NET にある「他者と調整し、リードする」という項目を代わりに当てはめている。

跡して行なっている調査である¹³。このデータの各職業を日本版 O-NET の職業とマッチするように調整し¹⁴、職業毎の residual gap と非代替性スコアの関係を分析した。

まずは非代替性スコアの結果を見ていく。図表 7 は Goldin(2014)に示されている分析結果と本分析の結果を比較することで、職業分野毎の非代替性スコアの平均値について日米比較を行ったものである。なお、5つの各項目は基本的に数値が大きいほど非代替性が高いことを意味しており、例えば他者との関わりの度合いが高い職業ほど人の交代が難しい¹⁵。

図表 7 非代替性スコアの日米比較

	米国				日本					
	Tech and science	Business	Health	Law	科学技術	ビジネス	保健・医療	法律	その他	
Time pressure	-0.488	0.255	0.107	1.510	時間的切迫	-0.187	0.157	0.553	2.269	-0.096
Contact with others	-0.844	0.171	0.671	0.483	他者との関わり	-0.183	0.172	0.351	0.964	-0.030
Establishing and maintaining relationships	-0.611	0.548	0.276	0.781	対人関係の維持・構築	-0.074	0.184	0.474	0.247	-0.339
Structured	-0.517	0.313	0.394	1.220	仕事内容の明確度	-0.061	0.122	0.053	1.688	-0.150
Freedom	-0.463	-0.005	0.974	0.764	意思決定の自由	-0.062	0.154	-0.076	1.821	-0.171
Average	-0.585	0.256	0.484	0.952	平均(非代替性スコア)	-0.113	0.158	0.271	1.398	-0.157
Sample	31	28	16	1	職業数	87	69	12	1	36

(出所) Goldin(2014)、労働政策研究・研修機構「職業情報提供サイト(日本版 O-NET)」

Goldin(2014)の結果と比較すると、日本では米国同様、技術系職業の非代替性スコアは負であるものの、平均値を比較するとその水準はアメリカよりも小さい。また、法律職のスコアは日本の方が高い。このように数値の大きさには違いはあるものの、定性的には日米で同じ傾向を示していることが確認できる。

図表7の職業分類は筆者らの判断で行ったものであるが、日本版O-NETの各職業は国勢調査の職業分類に対応させることが可能であるため¹⁶、記述的な分析を行うために国勢調査の

¹³ 今回使用した 2021 年実施第 6 回調査では、56,064 サンプルが収録されている。

¹⁴ 具体的な方法は、次の通りである。

- ① 労働政策研究・研修機構(2020)に従って、日本版 O-NET の職業を厚生労働省編分類(小分類)の職業に対応させる。この際、1つの厚生労働省編分類に複数の日本版 O-NET の職業がある場合には、日本版 O-NET の職業の人数で加重平均を行う。この組み替えでは、全 367 の厚生労働省編分類の職業のうち、264 の職業に対して日本版 O-NET の職業が割り振られている。
- ② これに加えて「全国就業実態パネル調査」の職業を筆者で厚生労働省編分類の職業に割り振りを行う。この割り振りでは、全 367 の厚生労働省編分類の職業のうち、243 の分類に対して全国就業実態パネル調査の職業が割り振られている。
- ③ 全 367 の厚生労働省編分類の職業のうち、①、②の両方が割り振られている 187 の職業について、非代替性スコアと residual gap の関係の分析を行う。

¹⁵ ただし、仕事内容の明確度については、構造化がされているほど交代しやすく、非代替性スコアを下げる方向に働くと考えられるため、数字の大小を逆に読み、構造化がされていない職業ほど数値が高くなるように変換した。

¹⁶ 労働政策研究・研修機構(2020)に従って、日本版 O-NET の職業を厚生労働省編分類の職業に対応させる。この厚生労働省編分類の職業を労働政策研究・研修機構(2011)に従って日本標準職業分類に組み替

職業分類でスコアを集計した。その結果が図表8である。ここから、管理職・専門職では非代替性スコアが高く（つまり代替性が低く交代がしにくい）、生産工程・農林漁業で低いことが分かる。

図表8 国勢調査の職業分類による非代替性スコア

	時間的切迫	他者との関わり	対人関係の維持・構築	仕事内容の明確度	意思決定の自由	非代替性スコア	労働者数	職業例
管理的職業従事者	-0.828	-0.137	-0.362	1.223	1.338	0.247	1,447,190	起業 創業 会社経営者 スーパー店長
専門的・技術的職業従事者	0.359	0.344	0.560	0.147	-0.031	0.276	9,337,160	土木・建築工学研究者 農業技術者 畜産技術者 林業技術者 水産技術者 精密機器技術者 自動車技術者 システムエンジニア
事務従事者	-0.153	0.270	-0.343	-0.378	-0.492	-0.219	11,446,270	総務事務 商品企画開発（チェーンストア）
販売従事者	0.140	0.186	0.103	0.102	0.134	0.133	7,315,750	デパート店員 スーパーレジ係 証券外務員 ディーラー
サービス職業従事者	0.013	0.152	0.035	-0.291	-0.173	-0.053	6,886,370	家政婦（夫） ベビーシッター 施設介護員 理容師 美容師 すし職人 フロント（ホテル・旅館） マンション管理員
保安職業従事者	-0.261	0.421	0.197	-0.774	-1.168	-0.317	1,095,480	陸上自衛官 海上自衛官 航空自衛官 警察官（都道府県警察）
農林漁業従事者	-2.390	-1.979	-2.031	0.517	1.003	-0.976	2,172,370	稲作農業者 酪農従事者 動物園飼育員 造園工 沿岸漁業従事者
生産工程従事者	-0.024	-0.416	-0.298	-0.169	-0.170	-0.215	7,679,890	化学製品製造オペレーター 医薬品製造 化粧品製造 造みそ製造 しょうゆ製造 乳製品製造 製版 オペレーター DTPオペレーター 自動車組立
輸送・機械運転従事者	-0.114	-0.187	-1.212	-1.110	-0.889	-0.702	2,047,280	電車運転士 路線バス運転手 タクシー運転手 航海士
建設・採掘従事者	-0.174	0.120	0.276	-0.073	0.022	0.034	2,562,070	とび 解体工 鉄筋工 大工 建設・土木作業員
運搬・清掃・包装等従事者	-0.179	-0.313	-0.843	-0.498	-0.416	-0.450	3,906,990	港湾荷役作業員 引越作業員 ビル清掃 ごみ収集作業員

次に、residual gapと非代替性スコアの分析に移る。Goldin(2014)と同様に、本分析で利用した「全国就業実態パネル調査」のデータでも、年齢や学歴といった変数をコントロールすると男女間賃金格差は小さくなるものの、それでもなお格差が残ることが確認できる。日本と米国で比較すると、日本の方が米国よりも男女間賃金格差が大きくなっており、マクロデータで示された日本の男女格差が大きいことと整合的である。

え、さらにそれを総務省（2017）に従って国勢調査の職業分類に組み替えを行う。具体的な方法については、小松・麦山（2021）も参考に行った。

図表9 人的資本の条件をコントロールした男女間賃金格差 (=residual gap)
米国

TABLE 1—RESIDUAL GENDER DIFFERENCES IN EARNINGS AND THE ROLE OF OCCUPATION

Sample	Variables included	Coefficient on female	Standard error	R ²
Full-time	Basic	-0.248	0.00101	0.112
Full-time	Basic, time	-0.193	0.00100	0.163
Full-time	Basic, time, education	-0.247	0.000905	0.339
Full-time	Basic, time, education, occupation	-0.192	0.00104	0.453
All	Basic	-0.320	0.00105	0.102
All	Basic, time	-0.196	0.000925	0.353
All	Basic, time, education	-0.245	0.000847	0.475
All	Basic, time, education, occupation	-0.191	0.000963	0.563
Full-time, BA	Basic	-0.285	0.00159	0.131
Full-time, BA	Basic, time	-0.230	0.00158	0.177
Full-time, BA	Basic, time, education	-0.233	0.00155	0.216
Full-time, BA	Basic, time, education, occupation	-0.163	0.00158	0.374
All, BA	Basic	-0.384	0.00173	0.119
All, BA	Basic, time	-0.227	0.00151	0.380
All, BA	Basic, time, education	-0.229	0.00148	0.407
All, BA	Basic, time, education, occupation	-0.163	0.00151	0.525

日本

Sample	Variables included	Coefficient on female	Standard error	R ²
Full-time	Basic	-0.495	-0.008	0.107
Full-time	Basic+time	-0.425	-0.008	0.141
Full-time	Basic+time+education	-0.397	-0.009	0.173
Full-time	Basic+time+education+occupation	-0.367	-0.009	0.279
All	Basic	-0.720	-0.009	0.258
All	Basic+time	-0.524	-0.008	0.408
All	Basic+time+education	-0.493	-0.009	0.424
All	Basic+time+education+occupation	-0.430	-0.009	0.493
Full-time,BA	Basic	-0.451	-0.014	0.094
Full-time,BA	Basic+time	-0.375	-0.014	0.14
Full-time,BA	Basic+time+education	-0.359	-0.014	0.155
Full-time,BA	Basic+time+education+occupation	-0.329	-0.014	0.289
All,BA	Basic	-0.713	-0.016	0.118
All,BA	Basic+time	-0.506	-0.015	0.305
All,BA	Basic+time+education	-0.488	-0.015	0.314
All,BA	Basic+time+education+occupation	-0.409	-0.015	0.426

(注) Coefficient on female は、フルタイムのみかどうか (Full-time)、大卒のみかどうか (BA) で分けた 4 グループに対して、

$\ln(\text{賃金}) = \beta_0 + \beta_1(\text{女性ダミー}) + \beta_2(\text{年齢}) + \beta_3(\text{人種ダミー}) + \beta_4(\text{年ダミー}) + (\text{誤差項})$
を基本形 (Basic) として回帰した際の女性ダミーにかかる係数 β_1 の値であり、年齢・人種・年を一定としたときに男性と比べてどの程度賃金が低くなるかを表す。

この基本形に、労働時間と週の対数値 (Time)、教育カテゴリーのダミー変数 (Education)、職業 (Occupation) を説明変数として加えると、女性ダミーにかかる係数 β_1 の値は 0 に近づくものの依然として負値として存在する。

(出所) Goldin (2014) :ACS (American Community Survey)、リクルートワークス研究所「全国就業実態パネル調査」を基に作成

非代替性スコアを職業毎のresidual gapに回帰すると¹⁷、Goldin(2014)では負に有意な結果となっており、交代のしにくい職業ほど男女間賃金格差が大きくなっていることが示唆されている。

一方で、日本のデータを用いた本分析では有意な結果は得られなかった。この要因としては色々なものが考えられるが、後述するように同じ企業内でも賃金に変化がないものの職務の内容が変わることや、同じ職業内でもどういった企業に勤めているかによって賃金や働き方が大きく異なり、また年功的な賃金差も生じていることから、職業毎の分類でまとめて分析を行うことが適切ではない可能性がある。

4. 個人レベルでの分析

(1) パネルデータを用いた分析

前節で行った Goldin(2014)の研究手法を日本のデータに適用した結果からは、職業毎の非代替性スコアと男女間賃金格差に有意な関係が見られなかった。ただし、これをもって日本において働き方と男女間賃金格差の間に関係がないと結論付けることはできない。米国のデータを用いて行われた手法をそのまま日本のデータに適用することにはいくつかの問題が考えられるからである。たとえば、日本ではどの企業に属するかが賃金決定の主要な要因の一つであり、同じ職業の括りの中でも企業間の賃金格差が大きい。また企業内で、賃金が一定のまま職務内容だけが変化することもある。職業毎に労働組合が形成され、どの企業に属するかよりもどの仕事に従事するかが賃金決定の要因として重要だと言われる米国と比べて、これらの点は日本の特徴であると言えよう。Goldin(2014)では職業レベルで非代替性スコアと男女間賃金格差の関係を調べているが、上記の日本の雇用慣行の特徴から、その手法を日本のデータにそのまま適用することは適切ではないと考えられる。

本節では、時間を通じて変化しない要因や、一時点で社会全体に等しく生じた要因を固定効果として統制できるパネルデータを利用した分析を行う。前節でも用いたリクルートワークス研究所の「全国就業実態パネル調査」は、同一の対象に対して複数年にわたる調査を行っている。さらにこの調査では、収入や労働時間に加えて、回答者の働き方や仕事の性質に関する事柄も含まれている。こうした項目を活用して、働き方や仕事の性質が賃金に影響を与えているのか検証していく。

¹⁷ 職業毎の residual gap とは

$$\ln(\text{賃金}) = \beta_0 + \beta_1(\text{女性ダミー}) + \beta_2(\text{職業ダミー}) + \beta_3(\text{女性ダミー} \times \text{職業ダミー}) + \beta_n(\text{その他の説明変数}) + (\text{誤差項})$$

の形で回帰した場合の女性ダミーと職業ダミーの交差項にかかる係数 β_3 の値であり、職業毎の男女間賃金格差を示している。

(2) 分析方法

上述した通り、「全国就業実態パネル調査」は同一の調査対象に対して複数年にわたってアンケート調査を行ったパネルデータである。このため、時間を通じて一定の個人の属性は固定効果として統制することができる。また、転職していない回答者に対象を限定することで、企業の要因も固定効果として統制することが可能になる。こうすることで、同じ職業であっても働く企業が異なることで賃金に違いが生じる日本の特徴を踏まえて、働き方や仕事の性質が賃金に与える影響を分析することができる。

「全国就業実態パネル調査」では働き方に関して、回答者が勤務日・勤務時間・働く場所を選べるかどうかを、「あてはまる」「どちらかというにあてはまる」「どちらともいえない」「どちらかというにあてはまらない」「あてはまらない」の5段階から選択している。3つの質問でそれぞれ選択された数値について、調査年毎に平均0、分散1になるように標準化する。3つの標準化した数値を合算することで、その人がどの程度自由な働き方をしているかの指標（Discretionary）を算出する。

仕事の性質についても同様に、①単調ではなく様々な業務を担当した、②業務全体を理解して仕事をしていた、③社内外の他人に影響を与える仕事に従事していた、④自分で仕事のやり方を決めることができた、の4項目について、上と同様の5段階で選択している。働き方に関する質問項目と同様に、調査年毎に各質問項目の数値を標準化し、4つの質問項目を足し合わせたものを、仕事の性質を表す指標（Simplicity）として作成した。この数値は、仕事の性質が単純なものか複雑なものかを表していると考えられる。また、Goldin(2014)では、「他者との関わり」や「仕事内容の明確度」、「意思決定の自由」を仕事の代替可能性を表す指標として用いていることから、この数値はGoldin(2014)での交代のしやすさを表す指標と一定程度関連があると考えられる。

データとしては「全国就業実態パネル調査」の2017~2021年の5年間分の結果を用いる。全回答者のうち、退職回数や正規労働・パートタイム労働と言った就業形態に変動がなく、転職を行っていないと考えられる回答者に限定して分析を行っている。この処理によって、賃金に影響を与えると考えられる、調査対象の属する企業に関する効果を統制している。欠落項目のある回答者も除外すると、サンプルサイズは4,863人で男性が3,453人、女性が1,410人となっている。

具体的な回帰式は以下の通りである。

$$\log(Y_{it}) = \alpha_i + \lambda_t + \beta_1 X_{1it} + \beta_2 X_{2it} + u_{it}$$

ただし、 Y_{it} は賃金、 X_{1it} は働き方の自由度と仕事の単純度を表す指標、 X_{2it} は共変量（年齢、年齢の二乗項、1週間当たりの労働時間と労働日数、就業形態、職場環境の負荷や仕事の満足度¹⁸、テレワーク・介護・入院・ケガ・子供・配偶者の有無、性別）、 α_i は個別固定

¹⁸ 「全国就業実態パネル調査」では仕事の満足度（Satisfaction）と職場状況（Circumstance）についても質問を行っているため、DiscretionaryやSimplicityと同様の方法で数値化したものである。Satisfactionは数値が高いほど仕事の満足度や意欲が高いことを示し、Circumstanceは数値が高いほど職場のストレス・負担が大きいことを表している。

効果、 λ_t は時間固定効果、 u_{it} は誤差項である。

(3) 回帰分析の結果

上記の回帰式によって分析を行った結果が図表 10 である。全ての結果について、被説明変数は賃金（年収）である。列(1)~(3)は働き方の自由度や仕事の単純度のみを説明変数とし、それぞれ固定効果を入れない場合、個別固定効果（Individual FE）のみを入れた場合、個別固定効果・時間固定効果(Time FE)の両方を入れた場合の結果である。列(4)~(6)と列(7)~(9)は、それぞれ共変量のみを入れた場合、全ての説明変数を入れた場合に、上記の3パターンで分析を行った結果である。なお、働き方の自由度（Discretionary）は数値が高いほど柔軟な働き方が可能であることを示しており、仕事の単純度（Simplicity）は数値が高いほど単純作業で他者との関わりが少ないことを示している。

働き方の自由度や仕事の単純度だけを説明変数とし、固定効果も入れない分析結果である(1)から、柔軟性の高い働き方や、単調で他人との関わりが少ない仕事ほど賃金が下がる傾向があることが見て取れる。個別固定効果、時間固定効果を加え、さらに共変量を加えていくことで有意性は落ちていくものの、全ての要素を入れた結果である列(9)においても、働き方の自由度と仕事の単純度は負に有意となっている。すなわち、従事している仕事の働き方を自由に選ぶことができ、より単純度の高い仕事ほど、賃金が低くなる。

図表 10 パネルデータを用いた回帰分析の結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
働き方の自由度(Discretionary)	-0.060*** (0.002)	-0.004** (0.001)	-0.004** (0.001)				-0.038*** (0.001)	-0.003* (0.001)	-0.004* (0.001)
仕事の単純度 (Simplicity)	-0.059*** (0.002)	-0.005*** (0.001)	-0.005*** (0.001)				-0.028*** (0.001)	-0.005*** (0.001)	-0.004*** (0.001)
年齢				0.074*** (0.003)	0.114*** (0.007)	0.119*** (0.028)	0.073*** (0.003)	0.114*** (0.007)	0.120*** (0.028)
年齢の二乗項				-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)
労働時間 (週当たり)				0.013*** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)	0.011*** (0.000)	0.001** (0.000)	0.001** (0.000)
労働日数 (週当たり)				0.110*** (0.007)	0.044*** (0.007)	0.042*** (0.007)	0.098*** (0.007)	0.043*** (0.007)	0.042*** (0.007)
職場環境のストレス・負荷				0.013*** (0.001)	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)	0.013*** (0.001)	0.002* (0.001)	0.002* (0.001)
仕事の満足度				0.010*** (0.001)	0.000 (0.001)	0.000 (0.001)	0.006*** (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.000 (0.001)
テレワーク適用の有無				0.280*** (0.014)	-0.023* (0.011)	-0.013 (0.011)	0.324*** (0.014)	-0.019+ (0.011)	-0.009 (0.011)
介護の有無				0.013 (0.024)	0.020 (0.017)	0.018 (0.017)	0.003 (0.024)	0.020 (0.017)	0.018 (0.017)
怪我の有無				-0.089* (0.040)	-0.058* (0.026)	-0.056* (0.026)	-0.106** (0.039)	-0.058* (0.026)	-0.056* (0.026)
入院の有無				0.034 (0.025)	0.008 (0.017)	0.006 (0.017)	0.028 (0.025)	0.008 (0.017)	0.006 (0.017)
配偶者の有無				-0.091*** (0.011)	-0.032 (0.021)	-0.033 (0.021)	-0.084*** (0.011)	-0.031 (0.021)	-0.032 (0.021)
就業形態				-0.282*** (0.006)			-0.254*** (0.006)		
性別 (女性ダミー)				-0.431*** (0.009)			-0.426*** (0.009)		
定数項	6.008*** (0.004)			3.610*** (0.069)			3.747*** (0.068)		
Num.Obs.	24315	24315	24315	24315	24315	24315	24315	24315	24315
Num.Cluster		4863	4863		4863	4863		4863	4863
Individual FE	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Time FE	No	No	Yes	No	No	Yes	No	No	Yes

+ p < 0.1, * p < 0.05, ** p < 0.01, *** p < 0.001

(注) 被説明変数は賃金 (年収)。() 内の数値は標準誤差を表す。

+は 10%水準、*は 5%水準、**は 1%水準、***は 0.1%水準で有意であることを表す。

(4) 記述的な分析

この結果は、職業レベルではなく個人レベルで分析している点は異なるものの、Goldin(2014)で示された職業の非代替性が賃金に影響するという結果と整合的である。しかし、性別が個別固定効果として統制されるため、柔軟な働き方や仕事の性質が男女間賃金格差にどのような影響を与えているかについては、前述した回帰分析で明らかにすることはできない。そこで、記述的に男女分布の偏りを分析することで、働き方の自由度や仕事の単純度と男女間賃金格差の関係について考察する。

図表 11 は、働き方の自由度 (Discretionary) と仕事の単純度 (Simplicity) に関して、各四分位群における男女分布を示したものである。表の下の方ほど、それぞれ働き方の自由度が高いこと、あるいは仕事内容が単純であることを表している。さらに、各四分位群において、全体の男女比と比べて何倍程度男女比が偏っているかの指標を作成した。この数値が 1 より大きいと男性に偏りがあり、1 より小さいと女性に偏りがあると解釈できる。なお前節の回帰分析では、企業に関する要因を固定効果として統制するために期間中に転職を行っていないと考えられる回答者に対象を限定したが、本節の分析では回答者全体としての傾向をみるため、そうした限定を行っていない¹⁹。

この図表から、働き方の自由度と仕事の単純度のいずれについても、第 1 四分位群に男性が偏っており、第 4 四分位群に女性が偏っていることが見て取れる。すなわち、働き方の自由度が低く、単純度も低い仕事には男性が多く従事し、働き方の自由度が高く、単純度も高い仕事には女性が多く従事している。先ほどの回帰結果から働き方の自由度が高く、仕事が単純なものであると賃金が減る傾向にあることとあわせて考えると、男女で自由度・単純度の分布に違いがあることが男女間賃金格差と関係することが示唆される。

図表 11 働き方の自由度と仕事の単純度の男女分布

	働き方の自由度					仕事の単純度				
	男性	女性	各分位群の男女比 (a)	全体の男女比 (b)	男女分布の偏り (a/b)	男性	女性	各分位群の男女比 (a)	全体の男女比 (b)	男女分布の偏り (a/b)
第 1 四分位群	41,047	22,252	1.84	1.41	1.31	35,131	18,114	1.94	1.41	1.37
第 2 四分位群	25,974	17,792	1.46	1.41	1.03	30,595	22,894	1.34	1.41	0.95
第 3 四分位群	31,289	21,591	1.45	1.41	1.03	31,259	21,770	1.44	1.41	1.02
第 4 四分位群	26,315	26,714	0.99	1.41	0.70	27,640	25,571	1.08	1.41	0.77
合計	124,625	88,349	1.41	1.41	1.00	124,625	88,349	1.41	1.41	1.00

¹⁹ 全体で 78,252 人、男性が 44,529 人、女性が 33,723 人となっている。

5. まとめ

本稿では、国際比較から見えてくる日本の男女間賃金格差の特徴を明らかにした上で、その背景にあると考えられる仮説の検証を行った。

国際比較から、日本の女性の就業率は他の先進諸国と比べても高い方にあり、パートタイム労働者の比率も他国と比べて極端に高いわけではないことが分かった。一方で、超過勤務・パートタイム労働も含めた男女間賃金格差を調べると、フルタイム労働・所定内労働に限った男女間賃金格差よりも大きくなる。賃金は賃金率と労働時間の積で求められることから、それぞれの要因別に考察すると、賃金率の格差は大きいものの近年は縮小傾向にある一方で、労働時間の格差は固定的であることが分かった。

こうした男女の働き方・賃金の違いが生じる背景として、Goldin(2014)は米国の労働者のデータを用いて長時間労働に対する賃金プレミアムの考え方を示した。仕事がどのくらい代替しにくく長時間労働につながりやすいかに関して、大まかな職業分類でまとめたときの日本の傾向は概ね米国と同様になっている。しかし、職業毎の代替しにくさを表す指標が男女間賃金格差に影響を与えているかを分析すると、有意な結果は得られなかった。これには、同じ職業でも企業によって賃金水準が異なり、また同じ企業内で賃金水準が同じでも幅広い職務に就く日本の雇用慣行が影響している可能性がある。

企業の要因をコントロールしつつ、職業別ではなく個人がどの程度柔軟な働き方をしているのかを解析するためにパネルデータを用いた固定効果分析を行うと、働き方の自由度が高く、単純度が高い仕事をしている人は賃金が低くなることが明らかになった。そして働き方の自由度と仕事の単純度が高い層に女性が多く分布していることから、男女間賃金格差とこれらの要因が関係していると考えられる。

参考文献

- 小松恭子・麦山亮太（2021）「日本版O-NETの数値情報を使用した応用研究の可能性：タスクのトレンド分析を一例として」、JILPT Discussion Paper 21-11
- 総務省（2017）「平成27年国勢調査に用いる職業分類」
<<https://www.stat.go.jp/data/kokusei/2015/users-g/pdf/syokugyo.pdf>>
- 労働政策研究・研修機構（2011）「第4回改訂厚生労働省編職業分類職業分類表 改訂の経緯とその内容」<<https://www.jil.go.jp/institute/seika/shokugyo/bunrui/index.html>>
- 労働政策研究・研修機構（2020）「職業情報提供サイト（日本版 O-NET）のインプットデータ開発に関する研究（2020年度）」、資料シリーズNo.227
- Goldin, Claudia(2014), “A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter”, American Economic Review104 (4): pp.1091–1119