

Title	長時間労働の男女差の要因分解： 性別職域分離と長時間労働をもたらす仕事特性に注目して
Sub Title	Decomposition of gender differences in long working hours focusing on gender occupational segregation and job characteristics that lead to long working hours
Author	田上, 皓大(Tagami, Kōta)
Publisher	慶應義塾大学大学院社会学研究科
Publication year	2023
Jtitle	慶應義塾大学大学院社会学研究科紀要：社会学心理学教育学： 人間と社会の探究 (Studies in sociology, psychology and education : inquiries into humans and societies). No.94 (2023. ) ,p.[53]- 73
JaLC DOI	
Abstract	<p>This study examines factors that explain gender differences in occupational life and working styles. Specifically, I analyze how gender differences in occupational distribution (gender occupational segregation) can explain gender differences in working hours. Men generally work longer hours than women, potentially because the occupational distribution of men is skewed toward occupations with longer working hours. Previous studies have indicated that working hours tend to be longer in jobs that are interpersonal and non-manual, and the proportion of long working hours may differ by occupation. This study analyzes the association between gender differences in long working hours and gender occupational segregation using the DiNardo–Fortin–Lemieux decomposition method. This method estimates outcome values in a counterfactual situation in which the distribution of the independent variable in the group of interest is the same as the distribution in the other group.</p> <p>The results show that 1) the distributional effect of the independent variables on the gender difference in long working hours is sufficiently large that it is important to consider differences in socio-demographic attributes and work-related variables in the labor market. 2) Occupation contribution is larger than industry, firm size, and length of service. Moreover, the gender occupational segregation explains the gender difference in long working hours. 3) However, men's occupational distribution characteristics are not clearly biased toward occupations with long working hours, and the job characteristics of "interpersonal and non-manual" are not related to the gender difference in long working hours. Thus, occupation type has an essential role concerning gender inequality in work style.</p>
Notes	論文
Genre	Departmental Bulletin Paper
URL	<a href="https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN0006957X-00000094-0053">https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN0006957X-00000094-0053</a>

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

## 長時間労働の男女差の要因分解

—性別職域分離と長時間労働をもたらす仕事特性に注目して—

### Decomposition of Gender Differences in Long Working Hours Focusing on Gender Occupational Segregation and Job Characteristics that Lead to Long Working Hours

田 上 皓 大\*

*Kôta Tagami*

This study examines factors that explain gender differences in occupational life and working styles. Specifically, I analyze how gender differences in occupational distribution (gender occupational segregation) can explain gender differences in working hours. Men generally work longer hours than women, potentially because the occupational distribution of men is skewed toward occupations with longer working hours. Previous studies have indicated that working hours tend to be longer in jobs that are interpersonal and non-manual, and the proportion of long working hours may differ by occupation. This study analyzes the association between gender differences in long working hours and gender occupational segregation using the DiNardo-Fortin-Lemieux decomposition method. This method estimates outcome values in a counterfactual situation in which the distribution of the independent variable in the group of interest is the same as the distribution in the other group.

The results show that 1) the distributional effect of the independent variables on the gender difference in long working hours is sufficiently large that it is important to consider differences in socio-demographic attributes and work-related variables in the labor market. 2) Occupation contribution is larger than industry, firm size, and length of service. Moreover, the gender occupational segregation explains the gender difference in long working hours. 3) However, men's occupational distribution characteristics are not clearly biased toward occupations with long working hours, and the job characteristics of "interpersonal and non-manual" are not related to the gender difference in long working hours. Thus, occupation type has an essential role concerning gender inequality in work style.

Key words : Long working hours, gender job segregation, job characteristics, gender inequality in work style, DFL decomposition

キーワード : 長時間労働, 性別職域分離, 仕事特性, 働き方の男女不平等, DFL 要因分解

---

\* 社会学専攻 後期博士課程 3年

## 1. 序論

今日長時間労働の是正をめぐる政策的な動きは歴史的に大きな局面を迎えている。かつて高度経済成長を支えた日本の労働者の「勤勉性」は、社会が成熟していくにつれて「働きすぎ」とみなされるように変容した（間 1996）。この「働きすぎによる経済成長」は 1970 年代頃から不公平競争として各国から批判されることになり、日本では 1987 年の労働基準法改正から 10 年かけて、週休二日の達成と法定労働時間の引き下げ（週 48 時間から週 40 時間）という労働時間制度の改革が行われた。その翌年 1988 年には、過労死・過労自死の相談窓口として「過労死 110 番」が設置されたことから当時から長時間労働問題が関心を集めていたことがわかる（川人 2014）。しかし、週休二日制の達成のために休日（土曜日）の労働時間が平日の残業へと転嫁されることになり、実質的な労働時間の削減の程度はかなり小さかったことも指摘されている（山本・黒田 2014: 第 1 章; Kawaguchi et al. 2008）。1990 年代以降は、バブル崩壊による不況期のなか、非正規雇用の増大に伴って労働時間の二極化が生じたり（厚生労働省 2007: p.122）、少数精鋭化した正社員が長時間労働化したり（Genda et al. 2015）、長時間労働問題がより一層注目されるようになった（玄田 2005; 小倉 2007）。そして、2007 年に「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」が制定され、その後 2019 年には働き方改革関連法において、戦後初めて時間外労働時間の上限が規定される労働基準法改正が行われている。

このように長時間労働は、長らく日本における深刻な労働問題の一つとして位置づけられてきた。長時間労働は、「仕事に投入できる時間に制約の無い無限定的な働き方」を要求する日本的な雇用システムの副産物であり、いわゆる「日本的な働き方」の典型として捉えられている部分もある（小倉 2008; 鶴 2019）。しかし、こうした働き方が実際に適用されているのは多くの場合男性正社員であり、女性やパートタイム労働者など非正社員においては長時間労働は顕著ではない。つまり、こうした意味においては、長時間労働は日本の男性正社員に特有の労働問題である（佐藤 2008）。特に喫緊の課題である男女均等や女性活躍といった点からも男性の長時間労働の是正が重要である。2021 年の育児・介護休業法の改正において男性の育休取得推進のための枠組みが整備されたことからわかるように、近年女性の就業継続・活躍においては男性の家庭進出が重要であると考えられている（池田 2010）。しかし、労働時間が長い男性（夫）ほど家事・育児参加度が低いことがわかっており（永井 2004; 松田 2004）、すなわち男性（夫）の長時間労働が女性（妻）の職場進出を阻害していることが示唆されている。また、男女均等や女性活躍という文脈で、長時間労働などの労働供給に制約のない無限定的な働き方が求められることが女性の職域拡大を阻害していることも指摘されている（労働政策研究・研修機構 2010）。さらに、男性の長時間労働傾向が割増賃金の獲得を通して男女間賃金格差の縮小を阻害していることも指摘されており（Cha and Weeden 2014; Weeden et al. 2016）、長時間労働の男女差の是正は単にワーク・ライフ・バランスの向上のみならず、働き方の男女不平等の縮小にも寄与しうる。

本研究においては、こうした視点からは是正すべき働き方の男女不平等の一例として長時間労働をとりあげる。働き方の男女不平等として頻繁に研究されている男女間賃金格差問題では、女性の就業継続や昇進など女性の働き方を男性に近づけていくという想定のもとで、格差に関連する要因が検討されている。しかし、上述のように問題の対象は男性の長時間労働傾向にあるため、本研究における長時間労働の男女差に関しては、男性の働き方を女性に近づけていくという想定のもとで、格差に関連する要因を検討する。長時間労働問題において介入すべきは男性の働き方であり、その介入の基準として女性の働

き方と比較することが有効である。

さらに、本研究では、長時間労働の男女差を説明する要因として職業に注目する。社会学における職業の捉え方は、産業・企業規模・職種・雇用形態などを含む広義のものと、職種のみを対象とする狭義のものがあるが（長松 2018）、本研究では狭義の職業に注目する。職業は社会学において人々の働き方を捉える重要な概念である。例えば、社会学では伝統的に働き方の男女差を性別職域分離（gender occupational segregation）によって捉えてきた（Charles and Grusky 2005）。また、社会階層論においては、社会生活上のライフチャンスに関する不平等構造を職業的地位尺度によって捉えている（長松 2018）。こうした文脈から、男女間賃金格差研究においては、人的資本に注目する経済学に対して（Hara 2018）、社会学では広義・狭義両方の職業に注目するという特徴がある（山口 2017）。しかしながら、男女間賃金格差については、個別の要因に注目した場合、職階や勤続年数の違いが重要であり、職業の影響は大きくないことがわかっている（山口 2017）。一方、長時間労働の男女差については、男女の職業の違い（性別職域分離）によって説明できるかは十分に検討されていない。仕事領域が社会生活の大部分を占めるようになってきた今日の雇用社会において、人々の職業生活は単に収入を得るのみならず、自己実現や社会参加という意味においても重要性を増してきている。このような背景のもと、男女間の長時間労働の差がどのような要因と関連しているかを明らかにすることは、長時間労働の是正に取り組む上で重要な意義がある。

## 2. 理論的背景と問い

### 2.1. 長時間労働の男女差

働き方の男女不平等に関する先行研究は多いものの、男女間賃金格差を対象とするものがほとんどであり、長時間労働または労働時間の男女差を検討する研究は相対的に少ない。しかし、その数少ない研究においても、男性（夫）の家事・育児時間との関連や生活時間の男女差に注目するものがほとんどである。前者においては、全国家族調査（NFRJ）を用いて、長時間労働によって生活時間に余裕がなくなってしまうことが男性の家事・育児参加度を減少させていることを示した永井（2004）や松田（2004）が代表的な研究として挙げられる。後者に関しては、社会生活基本調査を用いて、男性は相対的に仕事時間が長く、女性は相対的に家事時間が長いことを示した矢野（1995）が挙げられる。これらの研究は、厳密に言えば労働時間・長時間労働の男女差を直接的に扱っているわけではないが、性別役割分業を前提として男女での生活時間の使い方（Time Use）の違いを検討しているものである。「男性は外で働き、女性は家を守る」という性別役割分業のもとでは、男性の長時間労働傾向はある意味自明である。

こうした研究群の蓄積とは対照的に、本研究と同じように性別職域分離に注目して労働時間・長時間労働の男女差を検討する日本の研究は管見の限り存在しない。アメリカでは Youngjoo Cha が長時間労働と性別職域分離の関連を示している。Cha（2013）は、長時間労働規範が適用される男性優位の職業についている母親は、長時間労働をした場合その職業から離職しやすいことを指摘している。この理由として、Cha は、母親は性別役割分業のもとで子育て役割が期待されているため、長時間労働の要請に応えることが難しく、そうした職業でのキャリアが維持しにくくなっていると述べている。さらに、Cha は男性優位の職業からの母親の離職傾向がさらに性別職域分離を強化していると結論づけている。

本研究の関心とは逆向きの関連を分析しているものの、Cha の議論に基づけば、男性の長時間労働傾向を男性の職業の特徴に求めることも可能である。Cha 自体は、上記の永井（2004）や松田（2004）、矢

野（1995）と同様に性別役割分業のもとで男性の労働時間が長くなると想定している。しかし、男性の長時間労働傾向は、性別という社会人口学的属性に起因しているだけではなく、男性に特徴的な働き方に起因している可能性もある。こうしたことから本研究では、男性の長時間労働傾向が男性に典型的な職業の特徴と関連していると考え、長時間労働の男女差が性別職域分離によって説明できるのかを検討する。そのためには、長時間労働がどのような職業と関連しているのかを整理する必要がある。

## 2.2. 長時間労働の要因

日本における長時間労働や労働時間に関する研究は、特に「働きすぎ」が社会的な問題となった 2000 年代以降、多くの社会科学分野で増加している。本節においては、まず長時間労働や労働時間に関する先行研究のレビューを行う。なお、厳密には「労働時間が長いこと」と「長時間労働」は同一概念ではない。前者は相対的な労働時間の長短を問題にしているが、後者は一定の時間以上（例えば週 60 時間以上）の労働を行っているかどうかを問題としている。一般的に長時間労働とみなされないケースにおいても、働いている本人が自身の労働時間に関して長いと感じることもありうる。このような現象を捉えるためには「労働時間のミスマッチ」という概念を用いる必要があるが、以下では原則「労働時間が相対的に長く、かつ客観的な基準に照らし合わせても長時間労働であるケース」を念頭においている。労働時間のミスマッチについては田上（2021）を参照されたい。

### 日本的雇用システムの影響

まず、序論で述べたように、長時間労働の要因を日本的雇用システムに求める研究がある（鶴 2019; 佐藤博樹 2008）。鶴（2019）は日本における正社員の働き方を「無限定的正社員システム」と呼び、その特徴を勤務地・職務・労働時間が事前に限定されていないという点にもとめている。この無限定的正社員システムが日本に導入されている理由として、しばしば鶴は日本が「メンバーシップ型」の雇用社会であることを指摘している。メンバーシップ型雇用のもとでは、会社が従業員の採用や配置転換・異動に関して強い人事権を持っており、「雇用契約上担当する職務が明確に規定されない」形で雇用契約が結ばれる（佐藤 2022; 濱口 2009）。勤務地や職務に関して無限定的であるために人事管理上様々な処遇が柔軟に行える。厳密には労働時間それ自体が無限定的であるわけではないが、投入できる労働時間に制約の無い男性正社員がこうした人事管理システムの適用対象として想定されることで、労働時間に関しても無限定的になりやすい（佐藤博樹 2008）。このように働き方に関する「無限定性」が「無制約性」へとすり替り、労務管理が曖昧になることが長時間労働を許容しやすくしている。

### 労働経済学の視点

労働経済学では、日本的な労働市場の特徴において、長時間労働を需要する企業の経済的合理性がより正当化されるため、労働者の労働時間が長くなりやすいと考えている（山本 2019）。

企業特殊的な人的資本が重宝される日本では長期的な勤続や企業内訓練を重視するため（八代 1997; Estevez-Abe, Iversen, and Soskice 2001）、労働者一人あたりの固定費用が高くなる。企業は自らが獲得する利益を最大化するために必要なコストを最小化しようとするが、日本においては一人あたりの固定費用が高いため、労働者数ではなく労働者一人あたりの労働時間を調整するほうが合理的となる（杉浦 2009; Borjas 2012: ch2; Hamermesh 1993）。こうして、将来の経済不況への対処として平時から長時間

労働を需要するインセンティブが企業に生じる。事実、労働者数による雇用調整が一般的である欧米諸国と比べて日本は雇用調整速度が遅いことが指摘されており、これは日本が労働時間による雇用調整を主として採用していることの現れであるとされている（村松 1995; 樋口 2001）。また、労働者の固定費用が大きい企業に勤める人ほど労働時間が長いことも指摘されている（山本・黒田 2014: 第7章）。

企業内訓練によって企業特殊的人的資本の育成を行う場合、労使双方がその投資コストを負担する共同投資の形が採用される（Hashimoto 1981）。これは、企業特殊的人的資本が他の企業においては通用しにくく、その育成への投資が sunk cost 化しやすいからである（Becker 1993）。こうした状態は一般的に労使双方の機会主義的行動を誘発しやすい「ホールドアップ状態」といわれるが、転職市場が未発達で労働者の退出オプションが少ない日本の労働市場においては実質的には「買い手独占状態」になりやすい（樋口 2010; 山口 2009）。そして、買い手独占状態のもとでは労働者の選択の余地が小さくなるため、企業による長時間労働の需要を受け入れざるを得ない。

### 社会学の視点

長時間労働の経済的合理性を主張する労働経済学に対して、社会学においては長時間労働や労働時間が長くなる働き方のコンテクストに注目している（小野 2016）。本研究で注目する職業も働き方や仕事の文脈を捉えている概念として理解できる。

長時間労働に繋がりやすい働き方として例えば仕事の自律性の低さが挙げられている（高見 2016）。古典的には、マルクス主義の議論において労働者の従属性が議論されている。そこでは、資本家階級による労働の私的所有によって生じる労働者階級の働き方の制約性に注目し、両者における対立が主に労働時間の延長・短縮をめぐる闘争として表れることが主張されている（森岡 2019）。マルクス主義の影響を強く受ける労働社会学においては、労働者がどの程度雇用主の管理・監視から自由であるかや自らの仕事についての決定権があるかに注目してきた（高見 2019）。こうした仕事の文脈においては、上述のような経済的合理性に基づく企業からの長時間労働の需要を拒否することが難しくなり、さらに自らの業務の時間的なコントロールが思うようにいかず、労働時間が長くなりやすい（高見 2016）<sup>1)</sup>。

さらに、長時間労働をもたらす仕事特性にも関心が集まっている（小倉 2007; 労働政策研究・研修機構 2005; 2009; 2011）<sup>2)</sup>。労働時間が長くなることの直接的な原因は残業（時間外労働）が多いことであるが、残業理由として多く挙げられるのが「所定労働時間内では片付かない仕事量だから」というものであり、そもそもの業務量の多さが影響していることが指摘されている（労働政策研究・研修機構 2005）。要員マンパワーが考慮されずに業務が割り当てられているために業務が多くなりやすいという背景もあるが（佐藤厚 2008）、対人的・ノンマニュアル・非定型的な業務に従事しているという仕事特性が関連している（労働政策研究・研修機構 2009; 2011）。なお、こうした仕事特性が当てはまる職種は管理職や専門職、販売職、サービス職などである（労働政策研究・研修機構 2011）。

長時間労働の要因として職種以外に注目する研究はあまり多くないが、例えばサービス産業において長時間労働が多いことが指摘されている（長松 2011）。中小企業で長時間労働が多いことが一般的に知られているが、企業規模ごとの労働時間の違いは、そもそも中小企業においては厳密に労働時間が把握されていない可能性があるなど人事労務慣行の違いによるものも大きいと考えられる。また、近年企業規模間の労働時間格差は縮小しつつあることも指摘されている（神林 2010）。勤続年数に関しては、経済学的な視点からではあるが、労働時間と明確な関連は見られないとする研究がある（田上 2022）。

### 2.3. 問い

以上のように長時間労働の要因に関する先行研究は分野を問わず多々存在している。本研究においてはこれらのうち仕事特性を扱う先行研究に注目する。序論で述べたように、社会学においては伝統的に人々の職業生活と様々なライフチャンスの関連に関心を寄せてきた。小野（2016）の言葉を借りれば、働き方の文脈とそれがもたらす報酬や処遇との関連を検討することが社会学の特徴である。人々の仕事の特徴を職業という概念によって捉えた上で長時間労働との関連を検討するのが、社会学的な労働時間研究の作法として妥当である。

本研究において明らかにする問いは、長時間労働の男女差は性別職域分離によって説明できるのかである。対人的・ノンマニュアル・非定型的な業務に就いているほど労働時間が長くなりやすいという指摘は（労働政策研究・研修機構 2009; 2011）、職業レベルでも妥当であると考えられる。つまり、このような業務が多い職業ほど長時間労働である可能性が高い。そして、管理職や専門職、販売職、サービス職ではこうした業務が多いと考えられる。したがって、女性と比べたときの男性の職業分布がこうした職業に偏っている場合、男性の労働時間は平均的に長くなりやすい。この仮説が妥当である場合、男性の長時間労働という働き方の特徴は、男性に特有の職業分布によって説明されることになる。

## 3. 分析枠組みと分析手法

### 3.1. 反実仮想的要因分解アプローチ

以上の問いを検討するためには、「長時間労働の男女差のうちどの程度が職業分布の男女差によって説明されるのか」を検証する必要がある。こうした問いを検討する典型的な手法は、(OLS やロジスティック) 回帰分析を用いて、労働時間の長さや長時間労働ダミーと関連する要因を明らかにするというものである。また、性別によってその要因が異なっているかを検討する場合は、性別ごとに回帰分析を行うか、主な変数について性別との交互作用効果を確認することもできる。

本研究では、この従来型の回帰分析アプローチではなく、労働経済学における男女間賃金格差研究などで一般的に用いられる「反実仮想的要因分解アプローチ Counterfactual Decomposition Approach (以下、要因分解法)」(Fortin et al. 2011) を採用する。要因分解法とは、端的にいえば、アウトカムのグループ間差異を①グループ間の独立変数の分布の違いによって説明できる部分と（分布効果：composition effect）と②それ以外の説明できない部分の2つに分解する方法である。グループ間差異の要因分解法では、「注目するグループにおける独立変数の分布がもう一方のグループにおける分布と同じ」という反実仮想状況でアウトカムの値を推定することが目的となる。本研究における要因分解法の手続きについて述べる前に、この手法を採用する理由について述べる。

「注目するグループにおける独立変数の分布がもう一方のグループにおける分布と同じ」という反実仮想状況は、社会経済に何らかの集団的介入を行ったと想定したときの投影（projection）の一種である。この手法の伝統的な応用例である男女間賃金格差問題とそれへの政策的介入を例に考えてみよう。よく知られているように日本における男女間賃金格差は大きく、その主要因は男女で勤続年数と役職の分布が異なっているということである（山口 2009; 2017）。つまり、女性の勤続年数が短く、また管理職割合が低いということが女性の賃金の低さに繋がっている。こうした問題に対して、政府は、男女雇用機会均等法や育児・介護休業法、女性活躍推進法などに代表されるように、就業継続・両立支援によって女性の勤続年数の長期化、企業におけるポジティブ・アクションの促進によって女性の管理職割合の

増加に取り組んでいる。言い換えれば、女性の勤続年数と管理職割合を男性のそれらに限りなく近づけることが上記の政策的介入の目的となる。男女間賃金格差の要因分解では、典型的には女性の独立変数の分布が男性と同じという反実仮想状況での女性の賃金を推定するため、男女雇用機会均等法や育児・介護休業法、女性活躍推進法などの政策的介入が完遂したという想定のもとで投影される将来の社会経済の姿を知ることができ、当該介入を現実在即して評価する上では非常に有益である。

さらに、反実仮想状況でアウトカムの値と現実で観察されている値を比較することで、反実仮想状況を作り出すにあたって調整した独立変数の分布効果を把握することができる。例えば、女性の勤続年数を男性と同一にした時の女性の賃金が男性の賃金の観察値と同じになった場合（反実仮想的な男女間賃金格差がゼロの場合）、男女間賃金格差のすべて（100%）が勤続年数の男女差によって説明できることになる。アウトカムのグループ間差異のうち、グループ間の独立変数の分布の違いによって説明できる部分を割合として特定できるのも要因分解法の特徴である。

男女を含めたモデルでアウトカムに関する要因を検討するといった従来型の回帰分析アプローチは特定の条件のもとでの反実仮想値を推定するものではないため、上述のようなメリットを有しているわけではないが、回帰分析アプローチと要因分解法は数理モデル的に全く異なるわけではない。例えば、女性サンプルのみを用いて推定された賃金関数に、男性サンプルにおける独立変数の平均値を代入すると、女性の独立変数の分布が男性と同じになったときの女性の賃金の反実仮想値を得ることができる。なお、こうした手順によって賃金格差の要因分解を行っているのがOB（Oaxaca-Blinder）分解と呼ばれる手法である。つまり、本研究で用いている要因分解法は従来型の回帰分析アプローチを応用した手法である。ただし、後述するが本研究で用いるDFL要因分解法は、OB分解のようにアウトカムに関するモデルを用いないセミパラメトリックであるという点にも特徴がある。

### 3.2. DFL 要因分解法

要因分解法には、注目しているアウトカムのタイプと前提となるモデルによって、表1のように分けられる（Fortin et al. 2011）。使用する変数については後述するが、本研究では長時間労働の指標として週60時間以上ダミーを用いるため、確率の差の要因分解に適用できるDFL（DiNardo-Fortin-Lemieux）要因分解法（以下DFL分解）を用いるのが妥当である（DiNardo et al. 1996）。同様の理由から山口

表1 要因分解手法

要因分解	アウトカムのタイプ	モデル
OB (Oaxaca 1973; Blinder 1973)	平均値の差 (例：男女間の賃金格差)	OLS 回帰モデル
JMP (Juhn, Murphy, & Pierce 1993)	平均値の差の差 (例：男女間賃金格差の時点間変化)	OLS 回帰モデル
DFL (DiNardo, Fortin, & Lemieux 1996)	アウトカムの分布またはその分布統計量の差、確率 (離散変数の平均値)の差 (例：男女の賃金分布の男女差、長時間労働割合の男女差)	セミパラメトリックモデル (傾向スコアを用いたり ウェイトイング)
FFL (Firpo, Fortin, & Lemieux 2009)	アウトカムの分布またはその分布統計量の差 (例：男女の賃金分布の男女差)	RIF (Recentered Influence Function) 回帰モデル

出所：Fortin et al. (2011) をもとに筆者作成

(2017) は DFL 分解を昇進の男女格差に応用している。

DFL 分解では、傾向スコアを用いた逆確率重み付け法 (inverse probability weighting: IPW) によって、「注目するグループにおける独立変数の分布がもう一方のグループにおける分布と同じ」という反実仮想状況を作り出す。ここでは、男性の職業の分布を女性と同一にする場合を例として DFL 分解の手順を簡単に説明する。まず、全分析対象を用いて、女性ダミーをアウトカム、職業を独立変数にしたロジットモデルを推定し、その予測値を求める。この予測値はいわゆる傾向スコアであり、言い換えれば、全分析対象に対して「職業基準の女性らしさスコア」が得られたことになる。仮に女性はサービス職が多いといった性別と職業の関連が見られる場合、サービス職に就いている人は「女性らしさスコア」が高くなる。もちろん、男性のケースであってもサービス職である場合、この「女性らしさスコア」は高くなるが、性別と職業に関連がある以上、このような男性の数は相対的に少ないはずである。仮に男性グループにおいて「女性らしさスコア」が高い人の割合が女性グループと同等であれば、その男性グループは職業という点で女性グループと差がないとみなすことができる。そして、男性のサンプルに限定して、「女性らしさスコア」の逆確率をウェイトとして長時間労働割合を計算することで、男性の職業分布が女性と同一という反実仮想状況での男性の長時間労働割合が得られる。仮に長時間労働の男女差すべてが職業分布の男女差によって説明できる場合、この反実仮想状況での男性の長時間労働割合は女性と全く一緒になる。このように、DFL 分解では、「女性らしさスコア」が高い男性のウェイトを大きく、「女性らしさスコア」が低い男性のウェイトを小さくすることによって、性別と職業に関連がない状況を統計学的に作り出している。

上述の手続きを数理モデルによって定式化すると以下の通りである (Fortin et al. 2011)。まず、男性 (M) と女性 (F) のアウトカムの累積密度関数はそれぞれ次のように表せる。

$$F_{Y_F}(y) = \int F_{Y_F|X_F}(y | X) dF_{X_F}(X)$$

$$F_{Y_M}(y) = \int F_{Y_M|X_M}(y | X) dF_{X_M}(X)$$

そして、男性の独立変数の分布を女性と同一にした場合の男性の反実仮想値は次のように表せる。

$$F_{Y_M^C}(y) = \int F_{Y_M|X_M}(y | X) dF_{X_F}(X)$$

$$= \int F_{Y_M|X_M}(y | X) \Psi(X) dF_{X_M}(X)$$

$$\Psi(X) = \frac{dF_{X_F}(X)}{dF_{X_M}(X)}$$

DFL 分解では、男性の独立変数の周辺分布を女性の独立変数の周辺分布に置き換えるために、リウエイティング・ファクター  $\Psi(X)$  を用いる。つまり、リウエイティング・ファクターを重みとして、男性のアウトカムの累積密度関数  $F_{Y_M}$  を計算することで、男性のアウトカムの反実仮想値  $F_{Y_M^C}$  を得ることができる。また、リウエイティング・ファクターは、ベイズの定理を用いて次のように表せる。

$$\Psi(X) = \frac{dF_{X_F}(X)}{dF_{X_M}(X)} = \frac{\Pr(X | D_F = 1)}{\Pr(X | D_F = 0)} \quad (\text{Using Bayes' rule})$$

$$= \frac{\Pr(D_F = 1 | X) / \Pr(D_F = 1)}{\Pr(D_F = 0 | X) / \Pr(D_F = 0)}$$

したがって、リウエイティング・ファクターは、女性ダミーを従属変数とするロジットモデルから算出される予測値  $\Pr(D_F = 1|X)$  と、サンプルにおける女性割合  $\Pr(D_F = 1)$  を用いて、簡単に計算可能である。そして、以下のように、現実におけるアウトカムの男女差と反実仮想的な男女差を比較することによって、当該独立変数による分布効果の寄与率を把握することができる。なお、注目しているすべての独立変数の総合的な分布効果を特定することは総計的要因分解 (aggregate decomposition) と呼ばれる。

$$\frac{(F_{Y_M} - F_{Y_F}) - (F_{Y_M^C} - F_{Y_F})}{F_{Y_M} - F_{Y_F}} = \frac{F_{Y_M} - F_{Y_M^C}}{F_{Y_M} - F_{Y_F}}$$

対して、複数の独立変数を用いたときに全体の分布効果に占める個々の独立変数の寄与率を特定することは細目的要因分解 (detailed decomposition) と呼ばれる。Fortin et al. (2011) が指摘しているように、回帰モデルを応用する古典的な要因分解法である OB 分解と異なり、DFL 分解では細目的要因分解が容易ではない。Fortin et al. (2011) では、DFL 分解における細目的要因分解に関して、「その他の共変量を条件付けたうえで、注目している独立変数の分布をグループ間で同一にしたとき」の反実仮想的状況でのアウトカムを、総計的要因分解で得られた反実仮想アウトカム及び実際の観察値と比較する方法を提案している。例えば、単純に男性の職業分布を女性と同一にしたとしても、職業は産業や企業規模なども関連しているため、推定される反実仮想アウトカムは実質的には職業変数以外の共変量の分布の影響も受けてしまっている。そこで、他の共変量の影響を統制したうえで注目している独立変数の分布をグループ間で同一にする作業が必要になる。

注目している独立変数が3つあり、このうち変数3の分布効果の寄与率に関心があるとする。変数1及び変数2を条件づけたときの男性の変数3の分布が女性と同一である場合の男性の反実仮想値は次のように表せる。

$$\begin{aligned} F_{Y_M^{C,X_3}}(y) &= \int F_{Y_M|X_M}(y|X) dF_{X_F}(X_3|X_1, X_2) dF_{X_M}(X_1, X_2) \\ &= \int F_{Y_M|X_M}(y|X) \Psi_{X_3|X_1, X_2}(X_1, X_2) dF_{X_M}(X_3|X_1, X_2) dF_{X_M}(X_1, X_2) \\ &= \int F_{Y_M|X_M}(y|X) \Psi_{X_3|X_1, X_2}(X_1, X_2) dF_{X_M}(X_1, X_2, X_3) \end{aligned}$$

さらに、このリウエイティング・ファクター  $\Psi_{X_3|X_1, X_2}$  は、次のように2つのリウエイティング・ファクターの比として表せる。

$$\begin{aligned} \Psi_{X_3|X_1, X_2}(X_1, X_2) &= \frac{dF_{X_F}(X_3|X_1, X_2)}{dF_{X_M}(X_3|X_1, X_2)} \\ &= \frac{dF_{X_F}(X_1, X_2, X_3)/dF_{X_F}(X_1, X_2)}{dF_{X_M}(X_1, X_2, X_3)/dF_{X_M}(X_1, X_2)} \\ &= \Psi(X_1, X_2, X_3)/\Psi(X_1, X_2) \end{aligned}$$

前者  $\Psi(X_1, X_2, X_3)$  は、次のように、3つの独立変数すべてを用いたロジットモデルの予測値を用い

て計算可能である。

$$\begin{aligned}\Psi(X_1, X_2, X_3) &= \frac{dF_{X_F}(X_1, X_2, X_3)}{dF_{X_M}(X_1, X_2, X_3)} \\ &= \frac{\Pr(X_1, X_2, X_3 \mid D_F = 1)}{\Pr(X_1, X_2, X_3 \mid D_F = 0)} \\ &= \frac{\Pr(D_F = 1 \mid X_1, X_2, X_3) / \Pr(D_F = 1)}{\Pr(D_F = 0 \mid X_1, X_2, X_3) / \Pr(D_F = 0)}\end{aligned}$$

後者  $\Psi(X_1, X_2)$  は、次のように、変数 1 及び変数 2 のみを独立変数として用いたロジットモデルの予測値を用いて計算可能である。

$$\begin{aligned}\Psi(X_1, X_2) &= \frac{dF_{X_F}(X_1, X_2)}{dF_{X_M}(X_1, X_2)} \\ &= \frac{\Pr(X_1, X_2 \mid D_F = 1)}{\Pr(X_1, X_2 \mid D_F = 0)} \\ &= \frac{\Pr(D_F = 1 \mid X_1, X_2) / \Pr(D_F = 1)}{\Pr(D_F = 0 \mid X_1, X_2) / \Pr(D_F = 0)}\end{aligned}$$

上記の手続きによって得られた反実仮想値を用いて、観察されている男女差に対する比率  $(F_{Y_M} - F_{Y_M^{C, X_3}}) / (F_{Y_M} - F_{Y_F})$  や、総計的要因分解で得られた総分布効果に対する比率  $(F_{Y_M} - F_{Y_M^{C, X_3}}) / (F_{Y_M} - F_{Y_C})$  を計算することによって、変数 1 及び変数 2 を条件づけたときの変数 3 の個別の分布効果の寄与率を特定することができる。

以上の方法を用いて、本研究では、まず「男性のすべての独立変数の分布が女性と同じであったときの男性の長時間労働割合」を推定し、この値を実際の男性の長時間労働割合と比較することで総計的要因分解を行う。次に、「(他の共変量について条件づけた) 男性の職業分布が女性と同じであったときの男性の長時間労働割合」を推定し、細目的要因分解を行う。細目的要因分解については、産業・企業規模・勤続年数についても同様に行い、職業の分布効果の寄与率と比較する。なお、リウエイティング・ファクターの計算に際して必要となるロジットモデルの推定にあたっては、R の glm コマンドを用いた。

#### 4. データ・分析対象・変数

使用するデータは統計センターより提供されている『平成 19 年就業構造基本調査』（総務省）の匿名データである。データとしては 10 年以上前になるが、2000 年から 2010 年頃にかけて長時間労働問題は社会的な注目を集めており、本研究の問いを検証する上で最も適当である。

分析対象は学生を除く 15 歳以上の正規雇用者で年間 200 日以上就業者しているものである (N=201,154, 男性約 68%)。長時間労働は基本的に正規雇用者における問題である。男女の働き方の違いで最も大きい特徴の一つが雇用形態であり、正規に比べてパートタイムの労働時間が短い。したがって、男女間の長時間労働割合を説明する要因として雇用形態が大きな影響を持っていることは自明である。本研究では、こうした自明の問いではなく、同じように雇用管理が行われているであろう正社員においても長時間労働の男女差があり、これが雇用形態以外の要因によって説明できるのかを検討することが重要であると考えている。また、就業構造基本調査では、年間の就業日数が 200 日以上、もしくは年間 200 日未満の就業者であっても規則的な就業の場合に 1 週間の平均的な労働時間を尋ねてお

り、不規則的に就業しているものの労働時間を把握することができない。すべての就業者の労働時間を把握できず、雇用形態間の比較が不完全になってしまうため、本研究においては、年間 200 日以上就業しているものに限定し、よりフルタイムに近い労働者を分析対象とする。

アウトカムとなる長時間労働の指標としては、平均的な週の労働時間が 60 時間以上であることを示すダミー変数（60 時間ダミー）を用いる。どのくらいの労働時間を「長時間」とみなすかについて明確な基準はないが、慣例的に「週の実労働時間が 60 時間以上である」ことが用いられることが多い。注目する職域変数としては職業（59 カテゴリー）を用いる。性別職域分離の議論においては一般的には職業（分類）に着目されることが多いが、社会階層論における広義の「職業（仕事・働き方）」概念には、産業や企業規模などの変数も含まれる（長松 2018）。そこで、職業変数との比較のために、産業（45 カテゴリー）、企業規模（13 カテゴリー）、勤続年数も仕事・働き方を捉える変数として用いる。カテゴリカル変数の詳細については巻末の補足資料を参照されたい。勤続年数は、カテゴリカル変数として提供されているが各選択肢の中間値を採用し、勤続 5 年が 0 となるように中心化した上で、連続変数として使用している。その他に、年齢（40 歳で中心化）、有配偶ダミー、未就学児同居ダミー、世帯人数（4 人で中心化）、学歴（カテゴリー）、世帯収入（600 万円で中心化）を統制変数として用いる。なお、使用する変数に欠損のあるケースは除外した。使用する変数の記述統計量については巻末補足資料を参照されたい。

## 5. 結果

### 5.1. 記述的分析

まず、記述的分析によって性別・職業・長時間労働の関連を確認する。表 2 に長時間労働割合の男女差を示した。当然のように長時間労働は男性に多く、男女の差は約 10% ポイントとなっている。本研究の目的は、この 10% ポイントのうち、どの程度が職業分布の男女差に起因するものなのかを明らかにすることである。

次に職業ごとの長時間労働割合を図 1 に示した。上述のように本研究で用いている職業変数は 59 カテゴリーあり、すべてについて結果を表示すると冗長になる。そこで、長時間労働割合が高い上位 20 の職業について図示している。また、図中には労働時間が長くなりやすい業務が多いとされる職業大分類項目（「専門・技術」「販売」「サービス」）については色によって強調表示している。

図 1 によると、最も長時間労働割合が高い職業は「医師」で、2 番目は「自動車運転者」となっている。この 2 つの職業については、今日の働き方改革において特に重点的に長時間労働の是正が求められている職業である。

厚生労働省医政局は、2017 年に「医師の働き方改革に関する検討会」を設立し、2019 年には計 22 回にわたる議論の報告書を公表している<sup>3)</sup>。ここでは、医師の長時間労働の背景には様々な要因があると

表 2 長時間労働割合の男女差

性別	長時間労働割合	N
男性	17.0%	136778
女性	6.8%	64376

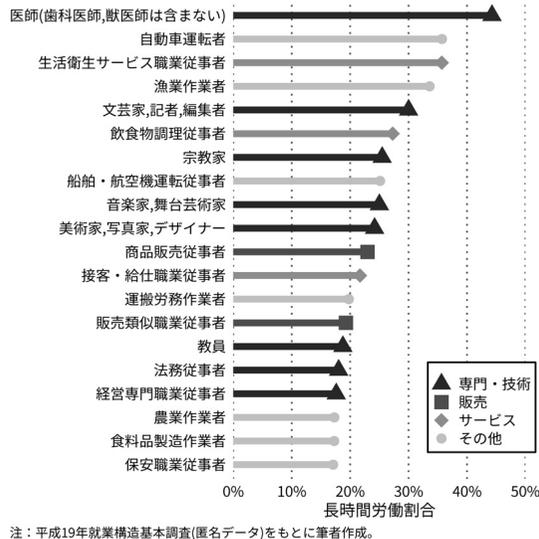


図 1 職業ごとの長時間労働割合

されているが、医師には「正当な理由なく診療を拒んではならない」という応招義務がある上に、診療業務が不確実性が高く、高度の専門性や技術革新と水準向上を求められるために、労働時間が際限なく長くなりやすいということが指摘されている<sup>4)</sup>。このような医師の業務の特徴は、まさに上述の「対人的・ノンマニュアル・非定型的な業務」に該当する(労働政策研究・研修機構 2009; 2011)。医師に対しては 2024 年 4 月から働き方改革関連法(2019 年)によって導入された時間外労働の上限規制が適用されるが、厚生労働省医政局においては引き続き「医師の働き方改革の推進に関する検討会」において医師の長時間労働是正の対策が検討されている<sup>5)</sup>。

トラックドライバーやタクシー運転手などが含まれる「自動車運転者」も長時間労働が深刻化しており、医師同様 2024 年の時間外労働の上限規制適用に向けて長時間労働是正対策を検討するべく、労働政策審議会労働条件分科会にて個別の委員会が設けられている<sup>6)</sup>。厚生労働省(2021)によると、令和 2 年度の「脳・心臓疾患の労災請求件数」が最も多い職種は「自動車運転従事者」<sup>7)</sup>である。自動車運転者は、「対人的・ノンマニュアル・非定型的な業務」に完全に対応しているわけではないが、顧客都合の働き方が求められるという点においてはサービス職に近い特徴がある。

上記 2 つの職業以外にも、図 1 からは「対人的・ノンマニュアル・非定型的な業務」の特徴があるとみなせる「専門・技術」「販売」「サービス」に含まれる職業が多いことがわかる。

次に、図 2 に職業分布の男女差を示した。図 1 では、性別ごとに各職業に従事している労働者の割合を算出し、職業ごとにその割合の男女差(男性の値 - 女性の値)を計算したものを示している。この値がプラス方向に大きい職業ほど男性の職業分布を特徴づけているもの(男性的)、マイナス方向に大きい職業ほど女性の職業分布を特徴づけているもの(女性的)であることを意味している。図 1 と同様にすべての職業について図示するのではなく、男性的・女性的なものそれぞれ上位 10 の職業についてのみ表示している。また、図 1 で示した長時間労働割合が高い職業については太字で強調している。ここで注目すべきは図 1 で示した長時間労働割合が高い職業が男性の職業分布を特徴づけているかというこ

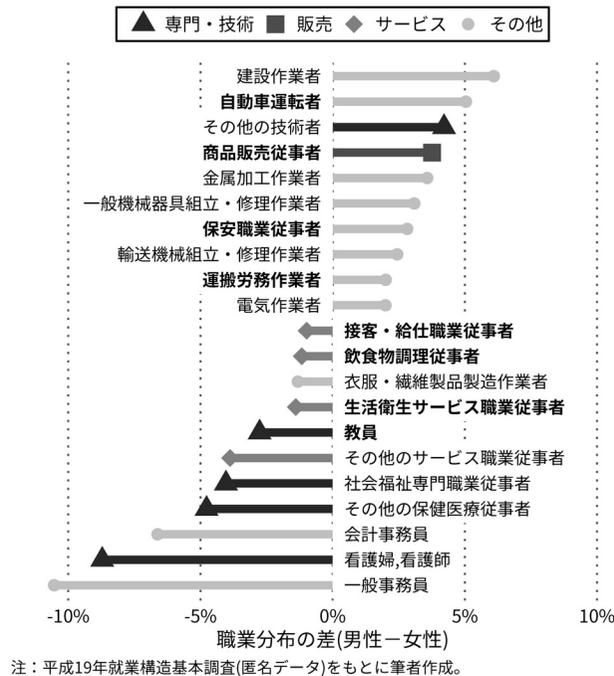


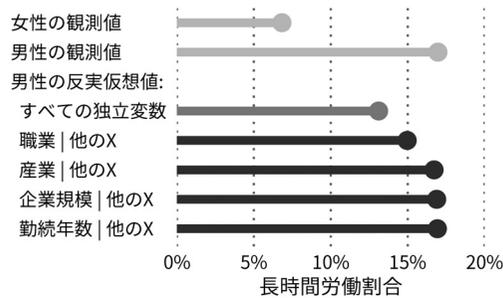
図2 職業分布の男女差

とである。

図2によると、男性の職業分布は「専門・技術」「販売」「サービス」に含まれる職業によって特徴づけられているとはいえない。むしろこれらの職業によって特徴づけられているのは女性の職業分布である。男性の職業分布は「生産工程」などのブルカラー・マニュアル職に偏っている。「自動車運転者」「商品販売従事者」「保安職業従事者」「運搬労務従事者」は平均的に長時間労働割合が高い職業であり(図1)、男性の職業分布を特徴付けているものである。「接客・給仕職業従事者」「飲食物調理従事者」「生活衛生サービス職業従事者」「教員」も平均的に長時間労働割合が高い職業であるが(図1)、どちらかといえば女性の職業分布を特徴付けているものである。男女の職業分布の差を見るかぎり、長時間労働に繋がりがやすい業務が多い「専門・技術」「販売」「サービス」の職業が男性に多いということではなく、理論的予測とはやや反している。ただし、例えば「自動車運転者」のように長時間労働是正が重点的に取り組まれている職業が男性の職業分布を特徴づけている部分もある。

## 5.2. DFL 分解

上述の記述的分析においては、長時間労働が多い職業と男性の職業分布に強い関連は見られなかった。この点についてDFL分解によって改めて確認する。図3にDFL分解の結果を図示した。ここで示しているのは、「男性の独立変数の分布が女性と同じであったとき」の反実仮想的な長時間労働割合である。参考までに、表2で示した男女の長時間労働割合の観測値も表示している。反実仮想値は、すべての独立変数の分布を用いた場合の統計的要因分解と、個々の独立変数の条件つき分布を用いた細目



注：平成19年就業構造基本調査(匿名データ)をもとに筆者作成。

図 3 DFL 分解の結果

表 3 DFL 分解の結果 (数値情報)

男性の反実仮想値	長時間労働割合	分布効果	全体に対する寄与	総分布効果に対する寄与
すべての独立変数 (総計的要因分解)	0.131	0.039	38.0%	100.0%
細目的要因分解：				
職業   他の X	0.150	0.020	19.7%	51.8%
産業   他の X	0.167	0.003	2.5%	6.5%
企業規模   他の X	0.169	0.001	0.8%	2.1%
勤続年数   他の X	0.169	0.000	0.4%	0.9%

的要因分解の2つについて示している。後者については、例えば、「職業 | 他の X」という項目の値は、「他の共変量について条件づけたときの職業分布が女性と同じである」場合の男性の長時間労働割合を意味している。独立変数による分布効果が長時間労働の男女差のすべてを説明するとき、男性の反実仮想値は女性の観測値と一致することになる。

要因分解の数値情報については表3に示したので適宜参照されたい。分布効果は、観察値と反実仮想値の差分  $F_{Y_M} - F_{Y_M^C}$  である。全体に対する寄与は、観察されている男女差に対する当該分布効果の比率  $(F_{Y_M} - F_{Y_M^C}) / (F_{Y_M} - F_{Y_F})$  である。総分布効果に対する寄与は、総計的要因分解で得られた総分布効果に対する当該分布効果の比率  $(F_{Y_M} - F_{Y_M^{C,X}}) / (F_{Y_M} - F_{Y_M^C})$  である。

まず、図3の「すべての独立変数」についての結果から確認する。統制変数も含めすべての独立変数の分布が女性と同じである場合、男性の長時間労働割合は13%へと縮小する。この状況における男女差は6.2 (=13.1-6.8) ポイントであり、観察されている男女差から3.9 (=10.2-6.2) ポイント減少したことになる(表2)。この分布効果の寄与率は38%である(表2)。残りの約62%は独立変数の分布の違いによっては説明できない部分を意味しており、すなわち社会人口学的属性や仕事関連の変数を統制してもなお男性は女性よりも長時間労働割合が高いことを示唆する。

約4%ポイントの長時間労働の男女差はどれほどのインパクトであろうか。「仕事と生活の調和(ワーク・ライフ・バランス)憲章」と合わせて2007年に作成された「仕事と生活の調和推進のための行動指針」には、長時間労働の削減に関して2020年までに達成すべき数値目標が定められている<sup>8)</sup>。各種

数値目標の達成度を評価している報告書「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）総括文書—2007～2020—」によると、「週労働時間 60 時間以上の雇用者の割合」は 2007 年の 10.8% から 2020 年には 5.1% へと縮小している<sup>9)</sup>。同報告書における長時間労働指標の計算には非正規雇用が含まれているため、この間の長時間労働割合の変化には非正規雇用の増加の影響を考慮する必要がある。こうした留意点はあるものの、同報告書においては、この間の法定残業割増率の引き上げや過労死防止対策の促進、労働基準監督機関による監督指導などの政策的介入及び、労使における自主的な働き方改革などの取り組みによって長時間労働割合が減少したと評価している。長時間労働割合の低下に寄与したこれらの集团的介入の効果（ $5.7=10.8-5.1$ ）と比較すると、本研究において示されている約 4% ポイントの分布効果も決して小さくはないと評価できる。つまり、男性の社会人口学的属性や仕事関連の変数の分布が女性と同一になるという分布効果は、この 13 年間に行われた働き方改革に関連する集团的介入と同程度である。すなわち、これは、男性の長時間労働傾向に関する社会人口学的属性や仕事関連の変数の分布効果の影響が決して小さくないということを意味している。

この分布効果のうち、職業分布による影響はどの程度のものであろうか。次に、細目的要因分解の結果について確認する。「他の共変量について条件づけたときの職業分布のみが女性と同じである」場合、男性の長時間労働は 15% へと縮小する（図 3）。分布効果は 2 ポイントであり、これは全体の男女差に対して約 20%、総分布効果に対して約 52% である（表 2）。男性の長時間労働割合は大きく変わっていないように見えるが、総分布効果に対する寄与率は他の仕事関連の変数よりも大きい。産業・企業規模・勤続年数の分布効果はいずれも 1 ポイント未満であり、総分布効果に対する寄与率もそれぞれ 6.5%・2.1%・0.9% と目立って大きくはない。すなわち、仕事関連の変数のなかでは職業が最も重要であることがわかる。

DFL の分解の結果によると、長時間労働の男女性に対する分布効果は決して小さくなく、個別の変数としては職業が最も重要であることがわかった。しかし、上述の記述的分析の結果と踏まえると、先行研究で指摘されていたような長時間労働につながる仕事特性が長時間労働の男女差と性別職域分離を説明する部分は大きくないと言える。職業の分布効果は大きいものの、そもそも男性の職業分布が長時間労働が多い職業に偏っているという特徴は見られなかった。

## 6. 議論と結論

以上の分析から得られる知見は以下のとおりである。

1. 長時間労働の男女差に対する独立変数の分布効果は十分に大きく、労働市場における社会人口学的属性や仕事関連の変数の違いを考慮することが重要である。
2. 産業・企業規模・勤続年数よりも職業の寄与率が最も大きく、長時間労働の男女差に関しては性別職域分離によって説明できる程度は大きい。
3. しかし、男性の職業分布の特徴が長時間労働が多い職業に明確に偏っていることはなく、「対人的・ノンマニュアル・非定型的な業務」という仕事特性が長時間労働の男女差に関連しているとはいえない。

職業の分布効果が大きいという知見は、男女間賃金格差の先行研究と対比する上では重要である。上述

のように、男女間賃金格差研究においては、職業分布よりも勤続年数の違いのほうが分布効果として重要であると指摘されている。一方で本研究においては、長時間労働の男女差に関しては勤続年数よりも職業分布の違いのほうが重要であることが示された。つまり、日本においては、職業によって捉えられている働き方の側面は賃金ではなく労働時間であるということが示唆される。

日本の人事制度が職能資格制度に基づいていることから明らかなように（佐藤ほか 2020）、日本では職業・職種に明確に報酬が結び付けられているわけではない。職能資格制度のもとでは個々の労働者の「能力」に対して報酬が支払われるのであり、間接的にはこの「能力」を獲得するためのインプットが重視される（小野 2016）。すなわち、職業によって捉えられているのがこのインプットであり、職業ごとに当該「能力」を獲得するために必要なインプット（≒労働時間）が異なっているのである。「能力」を獲得するために要する業務のなかには、例えば「対人的・ノンマニュアル・非定型的な業務」もあり、こうした業務への従事が「能力」獲得に重要であるほど当該職業は長時間労働に陥りやすいと解釈できる。

しかしながら、以上の解釈は本研究においては十分に支持されているとはいえない。確かに、長時間労働と仕事特性の関連については本研究においても確認された（図 1）。ただし、男性の職業分布がそのような職業に偏っているということまでは確認できなかった（図 2）。長時間労働の男女差・仕事特性・性別職域分離の関連についてはやや矛盾している側面があり、今後さらなる検討の余地が残されているが、本研究においては現時点で想定しうる仮説の一つとして次のように考えている。すなわち、長時間労働の男女差は、男性が長時間労働の多い職業分布を持っていることではなく、女性が短時間労働が多い職業分布を持っているという特徴によって捉えられるのではないか。やはり先行研究が指摘するように日本においては長時間労働が慢性化しており、労働時間が長い労働者がどのような職業においても一定する存在する。ある意味それが通常状態であり、むしろ性別役割分業のもとで家事労働を期待される女性労働者が、仕事との調整を行いやすいよう、長時間労働割合が小さいもしくは短時間労働が多い職業を積極的に選択している可能性がある。本研究においては、「男性の職業分布が女性と同じである」という反実仮想のもとで分析を行っており、端的に言えば女性の職業分布を男性に当てはめていることと同じである。つまり、本研究の結果は、女性の職業分布の特徴の影響を受けている可能性もある。

これは「反実仮想におけるレファレンスグループ問題」として知られており、唯一の統計学的な対処はないとされている（Fortin et al. 2011）。本研究の手順と正反対に「女性のすべての独立変数の分布が男性と同じであったときの女性の長時間労働割合」を算出することも可能であるが、結果は本研究で示したものと異なる可能性がある。今後女性労働者に注目した分析も行う必要がある。

さらに、本研究の限界としてはカテゴリカル変数として職業を用いているという点が挙げられる。理論的には、本研究で特に注目する職業を、「対人的・ノンマニュアル・非定型的な業務」が多いという理由で、「専門・技術」「販売」「サービス」という大分類に限定していた。しかし、実際には同じ大分類内でも個々の職業小分類には違いが存在し、反対に異なる大分類に属していても同じような仕事特性を持つ職業も存在しうる。本研究では、こうした可能性を無視して各職業カテゴリー（中分類）ごとに固有のパラメータを想定している。今後は、各職業の特性を正確に捉えられるように、労働政策研究・研修機構が整備している「職業情報サイト（日本版 O-NET）job tag」で公開されている職業特性の数値情報などを用いて分析を行う必要がある<sup>10)</sup>。職業特性の数値情報を用いることで、例えば「対人的・ノンマニュアル・非定型的な業務が多い」という特徴をより正確に指標化することができる。これによっ

て、職業分布のうちどのような特性が長時間労働の男女差に影響しているのかということがわかるだろう。このような分析は、統計学的な視点からみても、個別の職業ダミーに注目して細目的要因分解を行うよりも儉約的な手法であるといえる。

本研究では、人々の仕事の特徴を職業という概念によって捉えるという視点から、性別職域分離と長時間労働の男女差の関連を検討してきた。職業によって捉えられる男女の働き方の違いは長時間労働の差とも関連しており、先行研究が指摘してきたように職業は人々のライフチャンスの獲得に影響していることが示唆された。ワーク・ライフ・バランスへの関心の高まりのなか、労働時間など非金銭的な仕事の特徴に関する男女不平等も今後重要になっていくと考えられる。ジェンダー化された職業構造を均質化していくことでこうした働き方の男女不平等が縮小することを示している本研究は、働き方改革推進に向けた政策課題を検討する際の基礎資料として活用されることが期待される。

#### 付記

本研究の結果は、統計法に基づいて、独立行政法人統計センターから「平成19年就業構造基本調査」（総務省）の匿名データの提供を受け、独自に作成・加工した統計であり、総務省が作成・公表している統計等とは異なる。

#### 注

- 1) ただし仕事の自律性が高い場合にも、顧客都合の働き方になってしまい、労働時間が長くなる可能性があることも指摘されている（高見2019）。
- 2) これらの研究は、厳密には学際的な分野の研究と位置づけられるが、職業に注目しているという意味において社会学的な視点を共有しているとみなせる。
- 3) [https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage\\_04273.html](https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_04273.html), 2022年5月27日取得。
- 4) 注3の報告書を参照されたい。
- 5) [https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage\\_05488.html](https://www.mhlw.go.jp/stf/newpage_05488.html), 2022年5月27日取得。
- 6) [https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/shingi-rousei\\_126973\\_00001.html](https://www.mhlw.go.jp/stf/shingi/shingi-rousei_126973_00001.html), 2022年5月27日取得。
- 7) 「自動車運転者」は1997年改定の日本標準職業分類で使用されている中分類名称であり、「自動車運転従事者」は2009年改定の日本標準職業分類で使用されているものである。両者は含まれている小分類項目は一致しており、同一のものとして理解できる。
- 8) [https://www.cao.go.jp/wlb/government/20barrier\\_html/20html/indicator.html](https://www.cao.go.jp/wlb/government/20barrier_html/20html/indicator.html), 2022年5月27日取得。なお、数値目標の達成が2020年までとされたのは、2010年の改定による。
- 9) <https://www.cao.go.jp/wlb/government/top/hyouka/07-20/zentai.html>, 2022年5月27日取得。
- 10) <https://shigoto.mhlw.go.jp/User/download>, 2022年5月27日取得。

#### 文献リスト

- 池田心豪（2010）「ワーク・ライフ・バランスに関する社会学的研究とその課題—仕事と家庭生活の両立に関する研究に着目して」『日本労働研究雑誌』, 599, pp. 20-31.
- 小倉一哉（2007）『エンドレス・ワーカーズ—働きすぎ日本人の実像』日本経済新聞出版社.
- 小野浩（2016）「日本の労働時間はなぜ減らないのか？—長時間労働の社会学的考察」『日本労働研究雑誌』, 677, pp. 15-27.
- 川人博（2014）『過労自殺 第2版』岩波新書.
- 神林龍（2010）「1980年代以降の日本の労働時間」樋口美雄編『労働市場と所得分配（バブル/デフレ期の日本経済と経済政策（6）』慶應義塾大学出版会.
- 玄田有史（2005）『働く過剰—大人のための若者読本』NTT出版.

- 厚生労働省 (2007) 『平成 19 年版 労働経済の分析』。
- 厚生労働省 (2021) 『令和 2 年度 我が国における過労死等の概要及び政府が過労死等の防止のために講じた施策の状況 (令和 3 年版過労死等防止対策白書)』。
- 佐藤厚 (2008) 「仕事管理と労働時間—長労働時間の発生メカニズム」『日本労働研究雑誌』, 575, pp. 27-38.
- 佐藤博樹 (2008) 「ワーク・ライフ・バランスと企業による WLB 支援」山口一男・樋口美雄編 『論争 日本のワーク・ライフ・バランス』 日本経済新聞出版社, pp. 106-23.
- 佐藤博樹 (2022) 「『ジョブ型雇用』を巡る議論をどのように理解すべきか—人事管理システム改革への示唆」『日本労働研究雑誌』, 739, pp. 10-17.
- 佐藤博樹・藤村博之・八代充史 (2020) 『新しい人事労務管理 (第 6 版)』 有斐閣アルマ。
- 杉浦裕晃 (2009) 「雇用と労働時間の決定のしくみ」大橋勇雄編 『労働需要の経済学』 ミネルヴァ書房, pp. 165-91.
- 高見具広 (2016) 「働く時間の自律性をめぐる職場の課題—過重労働防止の観点から」『日本労働研究雑誌』, 677, pp. 39-52.
- 高見具広 (2019) 「仕事・働き方の自律性と労働時間—社会的な観点からの論点整理」 JILPT Discussion Paper, 16-06.
- 田上皓大 (2021) 「『働きやすさ』と労働時間のミスマッチ—学際的な労働時間研究のレビュー」『日本労務学会誌』, 22(2), pp. 71-86.
- 田上皓大 (2022) 「勤続に伴う労働時間の個人内変化—KHPS を用いた人的資本モデルとエージェンシーモデルの検証」『日本労務学会誌』, 23(1), pp. 48-61.
- 鶴光太郎 (2019) 「日本的雇用システムの再構築—総論」鶴光太郎編 『雇用システムの再構築に向けて』 日本評論社, pp. 1-67.
- 永井暎子 (2004) 「男性の育児参加」渡辺秀樹他編 『現代家族の構造と変容』 東京大学出版会, pp. 190-200.
- 長松奈美江 (2016) 「サービス産業化がもたらす働き方の変化—仕事の質に注目して」『日本労働研究雑誌』, 666, pp. 27-39.
- 長松奈美江 (2018) 「階級・階層研究における多様な職業的地位尺度の比較分析」『日本労働研究雑誌』, 697, pp. 18-28.
- 間宏 (1996) 『経済大国を作り上げた思想—高度経済成長期の労働エートス』 文眞堂。
- 濱口桂一郎 (2009) 『新しい労働社会—雇用システムの再構築へ』 岩波書店。
- 樋口美雄 (2001) 『雇用と失業の経済学』 日本経済新聞社。
- 樋口美雄 (2010) 「経済学から見た労働時間政策」鶴光太郎・樋口美雄・水町勇一郎編 『労働時間改革—働き方はいかに変えるか』 日本評論社, pp. 25-32.
- 松田茂樹 (2004) 「男性の家事参加—家事参加を規定する要因」渡辺秀樹他編 『現代家族の構造と変容』 東京大学出版会, pp. 175-189.
- 村松久良光 (1995) 「日本の雇用調整—これまでの研究から」猪木武徳・樋口美雄編 『日本の雇用システムと労働市場』 日本経済新聞社, pp. 57-78.
- 八代尚宏 (1997) 『日本の雇用慣行の経済学—労働市場の流動化と日本経済』 日本経済新聞社。
- 矢野眞和 (1995) 『生活時間の社会学—社会の時間・個人の時間』 東京大学出版会。
- 山口一男 (2009) 『ワークライフバランス—実証と政策提言』 日本経済新聞出版社。
- 山口一男 (2017) 『働き方の男女不平等—理論と実証分析』 日本経済新聞出版社。
- 山本勲 (2019) 「働き方改革関連法による長時間労働是正の効果」『日本労働研究雑誌』, 702, pp. 29-39.
- 山本勲・黒田祥子 (2014) 『労働時間の経済分析—超高齢社会の働き方を展望する』 日本経済新聞出版社。
- 労働政策研究・研修機構 (2005) 『日本の長時間労働・不払い労働時間の実態と実証分析』 労働政策研究報告書, 22.
- 労働政策研究・研修機構 (2009) 『働く場所と時間の多様性に関する調査研究』 労働政策研究報告書, 106.
- 労働政策研究・研修機構 (2010) 『女性の働き方と出産・育児期の就業継続—就業継続プロセスの支援と就業継続意欲を高める職場づくりの課題』 労働政策研究報告書, 122.
- 労働政策研究・研修機構 (2011) 『仕事特性・個人特性と労働時間』 労働政策研究報告書, 128.
- Blinder, A. S. 1973. "Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates." *The Journal of Human Resources*, 8(4), 436.
- Becker Gary Stanley. 1993. Human capital: a theoretical and empirical analysis, with special reference to education.

- 3rd ed. University of Chicago Press.
- Borjas, George J. 2012. *Labor Economics*. 6th ed. McGraw-Hill.
- Cha, Youngjoo. 2013. "Overwork and the Persistence of Gender Segregation in Occupations." *Gender & Society*, 27(2), 158–184.
- Cha, Youngjoo, and Kim A. Weeden. 2014. "Overwork and the Slow Convergence in the Gender Gap in Wages." *American Sociological Review* 79(3): 457–84.
- Charles, Maria, and David B. Grusky. 2005. *Occupational Ghettos: The Worldwide Segregation of Women and Men*. Stanford University Press.
- DiNardo, John, Nicole Fortin, and Thomas Lemieux. 1996. "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973–1992: A Semiparametric Approach." *Econometrica* 64(5), 1001–44.
- Estevez-Abe, Margarita, Torben Iversen, and David Soskice. 2001. "Social Protection and the Formation of Skills: A Reinterpretation of the Welfare State." Pp. 145–83 in *Varieties of Capitalism: The Institutional Foundations of Comparative Advantage*, edited by P. A. Hall and D. Soskice. Oxford University Press.
- Firpo, S., Fortin, N. M., & Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3), 953–973.
- Fortin, Nicole, Thomas Lemieux, and Sergio Firpo. 2011. "Decomposition Methods in Economics." Pp. 1–102 in *Handbook of Labor Economics*. Vol. 4. Elsevier.
- Genda, Yuji, Sachiko Kuroda, and Souichi Ohta. 2015. "Does Downsizing Take a Toll on Retained Staff? An Analysis of Increased Working Hours in the Early 2000s in Japan." *Journal of the Japanese and International Economies* 36, 1–24.
- Hamermesh, Daniel S. 1993. *Labor Demand*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Hara, Hiromi. 2018. "The Gender Wage Gap across the Wage Distribution in Japan: Within- and between-Establishment Effects." *Labour Economics* 53, 213–29.
- Hashimoto, Masanori. 1981. "Firm-Specific Human Capital as a Shared Investment." *The American Economic Review* 71(3), 475–82.
- Juhn, C., Murphy, K. M., & Pierce, B. (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *Journal of Political Economy*, 101(3), 410–442.
- Kawaguchi, Daiji, Hisahiro Naito, and Izumi Yokoyama. 2008. *Labor Market Responses to Legal Work Hour Reduction: Evidence from Japan*. ESRI Discussion Paper Series. 202.
- Oaxaca, R. (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14(3), 693.
- Weeden, K. A., Cha, Y., & Bucca, M. (2016). "Long work hours, part-time work, and trends in the gender gap in pay, the motherhood wage penalty, and the fatherhood wage premium." *RSF: The Russell Sage Foundation Journal of the Social Sciences*, 2(4), 71–102.

## 補足資料

表 A1 使用する変数の記述統計量①

変数	N	平均値	標準偏差	最小値	最大値
長時間労働割合（週60時間以上ダミー）	201154	0.137			
性別					
男性	136778	0.680			
女性	64376	0.320			
年齢（40歳で中心化）	201154	1.944	12.137	-23.000	45.000
有配偶ダミー	201154	0.659			
未就学児同居ダミー	201154	0.148			
世帯人数（4人で中心化）	201154	-0.525	1.444	-3.000	3.000
学歴					
中卒以下	14453	0.072			
高卒	89071	0.443			
専門卒	24941	0.124			
短大・高専卒	16891	0.084			
大卒	51528	0.256			
大学院卒	4270	0.021			
世帯収入（600万円で中心化）	201154	175.977	390.525	-500.000	1400.000
企業規模					
4人未満	12792	0.064			
5～9人	14577	0.072			
10～19人	16383	0.081			
20～29人	10349	0.051			
30～49人	12999	0.065			
50～99人	18525	0.092			
100～299人	27075	0.135			
300～499人	11454	0.057			
500～999人	12358	0.061			
1000人以上	36667	0.182			
官公庁	27975	0.139			
勤続年数（5年で中心化）	201154	10.131	11.828	-5.000	65.333

表 A2 使用する変数の記述統計量②

変数	N	平均値	変数	N	平均値
職業			職業		
科学研究者	423	0.002	農業作業	2030	0.010
情報処理技術者	3106	0.015	林業作業	221	0.001
その他の技術者	6677	0.033	漁業作業	378	0.002
医師(歯科医師, 獣医師は含まない)	777	0.004	鉄道運転従事者	210	0.001
看護婦, 看護師	6186	0.031	自動車運転者	7273	0.036
その他の保健医療従事者	5284	0.026	船舶・航空機運転従事者	207	0.001
社会福祉専門職業従事者	3444	0.017	その他の運輸従事者	556	0.003
法務従事者	61	0.000	通信従事者	574	0.003
経営専門職業従事者	193	0.001	金属材料製造作業	1104	0.005
教員	8482	0.042	化学製品製造作業	1550	0.008
宗教家	259	0.001	窯業・土石製品製造作業	1201	0.006
文芸家, 記者, 編集者	270	0.001	金属加工作業	6505	0.032
美術家, 写真家, デザイナー	550	0.003	一般機械器具組立・修理作業	5191	0.026
音楽家, 舞台芸術家	132	0.001	電気機械器具組立・修理作業	4984	0.025
その他の専門的・技術的職業従事者	974	0.005	輸送機械組立・修理作業	3481	0.017
管理的公務員	683	0.003	計量計測機器・光学機械器具組立・修理作業	567	0.003
その他の管理的職業従事者	2279	0.011	食品製造作業	3023	0.015
一般事務員	37073	0.184	飲料・たばこ製造作業	288	0.001
会計事務員	7673	0.038	紡織作業	645	0.003
外勤事務従事者	96	0.000	衣服・繊維製品製造作業	1200	0.006
運輸・通信事務従事者	1138	0.006	木・竹・草・つる製品製造作業	1093	0.005
事務用機器操作員	782	0.004	パルプ・紙・紙製品製造作業	723	0.004
商品販売従事者	16853	0.084	印刷・製本作業	1149	0.006
販売類似職業従事者	7741	0.038	ゴム・プラスチック製品製造作業	1934	0.010
家庭生活支援サービス職業従事者	445	0.002	革・革製品製造作業	82	0.000
生活衛生サービス職業従事者	1676	0.008	その他の製造・制作作業	3817	0.019
飲食物調理従事者	3527	0.018	設置機関・機械及び建設機械運転作業	1589	0.008
接客・給仕職業従事者	2039	0.010	電気作業	2813	0.014
住居施設・ビル等管理人	342	0.002	採掘作業	156	0.001
その他のサービス職業従事者	4662	0.023	建設作業	8740	0.043
保安職業従事者	4506	0.022	運輸労働作業	4538	0.023
			その他の労働作業	2933	0.015
			分類不能の職業	2066	0.010

表 A3 使用する変数の記述統計量③

変数	N	平均値	変数	N	平均値
産業			産業		
農業	2096	0.010	鉄道業	1192	0.006
林業	209	0.001	輸送・倉庫業	10805	0.054
漁業	398	0.002	卸売業	11893	0.059
鉱業	192	0.001	各種商品小売業	745	0.004
建設業	18840	0.094	織物・衣服・身回り品小売業	2426	0.012
食料・飲料・たばこ製造業	4520	0.022	飲食料品小売業	4324	0.021
繊維工業・繊維製品製造業	2460	0.012	その他の小売業	8332	0.041
木材・木製品・家具製造業	1705	0.008	金融・保険業	6530	0.032
パルプ・紙・紙加工品製造業	1230	0.006	不動産業	1416	0.007
印刷・関連産業	1700	0.008	飲食店, 宿泊業	4301	0.021
化学工業, 石油・石炭製造業	2908	0.014	医療・保健衛生	13938	0.069
プラスチック・ゴム製品製造業	2803	0.014	社会保険・社会福祉・介護事業	9383	0.047
窯業・土石製品製造業	1896	0.009	学校教育	10037	0.050
鉄鋼業	1299	0.006	その他の教育, 学習支援業	1408	0.007
非鉄金属製造業	850	0.004	複合サービス事業	3335	0.017
金属製品製造業	4020	0.020	専門サービス業(他に分類されないもの)	3888	0.019
一般機械器具製造業	5519	0.027	生活関連サービス業	2908	0.014
電気機械器具製造業	3127	0.016	娯楽業	1594	0.008
情報通信機械器具製造業	1273	0.006	整備・修理業	2148	0.011
電子部品・デバイス製造業	4122	0.020	広告業	464	0.002
輸送用機械器具製造業	4439	0.022	その他の事業サービス業	4298	0.021
精密機械器具製造業	1224	0.006	宗教, 政治・経済・文化団体	1516	0.008
その他の製造業	1170	0.006	その他のサービス業	3316	0.016
電気・ガス・熱供給・水道業	1944	0.010	公務(他に分類されないもの)	12637	0.063
情報通信業	6148	0.031	分類不能の産業	2228	0.011