



RIETI Discussion Paper Series 21-J-002

新型コロナの影響下での在宅勤務の推進と男女の機会の不平等

山口 一男
経済産業研究所

大沢 真知子
日本女子大学



Research Institute of Economy, Trade & Industry, IAA

独立行政法人経済産業研究所

<https://www.rieti.go.jp/jp/>

新型コロナの影響下での在宅勤務の推進と男女の機会の不平等¹

山口 一男（経済産業研究所/シカゴ大学）

大沢 真知子（日本女子大学）

要 旨

新型コロナの影響の下で、欧米の多くの企業は在宅勤務・テレワークを積極的に採用し、この利点に新たに気づいた企業も多く、「新型コロナ後」でも引き続き在宅勤務型の働き方を採用する予定の企業も多いといわれている。より一般には新型コロナの経験により、働き方に不可逆的社会変化が生まれようとしている。一方日本における、新型コロナ下における在宅勤務・テレワークの取り組みの推進はより限定的である。本稿では、日本における新型コロナ下での在宅勤務の機会に対し、男女に顕著な機会格差があり、従来ワークライフバランス上、在宅勤務がより好都合と思われている女性の方がかえって男性より機会が少ないという現状と、その決定要因を実証的に明らかにする。より具体的には、分析結果は在宅勤務の機会の男女格差が、雇用形態（正規・非正規の別）、職業、企業の業種、企業の従業員規模の4つ要因の男女の違いによってほぼ完全に説明でき、社会構造的な要因が機会の差を生じさせていることを示す。本稿は、さらにどの要因がどの程度影響するのかを明らかにし、その理論的インプリケーションについても併せて議論する。

キーワード：新型コロナ、男女の雇用の不平等、在宅勤務、労働市場の二重構造、DFL法要素分解分析、傾向スコア

JEL classification: C31, J16, J31

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹本稿は、独立行政法人経済産業研究所（RIETI）における「Women's economic empowerment, low fertility rate, and work-life balance」研究の成果の一部である。

1. 序

筆者は日本におけるワークライフバランスの推進にはかなり以前より関心を持ち分析・報告をしてきている（大沢 2006、山口 2009）。特に少子化対策に対しては、政府や社会による育児支援以上に、在宅勤務、フレックスタイム勤務、短時間正社員制度など柔軟に働ける社会の実現が重要との見解を、OECD諸国の出生率の変化と女性の就業率との変化の関連分析などから導き出している。一方新型コロナは、欧米、南米、南アジアなど世界中で現在（2020年10月30日）までに、4600万人以上の感染者、120万人以上の死者を出すに至っている。この中で、世界ではロックダウンや休業などが広く行われ、日本においても一時的に学校封鎖が行われ、多くの人々に不要な外出の自粛が要請された。このような中、新型コロナ対策を所管する西村康稔・経済再生担当相は経済界に「テレワーク70%以上の実施」を要請した。しかし、7月に公表された、東京商工リサーチによる全国の約1万4300社を対象にした調査結果によると、在宅勤務・テレワークを「現在、実施している」とする企業は全体の31%にすぎず、逆に「一度も実施していない」企業の42%を下回り、「一時実施したが、既に取りやめた」企業も27%に達した。理由はさまざまあるが、今回の分析はこういった緊急時において在宅勤務が普及しない理由の解明ではなく、そこにおける男女の機会の差の解明に焦点を当てる。

これまでも柔軟に働ける種々な制度の中で、なぜか在宅勤務は最も普及していない制度の一つであった。一般に限定正社員制度やフレックスタイム勤務など様々な柔軟に働ける制度は企業の従業員規模が大きいほど普及率が高いが、在宅勤務については1000人以上の従業員規模を持つ大卒の20-40歳という最も利用しやすい状況にいる勤労者の間でも在宅勤務制度利用できる者は男性でも2018年時点で30.2%、女性で22.9%にとどまっている（大沢 2020）。またここで、注目すべきは在宅勤務機会の男女格差である。一般に、未だ家事育児負担が女性にとって男性より遥かに大きい女性の間で、家庭の役割との両立により便利なはずの在宅勤務がかえって普及していないという事実は、社会構造的要因が背後にあることが考えられる。

今回の分析は、新型コロナ下における在宅勤務の推進に関しても、男女の就業者間で有意な機会の格差があり、そのため在宅勤務などの柔軟な働き方を、より望んでいると考えられる女性のほうが、かえって在宅勤務の機会が少ないという事実をまず示し、ついでそういった結果がもたらされた原因を特定し、かつ個々の原因がどの程度この男女の機会の不平等に「貢献」しているのかを、数量的に明らかにすることにある。また新型コロナの影響下で休業や在宅勤務が推奨される中であって、休業することも叶わず、在宅での仕事も叶わない、医療、介護、食品小売り、消防・警察、ゴミ回収などの「エッセンシャル・ワーカー」の問題も明らかになっ

た。「エッセンシャル・ワーカー」とは社会のインフラを支える仕事なので、緊急時でも休業や在宅勤務のできない人々をいう。エッセンシャル・ワークは職種が多様なので、職業小分類のデータがないと把握しにくく、今回用いるデータにはその分類情報はないが、エッセンシャル・ワークは女性に多い非正雇用者や、小売・卸売業に比較的多いので、その影響は雇用形態や勤め先の企業の業種の影響と重なり合う部分が多いと見て結果の解釈の際に関連議論をすることにする。

以下、第2節でデータと関連する基本的な記述統計を明らかにし、仮説を述べる。次いで第3節では分析方法について説明する。第4節では、主な分析結果について提示する。最後の第5節で結論と議論を提示する。

2. データと主な記述統計結果、およびそこから導かれる仮説

2.1 データ

今回分析するデータは、連合が20歳から64歳の労働者を対象として2020年4月1日から3日の3日間にわたって行った『第39回仕事と暮らしに関する調査』である。新型コロナウイルス感染が勤労者の働く環境に及ぼした影響に関する調査項目を多数調べている。残念ながら、近年の日本における調査協力度は低く、この調査も有効回答率は13.6%と小さい。従って、変数の平均値などの単純記述統計は、母集団勤労者を十分代表していない可能性は高い。しかし、筆者は、変数項目間の関連などの情報は十分信頼おけると考えており、特に本稿の中心である要素分解分析結果は十分妥当性を持っていると考えている。分析対象は、男性2311人、女性1996人を含む、全有効回答者4307人である。また、今回の調査は、2020年4月初頭に行われたので、「感染第一波」の影響を観るものであり、その後の感染継続の影響は見えていないので、それは今後の課題である。

2.2 主な記述統計結果と仮説

分析における被説明変数は「新型コロナウイルスに対する職場の取り組み」のうち「在宅勤務・テレワーク」の推進の有無である。この項目は、調査対象者が在宅勤務・テレワークをしたかどうかについてではなく、あくまで職場が新型コロナウイルス対策として、在宅勤務やテレワークに取り組んだか否かに関する回答であることに留意する必要がある。従って、以下で男女格差を問題にするが、これは勤労者が在宅勤務・テレワークに取り組んだか否かの男女差ではなく、在宅勤務に関しどのような職場環境に置かれているかの男女格差の分析、即ち在宅勤務・テレワークに関する男女の社会的機会の不平等に関する分析である。

したがって、職場の特性が問題になるが、職場の特性は業種や従業員規模のほかに、非正規雇用者割合や、従業員の職業構成、も含まれる。後者については、勤労者個人の雇用形態や職業を調べているので、それによって制御することができる。実際性別により結果に差が出ることは、男女が異なる職場環境で働いていることから生じる。

図1は、男女別、正規・非正規別、およびその組み合わせ別に新型コロナ下で職場での「在宅勤務・テレワーク」推進の取り組みがあった割合を示している。図の結果は、新型コロナ下で、在宅勤務に取り組んだ企業は、全体の約18%と少ないが、男女別に見ると、男性の勤める職場での取り組み割合が約23%なのに対し、女性の勤める職場では13%と、10%も少ないことが示されている。10%の違いは、さほど大きいとは見えないかもしれないが、割合比（オッズ）でみたら、女性は男性の56%で4割以上も少ない。この男女格差について要因分析を計量的に行うのが本稿の目的である。

図1は更に在宅勤務の推進割合について、標本中の正規雇用者と非正規雇用者別にみると、正規では約23%、非正規では約9%と男女差以上の差がある。従って、非正規雇用率は女性が男性より遥かに高いので、女性の勤める職場が男性の勤める職場に比べて在宅勤務推進割合が低い理由の一つは、女性に非正規雇用者が多く、かつ非正規雇用者が多く勤める職場ほど、在宅勤務推進割合が低いことから生じることが推測できる。つまり、職場における在宅勤務の機会の男女差の原因の一つは、男女の雇用形態の違いから生じていると考えられる。なお標本中、男性の非正規雇用者割合は16.9%、女性の非正規雇用者割合は53.9%である。前述したようにこの連合の調査は調査回答率が低い、それにもかかわらずこの標本の特性は労働力調査の2019年の15-64歳の非正規割合（男性17.7%、女性53.6%）と極めて近い数字になっている。

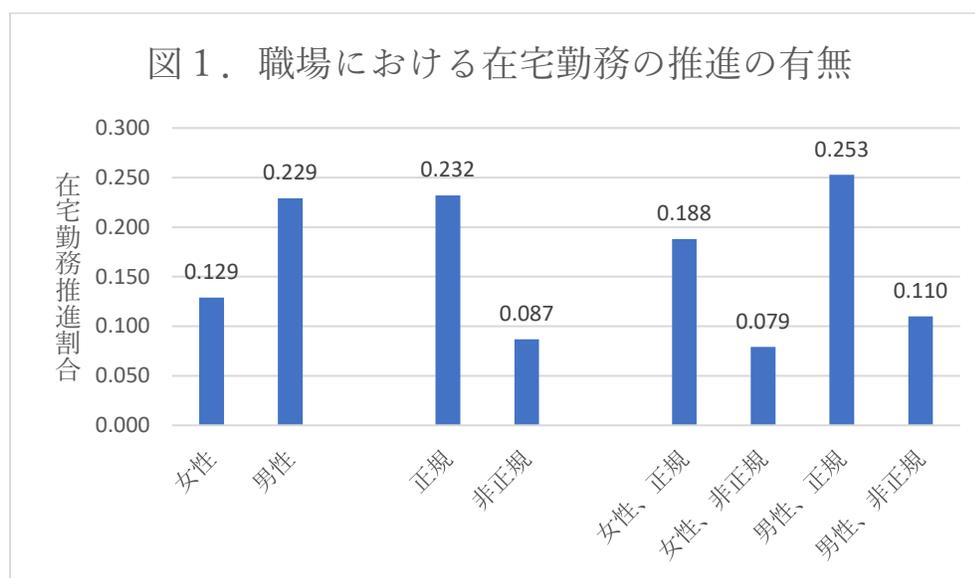
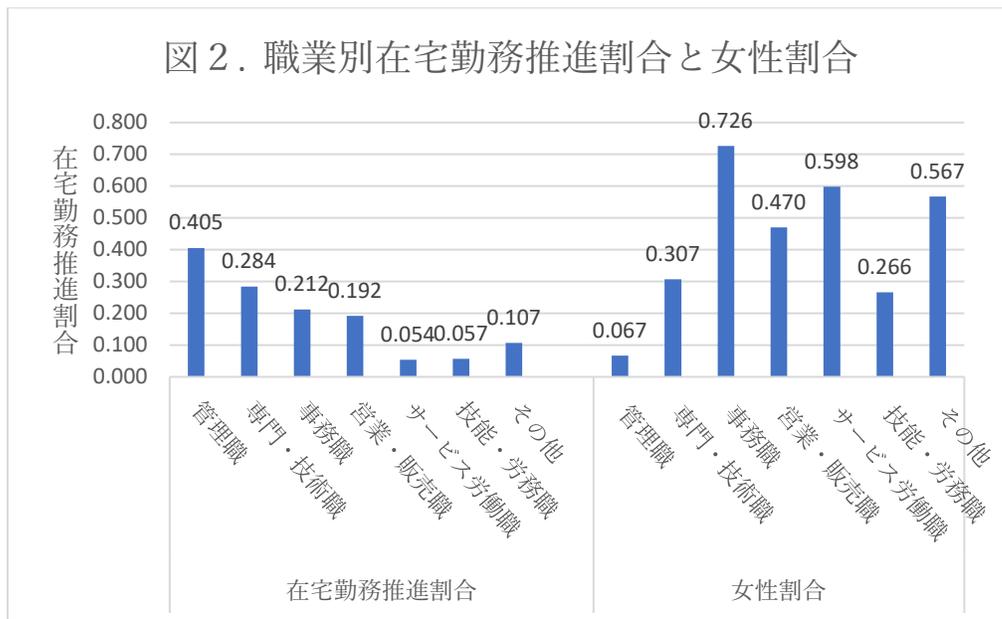


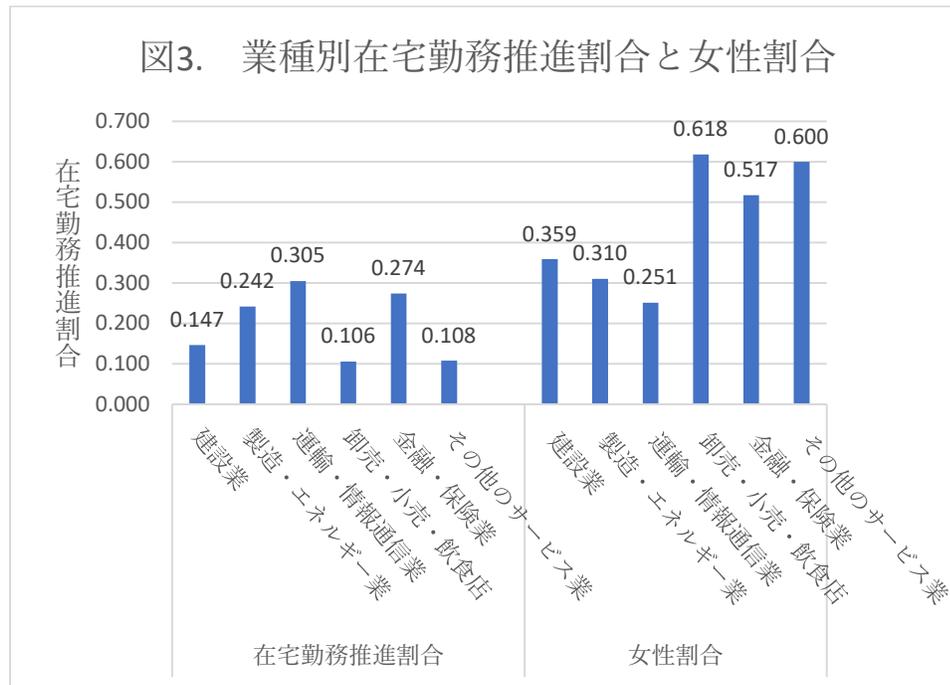
図1は更に、正規・非正規別に男女別の在宅勤務推進割合を提示している。図が示すように、正規雇用者の間では男女差は6.5%差になり、非正規雇用者の間では、男女差はさらに小さくなる。だが正規・非正規別に見ても、有意な男女差は残る。このことから、職場における在宅勤務の機会の男女差の原因の一部は、女性に非正規雇用者が多く、また非正規雇用者の多い職場ほど、在宅勤務を推進しない傾向があるが、それだけでは説明できないことが分かる。

では、残りの差はどこから来るのであろうか。筆者は以下の理由により、次の3要素も原因の一部であるとの仮説をたてそれを検証することにする。図2は職業別に見た調査回答者の在宅勤務推進割合と女性割合を示している。まず在宅勤務推進割合をみると、割合の高い順に「管理職」、「専門・技術職」、「事務職」と「営業・販売職」、「サービス労働職」と「技能・労務職」となっており、平均所得の高い職業ほど、職場で在宅勤務が推進されていることが見て取れる。特に、「管理職」における割合の高さと、ブルーカラー2職における割合の低さは顕著である。ブルーカラー職は現場にいないと仕事ができない種類のものが多く、この点大きなハンディキャップを負っている。一方、女性割合と職業の関係は、職業別平均所得に依存するというほど近い関係ではないが、それでもホワイトカラー職で見る限り、女性割合は低い方から「管理職」、「専門・技術職」、「事務職」と「営業・販売職」となり、在宅勤務推進割合とほぼ逆の順序である。従って、女性に平均所得の低い職業の者が多く、また平均所得の低い職業の人の職場ほど在宅勤務推進割合が低いということが、在宅勤務推進割合の格差のもう一つの原因であるという仮説が成り立つ。

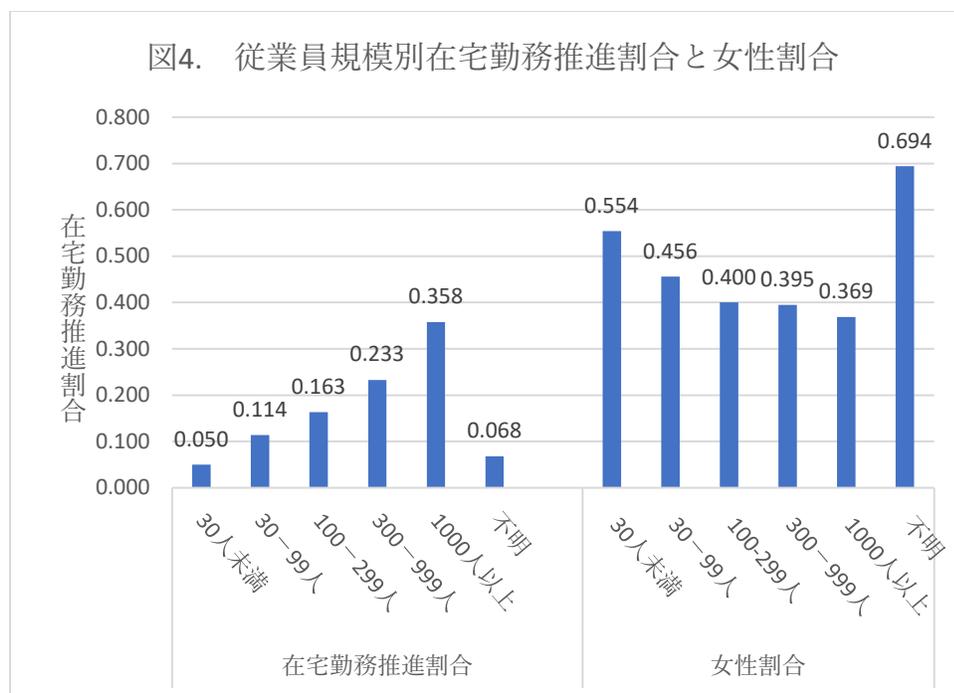


男女格差の第3の可能な原因については、図3から明らかだが従業員規模の大きい企業の職場ほど、在宅勤務を推進割合が高いが、その一方企業の従業員規模が大きいほど、女性割

合は小さくなっており、特に従業員 30 人未満の企業での女性割合が大きい。従って、女性の勤め先企業に、従業員規模の大きい企業が比較的少なく、また従業員規模の大きい企業ほど在宅勤務推進割合が高いことが、在宅勤務推進割合の格差のもう一つの原因であるという仮説が成り立つ。



男女格差の第 4 番目の可能な原因は企業の業種を通じた影響である。図 4 は関連する記述統計結果である。図を見れば分かるように、在宅勤務推進割合が最も高い業種は「運輸・情報通信業」であり、逆に低いのは「卸売・小売・飲食店」と「その他のサービス業」である。一方業種別女性割合をみると全く逆の順序が成り立つ。つまり、女性割合の最も低いのが「運輸・情報通信業」であり、逆に高いのが「卸売・小売・飲食店」と「その他のサービス業」となっている。従って、業種別に見て、女性割合の最も高い 2 業種が、在宅勤務推進割合が最も低い業種であり、逆の女性割合の最も低い業種が、在宅勤務推進割合の最も高い業種となるため、業種を通じた影響が、在宅勤務推進割合の男女格差のもう一つの原因であるという仮説が成り立つ。



以上のことから、以下の一般的仮説が成り立つ

仮説：新型コロナ下における在宅勤務・テレワークの機会の男女格差は、雇用形態（正規・非正規の別）、職業、企業の従業員規模、企業の業種を通じていずれも、女性が男性に比べ、在宅勤務・テレワークの機会の少ない職（ジョブ）に就いていることから生じる。

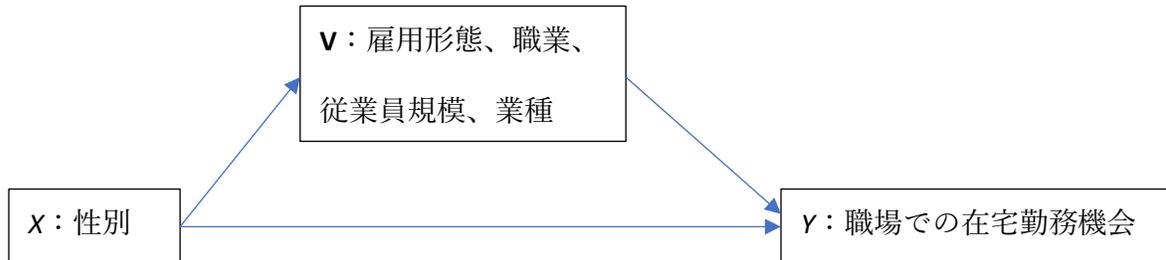
なお、この仮説は、上記の図1～図4から自明ではない。なぜなら、図1～図4はいずれも、雇用形態、職業、従業員規模の各変数について個別に見たが、これらの変数は独立ではなく相互に関連している。従って、一部の変数を制御したときに、他の変数と在宅勤務推進割合との関係、および他の変数と女性割合の関係が変わる可能性があり、もし特定の変数とそれらの2つの関係のうち一方が統計的に有意な関係でなくなれば、その変数が、在宅勤務の機会の男女格差にあたる直接的影響はなくなるからである（他の変数との関連を通じた間接的影響は残る）。

なお、本稿の主たる目的は上記の仮説の検定ではなく、（1）上記の4要因で在宅勤務機会の男女格差をどの程度説明できるか、また（2）どの要因がどの程度男女格差を生み出したか、という計量的把握である。以下まず第3節で統計的方法について述べ、第4節で結果を提示する。

3. 分析方法—要素分解分析

要素分解にあたっては以下の図5の因果図式を仮定し、主としてDFL法（DiNardo, Fortin, and Lemieux 1996, 山口 2017）を用いる。

図5 因果モデル



DFL法はBlinder-Oaxaca法(Blinder 1973; Oaxaca 1973)のように回帰式を仮定せず、以下のよ
うな対のセミパラメトリックな式を仮定する。今Mが男性、Wが女性を表し

$$y_i^M = \phi(\mathbf{V}_i^M, \boldsymbol{\theta}^M) + \varepsilon \quad (1)$$

$$y_i^W = \phi(\mathbf{V}_i^W, \boldsymbol{\theta}^W) + \varepsilon \quad (2)$$

とする。ここで誤差項 ε が制御変数 \mathbf{V} と独立と仮定すると、以下の要素分解式が得られる。ま
ず結果変数の男女格差は $E(y^M) - E(y^W)$ で表され、その標本推定値は標本平均値の差 $\bar{y}_M - \bar{y}_W$
である。次に図5で、性別変数 X から仲介変数 \mathbf{V} を通した結果変数 Y への影響、図5におけ
る性別 X から仲介変数 \mathbf{V} へのパス、を取り除くことを考える。そのためには男女が同じ仲介変
数 \mathbf{V} の分布を持つ反事実的状况を考える。この状況は男女に共通な \mathbf{V} の分布が何であるかによ
って変わるが、本稿では男女ともに、男女を併せた \mathbf{V} の分布である \mathbf{V}^T に一致する状況を考え
る。

男性($X=1$)のこの反事実的状况での結果 Y の平均は、 $P(\mathbf{v})$ を仲介変数 \mathbf{V} の確率密度関
数とすると、

$$\begin{aligned} E(\phi(\mathbf{V}^T, \boldsymbol{\theta}^M)) &\equiv \int_{\mathbf{v}} \phi(\mathbf{v}, \boldsymbol{\theta}^M) P(\mathbf{v}) d\mathbf{v} = \int_{\mathbf{v}} E(y^M | \mathbf{v}) P(\mathbf{v}) d\mathbf{v} \\ &= \int_{\mathbf{v}} \omega_M(\mathbf{v}) E(y^M | \mathbf{v}) P(\mathbf{v} | X=1) d\mathbf{v} = E(\omega_M y^M) \quad (3) \end{aligned}$$

となり、男性の観察結果の加重平均になる、ここでウェイト $\omega_M(\mathbf{v})$ は以下となる。

$$\omega_M(\mathbf{v}) \equiv \frac{P(\mathbf{v})}{P(\mathbf{v} | X=1)} = \frac{P(\mathbf{v})}{P(X=1 | \mathbf{v})P(\mathbf{v}) / P(X=1)} = \frac{P(X=1)}{P(X=1 | \mathbf{v})}. \quad (4)$$

また、この傾向スコアウェイトの平均が標本内で1となる場合（この場合加重ウェイト平均は比推定となる）がより効率的である（標準誤差が小さい）ことが知られているので、式（4）の推定値ではなく、さらにそれを以下の様に男性のウェイトの標本平均が1となるように調整した値をウェイトとして用いる。

$$\hat{\omega}_{M,i}^* \equiv N_1 \hat{\omega}_{M,i} / \left(\sum_{i|x_i=1} \hat{\omega}_{M,i} \right) \quad (5)$$

また同様に女性（ $X=0$ ）のこの反事実的状况での結果 Y の平均は、

$$\begin{aligned} E(\phi(\mathbf{V}^T, \boldsymbol{\theta}^W)) &\equiv \int_{\mathbf{v}} \phi(\mathbf{v}, \boldsymbol{\theta}^W) P(\mathbf{v}) d\mathbf{v} = \int_{\mathbf{v}} E(y^W | \mathbf{v}) f(\mathbf{v}) d\mathbf{v} \\ &= \int_{\mathbf{v}} \omega_w(\mathbf{v}) E(y^W | \mathbf{v}) P(\mathbf{v} | X=0) d\mathbf{v} = E(\omega_w y^W) \end{aligned} \quad (6)$$

となり、女性の観察結果の加重平均になる。ここでウェイト $\omega_w(\mathbf{v})$ は以下となる。

$$\omega_w(\mathbf{v}) \equiv \frac{P(\mathbf{v})}{P(\mathbf{v} | X=0)} = \frac{P(\mathbf{v})}{P(X=0 | \mathbf{v})P(\mathbf{v}) / P(X=0)} = \frac{P(X=0)}{P(X=0 | \mathbf{v})}. \quad (7)$$

また、男性の標本の場合と同様、この傾向スコアウェイトの平均が標本内で1となるよう更に調整する。この結果、仲介変数 \mathbf{V} の分布が男女共通の \mathbf{V}^T に一致する時の、結果の男女格差は

$$E(\omega_M y^M) - E(\omega_w y^W) \quad (8)$$

であり、その標本推定値も、**傾向スコア** $P(X=1 | \mathbf{v})$ の標本推定値から、ウェイト $\omega_M(\mathbf{v})$ と $\omega_w(\mathbf{v})$ の推定値が得られるので、それをを用いて得られる。なお、傾向スコアの推定値についてはウェイトを掛けた後、データ上で X と \mathbf{V} の独立が実現できることが重要である。これはウェイトをかけたデータについての診断を要し、本稿も後述するように、性別 X とそれぞれの仲介変数について、ウェイト後の独立性のテストをしている。

式（8）の結果が、制御する仲介変数 \mathbf{V} の男女差では**説明されない格差**である。従って標本における男女格差と式（8）の格差の差

$$E(y^M) - E(y^W) - (E(\omega_M y^M) - E(\omega_W y^W)) \quad (9)$$

が制御する仲介変数 \mathbf{V} の男女差で説明される格差となる。

DFL 法は、男女で説明変数の分布を同じにした場合を考える、いわゆる一変数の分布の標準化法 (standardization method) の多変数への拡張である。上記で明らかのように DFL 法では、複数の仲介変数の結合分布について 2 つのグループ間で同じになるようにするが、今仲介変数 V_1 と V_2 に関し、 V_1 の仲介による説明度、と V_2 を制御した後の V_1 を通じた説明度が著しく異なる場合は、二つの変数の関連が強いために、一方 (V_2) の制御が他方 (V_1) の制御になっているせいか、それとも 2 変数の組み合わせの効果 (交互作用効果) のせいかについて、確かめる必要性が生じる。この場合 $P(V_1, V_2) = P(V_1 | V_2)P(V_2)$ であることから、条件付き確率分布 $P(V_1 | V_2)$ を男女で同じにするモデルを考えれば、 V_2 とは独立な V_1 の影響をより正確に測れる。

今回の分析では、傾向スコアの推定に関し、つまり $P(X | \mathbf{v})$ の推定に関し、正規・非正規の別と職業の間に有意な交互作用効果が見られ、かつ職業の影響について、正規・非正規の別の制御前と制御後の効果が著しく異なるため、上記の条件付き確率分布を男女で同じにするモデルを併用した。なおこのモデルは DFL 法ではないが、2 変数なので以下のような標準化法のウェイトを用いてテストできる。

$$\omega_M(V_1 | V_2) \equiv \frac{P(V_1 | V_2)}{P(V_1 | V_2, X = 1)}; \omega_W(V_1 | V_2) \equiv \frac{P(V_1 | V_2)}{P(V_1 | V_2, X = 0)} \quad (10)$$

4. 分析結果

DFL 法の要素分解は、モデルで制御する変数の順番に依存する。通常制御の順は因果関係上先に決まる変数から先に制御する。しかし今回の分析では職に関する特性 (正規雇用・非正規雇用の別と職業) と企業に関する特性 (業種、従業員規模) の間に一定の因果的順序は仮定できない。従って、あらゆる組み合わせを考える必要があるが、職業の影響については、正規雇用・非正規雇用の別を制御すると独立の影響がないことが判明したので、それをまず示し、その後職業を除く他の 3 変数の説明度と相対的影響度を分析することにする。

以下初めに正規雇用・非正規雇用の別と職業について以下の 4 つのモデルを調べた。4 つ目のモデルは、正規・非正規雇用の別の効果とは独立の職業の効果をより正確に推定するために用いている。

モデル M1 : 正規雇用割合 ($P(E)$) が男女で同じになる状況

モデル M2 : 職業分布 ($P(O)$) が男女で同じになる状況

モデルM3：正規雇用割合と職業分布の組み合わせの分布（ $P(E,O)$ ）が、男女で同じになる状況

モデルM4：正規・非正規別の職業分布（ $P(O|E)$ ）が男女で同じになる状況

表1は、職場における在宅勤務機会の男女格差についての観察標本結果と、4つの反事実的状況で残存する男女格差（説明されない）格差の度合いと、それぞれ制御する仲介変数の説明度を示している。単独で説明度を見ると、雇用形態（正規雇用・非正規雇用の別）が約47%、職業が約15%の説明度を持つことが分かる。ただここで重要なのは、雇用形態と職業を制御すると、その説明度が、雇用形態のみによる説明度よりもむしろ下がってしまう（ただし変化は有意でない）ことである。つまり、一旦雇用形態を制御すると、職業自体の説明度はほぼ0になる。これを直接確認したのがモデルM4で、このモデルでは正規雇用割合は男女で異なるが、正規内での職業分布と、非正規内での職業分布が男女で同じとなる状況での結果を推定している。結果は男女格差がむしろ増してしまう（ただし増加は有意でない）ことを示す。従って、M2の結果に見られる職業の説明度は、職業が雇用形態と関連することから生じるもので、職業自体の独自の男女格差への影響はない。これは、職業と雇用形態に因果関係に関し、職業が雇用形態に影響するなら、職業は雇用形態を通して間接的にのみ男女格差に影響することを意味し、逆に雇用形態が職業に影響するなら、職業の影響は「見かけの影響」で実際には影響は全くないということになる。従って人が職（ジョブ）を選ぶとき、職業を優先して選ぶのか、雇用形態を優先して選ぶのかにより、因果的解釈は異なることになる。

表1 在宅勤務機会の男女格差：雇用形態と職業の影響 $\bar{Y}_M = 0.2289, \bar{Y}_W = 0.1293, \bar{Y}_M - \bar{Y}_W = 0.0996$			
制御変数	男女格差	非説明度 (%)	説明度 (%)
M0: 標本	0.0996***	100.0	0.0
M1: 雇用形態	0.0531***	53.3	46.7
M2: 職業	0.0846***	84.9	15.1
M3: 雇用形態、職業 ¹	0.0567***	56.9	43.1
M4: 雇用形態別職業	0.1029***	103.3	-3.3

¹ このモデルは雇用形態と職業の相互作用効果を傾向スコアの推定に含む。

*** $p < 0.001$.

次に、職業を除く3変数、即ち正規雇用・非正規雇用、企業の従業員規模、企業の業種、について1変数のみ制御した場合、2変数制御した場合、3変数制御した場合のそれぞれについて説明されない男女格差とその有意度、およびそれが男女格差を説明する相対的度合い

について調べた。具体的には雇用形態のみ制御したモデル1に加え、以下の6モデルを応用した。

モデルM5：従業員規模の分布が男女で同じになる場合

モデルM6：業種の分布が男女で同じになる場合

モデルM7：正規雇用割合と従業員規模の分布が男女で同じになる場合

モデルM8：正規雇用割合と業種の分布が男女で同じになる場合

モデルM9：従業員規模と業種の分布が男女で同じになる場合

モデルM10：正規雇用割合と従業員規模と業種の分布が男女で同じになる場合

まず表1で提示したM1-M4の各モデルでは、制御変数が1カテゴリー変数か、2変数の場合でも、傾向スコアの推定がノンパラメトリックな飽和モデルによる推定なので、傾向スコアの推定値は一致性を満たし、その妥当性を検定する必要がなく、それは同じく1変数のみのモデルM5とM6にも当てはまる。しかし、モデルM7からモデルM10では、ロジスティック回帰モデルを使って傾向スコアを推定しているので、その推定値の妥当性が問題になる。本稿では、以下の表2により、式(4)と(7)の傾向スコアウェイト応用後に性別と各モデルで用いた仲介変数が統計的に独立になっているかの検定を行った。さらにそれに加え、ウェイト応用後に結果の回帰モデルを応用する、「2重にロバストな推定」(星野2009、Bang and Robins 2005)を応用し、式(8)による推定値とほとんど変わらないことを確認した(結果は省略)。表2の結果は、各モデルに対し統計的独立性が成り立つことを示している。

		雇用形態	従業員規模	業種
	自由度	1	5	5
		カイ2乗値 (P値)		
モデル	標本	684.37 (0.000)	194.22 (0.000)	399.27 (0.000)
	M7	0.02 (0.889)	0.42 (1.000)	-----
	M8	0.002 (0.965)	-----	0.50 (0.992)
	M9	-----	0.02 (1.000)	0.14 (1.000)
	M10	0.06 (0.804)	0.43 (0.994)	1.21 (0.944)

表3は観察標本と雇用形態を制御するモデル1、および上記のモデルM5からM10の結果を提示している。2変数以上を制御するモデルについては、各変数の追加説明度をその変数を除外するモデルの結果との差で表示している。この表に関して、最も重要なのはモデルM10の結果である。このモデルの結果は、雇用形態、従業員規模、業種の3変数の男女の差で、標本に見られる結果の男女格差の94%がこれらの変数の分布の男女差で説明できるだけでなく、残りの男女格差はもはや統計的に有意でなく、結果として男女格差はこの3変数の男女差でほぼ完全に説明できることを示す。

第2に重要なのは、3つの仲介変数の相対的重要度である。表3ではモデルM1、M5、M6の説明度が、それぞれ雇用形態、従業員規模、業種の、いわば全効果（他の変数との関連をも含む効果）となっており、それぞれ47%、37%、38%なので、雇用形態の男女差が最も説明度が高く、後の2つはほぼ同程度であることを示す。一方各変数について、他の2変数を制御した（他の2変数との重なる部分を除外した）独自の説明度は表3のモデルM10の4列目で示すように、モデルM10の結果をそれぞれ、2変数を制御するモデルの結果と比べどの程度説明度が増したかで見ることができ、ここでの雇用形態、従業員規模、業種の独自の説明度はM10をそれぞれM9、M8、M7と比べた差の27%、20%、23.5%となり、ここでは雇用形態、業

種、従業員規模の順になっている。業種と従業員規模に差が出たのは、雇用形態による説明と業種による説明とが重なり合う部分が、雇用形態による説明と従業員規模による説明と重なり合う部分より小さいからである。また3変数が独自に説明する部分が全体の説明度の約4分の3 $[= (26.9+23.5+19.6) / 93.9 = 0.75]$ で残りの4分の1が3変数の重なりによる説明となる。結論として、説明度は高い順に、正規雇用・非正規雇用の別、企業の業種、企業の従業員規模となり、その3変数の分布の男女差により、職場における在宅勤務機会の男女格差がほぼ完全に説明できる。

制御変数	男女格差	非説明度 (%)	説明度 (%)	追加説明度と比較対象 ¹
M0: なし	0.0996***	100.0	0.0	
M1: 雇用形態	0.0531***	53.3	46.7	
M5: 従業員規模	0.0630***	63.3	36.7	
M6: 業種	0.0618***	62.0	38.0	
M7: 雇用形態、従業員規模	0.0292*	29.3	70.3	対 M1 (規模) 23.6 対 M5 (形態) 32.3
M8: 雇用形態、業種	0.0257*	25.8	74.2	対 M1 (業種) 27.5 対 M6 (形態) 36.2
M9: 従業員規模、業種	0.0343**	33.1	66.9	対 M5 (業種) 30.2 対 M6 (規模) 28.9
M10: 雇用形態、従業員規模、業種	0.0062	6.2	93.8	対 M7 (業種) 23.5 対 M8 (規模) 19.6 対 M9 (形態) 26.9

¹追加説明度のコラムで「規模」は従業員規模、「形態」は正規・非正規の雇用形態の別を示す。*P<0.05; **P<0.01; ***P<0.001.

表4はモデルM10における、傾向スコアの推定に用いたロジスティック回帰分析結果を示す。従属変数は性別(女性=1、男性=0)である。表4の2列目のワルド統計が示すように性別との関連は正規雇用・非正規雇用の別が最も大きく、ついて業種、従業員規模となる。業種については、他の2変数を制御して、「製造・エネルギー業」に比べ、「卸売・小売・飲食店」「金融・保険業」「その他のサービス業」で特に女性割合が高くなり、逆に「運輸・情

報通信業」では有意に低くなっていることが分かる。また企業の従業員規模については、他の2変数を制御して、従業員100人未満、特に30人未満、の企業への女性就業率が高いことが見て取れる。

表4 性別（女性＝1，男性＝0）を従属変数とするロジスティック回帰分析結果				
説明変数	回帰係数	ワルド統計	自由度	P値
非正規雇用（対 正規雇用）	1.516	389.65	1	0.000
従業員規模（対 1000人以上）		45.48	5	0.000
30人未満	0.558	28.84	1	0.000
30-99人	0.261	5.60	1	0.018
100-299人	0.149	1.68	1	0.196
300-999人	0.099	0.72	1	0.397
不明	0.653	24.89	1	0.000
業種（対 製造・エネルギー業）		188.56	5	0.000
建設業	0.182	1.36	1	0.243
運輸・情報通信業	-0.332	6.92	1	0.009
卸売・小売・飲食店	0.841	60.29	1	0.000
金融・保険業	0.880	43.08	1	0.000
その他のサービス業	0.894	92.37	1	0.000
回帰定数	-1.385			

5. 結論と理論的インプリケーション

本稿の分析結果は、在宅勤務機会の男女の不平等については、筆者の一人が拙著『働き方の男女不平等—理論と実証分析』（山口2017）で示した男女の不平等の要因とはかなり異なる種類の社会構造的不平等の要因があることを示している。拙著で示したのは、例えば男女の賃金格差について、それまでに指摘されていた女性に非正規雇用者が多いこと以上に正規雇用内の男女賃金格差が大きく影響し、その理由は女性の管理職が少なく、一般事務職が多いことに加え、日本では専門職の男女の職の分離が大きく、女性の専門職は「女性にふさわしい」と思われる、看護・介護、養育・初等教育、社会福祉といったものに著しく集中すること、またそ

これらの職業を持つ女性の平均賃金が低いこと、に原因があることを明らかにした。つまり男女の賃金格差は主として、正規雇用男女の職業機会の不平等を通じたものであり、雇用形態の違いはいわばその次に重要な要因であった。

しかし、今回分析した在宅勤務機会については全く原因が異なる。正規雇用・非正規雇用の別の男女差を制御すると、職業の男女差は結果に独自の影響をもたらさない。さらには勤め先の企業規模や業種の男女差が大きくかかわるということを示したからである。この結果の一部は労働市場の2重構造論と一致する。労働市場の2重構造論は、労働市場には職を通したキャリアの進展性が有り、かつ人的資本投資への賃金見返り度の高い「核」の労働市場と、逆に職を通したキャリアの進展性が無く、かつ人的資本投資への賃金見返り度の低い「縁辺」の労働市場があるという理論である。米国では業種（産業）と職業、あるいはその組み合わせで、「核」か「縁辺」かが決まり、黒人や女性のキャリアの進展性が白人や男性より低いのは、黒人や女性の職が「核」ではなく、「縁辺」の労働市場に偏っているからという理論であった（Doeringer and Piore 1971）。だが日本では、早期に石川・出島（1994）がスイッチ回帰分析を通して、米国と異なり日本の労働市場に2重構造は、企業の従業員規模に大きく依存し、大企業は「核」市場の特性を持ち、小企業は「縁辺」市場の特性を持つことを示した。しかし、近年は山口（2017）、鈴木（2018）はいずれも、石川と同様の手法を拡大した潜在クラスの有界混合モデルを用いて、「核」と「縁辺」の区別は、現在では企業規模以上に「正規雇用」と「非正規雇用」の区別に依存し、その意味で日本の非正規雇用者は、キャリアの進展性が低い使い捨て労働である「縁辺労働」の特性を持つことが新たに示された。

さて、今回女性に非正規雇用が多いことと、女性の勤め先の従業員規模が小さいことを併せて約70%の男女の在宅勤務機会の格差を説明する（モデルM7）ことは、**女性が男性に比べ在宅勤務機会が少ないのは女性の労働が縁辺労働市場に偏ることが大きな原因の一つである、**という仮説を支持することになる。

だが、それだけではない。今回、雇用形態に続き、男女の業種の違いが、在宅勤務の男女格差を生み出すことを示した。確かに、大規模スーパーなどの正規雇用者を除き、食品小売り産業の従業員は、エッセンシャル・ワーカーであるとともに、キャリアの進展性の低い縁辺労働力である可能性が高い。だが図4で示したように「卸売・小売・飲食店」に加え、女性割合が大きくかつ在宅勤務推進割合の低い業種に「その他のサービス業」があるが、また今回調査項目上別扱いできなかったが、この業種の中心要素の中には「教育産業」が含まれる。しかし教育者は縁辺労働者でも、エッセンシャル・ワーカーでもない。にもかかわらず、例えば米国に比べ、日本で、特に女性教育者割合の大きい初等・中等教育では、遠隔教育は遥かに進まな

かった。教育におけるIT技術取入れが日本では他国に比べ大幅に遅れていたことも原因の一つだが、対面授業がことさら重視されるという文化的問題もある。このため教育者が本来「休業も在宅勤務も叶わない」エッセンシャル・ワーカーではないのに、事実上エッセンシャル・ワーカー的特質を持つような結果を社会的に生み出している。教育は受ける側にとって何が望ましい形か、また対面授業、遠隔授業のそれぞれの形でどういう教育方法が最も有効かという、実証的課題を含み今後とも検証が必要だが、日本の仕事組織の企業の長時間労働の慣行同様、「対面型勤務重視」も日本の文化的慣行であり、合理性を持たない可能性が高く、それが柔軟な働き方の進展を遅らせ、男女の社会的機会の不平等を生み出している可能性があり、女性の縁辺労働への偏りと共に、今後改善すべき大きな社会的課題と思える。

引用文献

- 石川経夫・出島敬久。1994。「労働市場の2重構造」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会。
- 大沢真知子。2006。『ワークライフバランス社会へ—個人が主役の働き方』岩波書店。
- 大沢真知子。2020。「コロナ危機によるテレワーク導入が明らかにした男女格差」『労働の科学』40(10):20-24。
- 鈴木恭子。2018。「労働市場の潜在構造と雇用形態が賃金に与える影響—Finite Mixture Modelを用いた潜在クラス分析」『日本労働研究雑誌』No. 698:73-89。
- 星野崇宏。2009。『調査観察データの統計科学』岩波書店。堀春彦。
- 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。
- Bang, H. and J.M. Robins. 2005. “Doubly Robust Estimation in Missing Data and Causal Inference Models.” *Biometrics* 61:962-972.
- Blinder, A. 1973. “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Variables.” *Journal of Human Resources* 8: 436-55.
- DiNardo, J., N. Fortin, and T. Lemieux. 1996. “Labor Market Institution and the Distribution of Wages.” *Econometrica* 64:1001-44.
- Doeringer, P. B. and M. J. Piore. 1971. *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Lexington: London.
- Oaxaca, R. 1973. “Male-Female Wage Differentials in Urban labor Markets.” *International Economic Review* 14: 693-709.