



RIETI Discussion Paper Series 24-J-034

女性労働者と企業の生産性・賃金

森川 正之
経済産業研究所



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/>

女性労働者と企業の生産性・賃金*

森川正之 (RIETI/一橋大学)

(要旨)

男女間賃金格差の縮小が望ましいことに異論は少ないはずだが、格差の原因が何なのかによって適切な対応策は異なる。本稿は、日本企業への独自のサーベイと「企業活動基本調査」をリンクした2015～2021年度のパネルデータを使用し、企業の労働者構成と生産性・賃金の関係―「生産性－賃金ギャップ」―を計測する。その結果によれば、第一に、平均的に見て女性労働者の賃金が、企業の生産性への貢献との比較で低いという関係はない。第二に、労働組合のある企業や女性取締役のいる企業において、女性労働者の賃金が生産性との比較でより高いという関係はなく、むしろ逆である。第三に、パートタイム労働者の賃金が生産性に比べて低いとは言えない。第四に、高学歴労働者の賃金は生産性に比べて低めという関係がある。第五に、ただし、企業固定効果を考慮すると女性労働者、高学歴者の「生産性－賃金ギャップ」は確認できないので、観測されない何らかの企業特性が背後にある。

Keywords: 生産性－賃金ギャップ、女性労働者、パートタイム労働者、労働組合、女性取締役

JEL Classification: J31, J71, D24

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。

* 本稿の原案に対して、伊藤新、井上誠一郎、富浦英一、橋本由紀の各氏ほか RIETI ディスカッション・ペーパー検討会参加者から有益なコメントをいただいた。「経済産業省企業活動基本調査」（以下、「企業活動基本調査」と略す）の利用に当たり、同省調査統計グループ関係者の協力を得たことに感謝する。本研究は、科学研究費補助金（26285063, 18H00858, 21H00720, 23K17548, 23K20606）の助成を受けている。

女性労働者と企業の生産性・賃金

1. 序論

女性就労者が増加する中、男女間賃金格差への関心は高く、その実態や要因について膨大な研究が行われてきている。代表的なサーベイ論文として、Altonji and Blank (1999), Olivetti and Petrongolo (2016), Blau and Kahn (2017), Cortes and Pan (2023)が挙げられる。¹ 多くの研究が男女間賃金格差の存在を確認した上で、その理由として、労働市場における差別、出産及び育児の負担、残業を含めた労働時間の制約、柔軟な働き方などアメニティへの選好に起因する負の補償賃金、各種家族政策など様々な要因を指摘している。

そうした中、日本では、2015年に「女性の職業生活における活躍の推進に関する法律」が制定され、常時従業者300人を超える大企業は女性の活躍推進のための取り組みに関する行動計画を策定することとされた。そして2022年からは、常時従業者数が300人を超える企業に対して男女の賃金の差異を公表することが義務付けられた。²

海外でも欧州諸国を中心に男女別の賃金の開示を企業に求める動きが進んでいる。そうした賃金の透明化 (pay transparency) が男女間賃金格差に及ぼす効果についての研究も行われているが (e.g., Bennedsen *et al.*, 2022; Baggio and Marandola, 2023; Gulyas *et al.*, 2023)、結果はまちまちである。³ Bennedsen *et al.* (2022)は、企業に対して男女別に細分化した賃金データの開示を求めたデンマークの法改正 (2006年) を対象に分析を行い、男性の賃金上昇鈍化を通じて男女間賃金格差を約▲2%ポイント縮小する効果を持ったという結果を示している。一方、Gulyas *et al.* (2023)は、オーストリアにおける同様の制度改正 (2011年) の効果を分析し、男女間賃金格差に対して有意な効果を持たなかったとしている。実際の制度改正を対象としたものではないが、Baggio and Marandola (2023)は、欧州3か国で行った実証実験に基づいて賃金の透明化が従業者のパフォーマンスに及ぼす効果を分析し、男女間賃金格差を是正する効果に消極的な見方を示している。

賃金には学歴、経験、職種など様々な要因が影響するので、男女間に限らず賃金格差の分析では、各種個人特性では説明できない賃金格差を明らかにするというアプローチが多い。しかし、観察される賃金格差に経済合理性があるのかそうでないのかを明らかにするためには、生産性と賃金の相対的な関係を見る必要がある。上述のBaggio and Marandola (2023)は、「賃金の透明化は生産性に関する情報で補完されるべき」だと指摘している。例えば、女性の賃金が相対的に低いとして、そもそも生産性が違うからなのか、企業の生産性への貢

¹ 邦文のサーベイ論文として原 (2017)を挙げておきたい。

² 大湾 (2022)は、性別以外の要因を考慮せず単純に男女の平均賃金を比較しても意味がなく、開示される男女賃金差を企業間で比較可能にする仕組みが必要だと指摘している。

³ 賃金の透明化が男女間賃金格差に及ぼす効果についてのサーベイ論文として Bennedsen *et al.* (2023)、原 (2023)が挙げられる。

献に見合わない不当な低水準なのかによって、必要な政策的対応も異なってくる。仮に生産性 $>$ 賃金という関係ならば、賃金構造を是正するタイプの政策が一定の有効性を持つと考えられる。一方、仮に生産性 \approx 賃金あるいは生産性 $<$ 賃金という関係ならば、教育訓練など生産性自体に働きかける政策が本質的である。この点は、パートタイム労働者など非正規労働者の「同一労働同一賃金」の問題と類似している。男女間賃金格差の縮小自体が望ましいことに異論は少ないはずだが、そのためにどのような政策を採るのが適当なのかは実証的なエビデンスに基づいて考える必要がある。

個々の労働者の生産性を賃金と比較できれば最善だが、個人レベルの生産性を計測するのは一般に難しい。このため、Hellerstein and Neumark (1995)を嚆矢として、企業レベルでの従業員構成（女性比率、年齢階層別構成比など）の情報を利用し、ある属性の労働者シェアの企業の生産性への寄与と平均賃金への寄与を比較するというアプローチがかなり早くから採られてきた。そうした手法で男女間賃金格差を分析したものとして、Hellerstein and Neumark (1999, 2007), Hellerstein *et al.* (1999), Ilmakunnas *et al.* (2004), Ilmakunnas and Maliranta (2005), Haltiwanger *et al.* (2007), Vandenberghe (2013), Garnero *et al.* (2014), Sin *et al.* (2022), Gallen (2024)などの例がある。女性の生産性と賃金の関係についての分析結果は、生産性 \approx 賃金 (Hellerstein and Neumark, 1999)、生産性 $>$ 賃金 (Hellerstein *et al.*, 1999; Hellerstein and Neumark, 2007; Haltiwanger *et al.*, 2007; Garnero *et al.*, 2014; Sin *et al.*, 2022)、生産性 $<$ 賃金 (Ilmakunnas and Maliranta, 2005 Vandenberghe, 2013) と様々である。⁴ デンマークを対象とした最近の研究である Gallen (2024)は、子供のいる女性は生産性 \approx 賃金だが、子供のいない女性は生産性 $>$ 賃金であるという結果を示しており、女性の中でも異質性があり得る。

こうした分析を行うため、海外では企業（あるいは事業所）と従業員をリンクしたデータセット（employer-employee linked data）が使用されることが多い。日本でも「賃金構造基本調査」（厚生労働省）の労働者データと企業ないし事業所のデータをリンクすることでそうした分析を行う余地はあるが、本稿では、企業に対して属性別の従業員数ないし構成比を尋ねたサーベイ・データを利用する。

具体的には、従業員の女性比率、パートタイム労働者比率、学歴構成（大卒以上比率）と企業の生産性、平均賃金の関係を分析する。2015年のクロスセクション・データに基づくMorikawa (2017)を、2018年、2021年を加えた3時点のデータを用いて拡張するものである。パネルデータを用いることで、企業固定効果を考慮した分析が可能になる。なお、分析対象期間は大企業に男女の賃金差公表を義務付けた2022年以前なので、現時点ではこの政策の評価を意図したものではない。

サンプル全体としての生産性－賃金ギャップのほか、①製造業と非製造業、②労働組合の

⁴ 日本では、Kawaguchi (2007)が、企業の利益率を説明するというアプローチで、男女間賃金格差の大部分は生産性格差に起因するという結果を報告している。そこでは、「企業活動基本調査」（経済産業省）が男女別従業員数を調査項目としていた2000年調査（年度計数は1999年度）までのデータが用いられている。

有無、③女性取締役の有無というサブサンプルに分けて分析する。製造業と非製造業を比較するのは、伝統的な労使関係が強いと考えられる製造業において違いがあるかどうかに関心事である。労働組合に着目するのは、海外のいくつかの研究が男女間賃金格差における労働組合の役割を論じており（e.g., Blau and Kahn, 2017; Bruns, 2019; Biasi and Sarsons, 2022）、一般に労働組合の存在は賃金格差全体を圧縮すると考えられるので、男女間賃金格差においてもそうした関係があるかどうかを検討するのが目的である。女性の経営者や取締役から社内の女性労働者へのトリクルダウン効果については多くの研究があり（e.g., Matsa and Miller, 2011; Hensvik, 2014; Ahamed *et al.*, 2019; Bertrand *et al.*, 2019; Maida and Weber, 2022; Flabbi *et al.*, 2022）、経営トップ層における女性のプレゼンスが一般の従業員における男女間格差縮小に寄与することを示唆するものがある一方、必ずしもそうした効果を見出さないものもある。日本においてトリクルダウンのメカニズムがあるかどうかに関心事である。

分析結果の要点は以下の通りである。第一に、平均的には女性労働者の賃金が企業の生産性に対する貢献との見合いで低いという関係はない。第二に、労働組合のある企業や女性取締役のいる企業において、女性労働者の賃金が生産性との見合いでより高めになっているという関係はなく、むしろ逆である。第三に、パートタイム労働者の賃金が生産性への貢献に比して低いとは言えない。第四に、高学歴労働者の賃金は生産性への貢献に比べて低めという関係がある。第五に、企業固定効果を考慮すると女性労働者、高学歴者の「生産性－賃金ギャップ」は確認できず、観測されない何らかの企業特性が背後にあることを示している。

以下、第2節では分析に使用するデータと分析方法を解説する。第3節で推計結果を報告し、第4節で結論を要約するとともに、その含意と分析の限界を述べる。

2. データと分析方法

本稿では、2015年度、2018年度、2021年度に行った日本企業へのサーベイ（「経済政策と企業経営に関するアンケート調査」と「企業活動基本調査」（経済産業省）をリンクしたパネルデータを使用する。「経済政策と企業経営に関するアンケート調査」は、筆者が調査票の設計を行い、経済産業研究所が（株）東京商工リサーチに委託して実施したものである。「企業活動基本調査」対象企業を母集団として、上場企業・非上場企業、製造業・サービス産業をカバーする15,000社を対象に行った調査で、調査実施時期は、2015年度が2015年10-12月、2018年度が2019年1-2月、2021年度が2021年10-12月である。回答企業数は2015年度3,438社、2018年度2,520社、2021年度3,191社で、複数の年次に回答した企業が多数含まれている unbalanced panel である。

調査項目は多岐にわたっており、年度によって異なるが、各年度とも企業レベルの労働者（常時従業者）の属性として、①男女別の人数、②大卒以上の比率を調査している。このほか本稿で利用する情報としては、労働組合の有無、男女別の取締役数を調査している。☒

1はこのデータに基づいて女性従業者比率の分布とその経年変化を示したもので、年を追うにしたがって女性従業者比率の分布が右にシフトしていることが確認できる。女性比率の平均値は、2015年度29.8%、2018年度30.4%、2021年度31.4%である。

「企業活動基本調査」は、日本企業を対象にした生産性の実証研究で多用されている政府の基幹統計である。調査対象企業は、鉱業、製造業、卸売・小売・飲食店、一部のサービス業に属する事業所を有する常時従業者50人以上かつ資本金3,000万円以上の企業で、毎年のサンプル数は約3万社である。永久企業番号が付されているため、容易にパネルデータを作成することができる。本稿では、「経済政策と企業経営に関するアンケート調査」に対応する2015年度、2018年度、2021年度の計数を含む3時点のデータ（2016年、2019年、2022年調査）を利用する。このデータから企業レベルの全要素生産性（TFP）及び平均賃金（いずれも対数表示）を計算し、被説明変数として使用する。「企業活動基本調査」は、2001年調査（年度計数は2000年度）以降、男女別の従業者数が調査項目から外れているが、パートタイム労働者数を継続して調査しているため、同調査の情報を利用してパートタイム労働者比率を計算する。

TFPは、インデックス・ナンバー方式により、3ケタ産業毎にノンパラメトリックに計測する（Caves *et al.*, 1982）。すなわち、コストシェアを全企業の算術平均、インプットとアウトプットを全企業の幾何平均として計算される「代表的企業」を基準とした相対値で、個々の企業のTFPは業種別の代表的企業との乖離（対数表示）である。中間投入を含むグロス・ベースではなく付加価値ベースのTFPであり、付加価値額は、営業利益＋賃借料＋給与総額＋福利厚生費＋減価償却費＋租税公課である。資本投入量は同調査の有形固定資産額を使用し、労働投入量は、フルタイム労働者数×フルタイム労働者の平均労働時間＋パートタイム労働者数×パートタイム労働者の平均労働時間である。ただし、「企業活動基本調査」には労働時間の情報は含まれていないため、「毎月勤労統計調査」（厚生労働省）の産業別のフルタイム労働者（一般労働者）、パートタイム労働者の月間労働時間を援用する。労働コストは給与総額＋福利厚生費、資本コストは有形固定資産額×（全国銀行貸出約定平均金利＋減価償却率）＋賃借料である。

平均賃金は、労働費用（給与総額＋福利厚生費）を総労働時間で割った数字を対数変換して使用する。総労働時間の計算はTFPの労働投入量の計算と同じである。複数時点にまたがる生産性の実証分析において、TFPは物価変動を補正した実質値を用いるのが普通だが、生産性を賃金（名目）と比較することが本稿の目的なので、名目ベースのTFPを使用する。

分析方法は単純で、企業レベルのTFP、平均賃金を女性比率、パートタイム労働者比率、大卒以上比率で説明するシンプルなOLS推計である。ベースラインの推計は3年次のデータをプールし、企業規模（対数従業者数）、産業（3ケタ分類）、年次をコントロール変数として使用する。本稿の方法に最も近い先行研究は、フィンランドの製造業を対象としたIlmakunnas *et al.* (2004)及びIlmakunnas and Maliranta (2005)である。このほか、観測されない企業特性の影響を考慮し、企業固定効果を含めたFE推計も行う。データセットの中には変

数が欠損値となっているケースがあるが、正確な比較ができるよう TFP と平均賃金の両方が計算できるサンプルを分析に使用する。この結果、3 年分をプールした場合の観測値は 6,597 である。⁵ 主な変数と要約統計量は表 1 に示す通りである。

関心事は、例えば女性比率の係数が TFP を被説明変数とした推計と平均賃金を被説明変数とする推計でどの程度異なるか（「生産性－賃金ギャップ」）である。⁶ この方法で「生産性－賃金ギャップ」を計算する際、生産性を被説明変数とする推計係数（ φ ）と賃金を被説明変数とする推計係数（ ρ ）を単純に比較するのではなく、生産性に対する労働者構成（例えば女性比率）の係数は労働分配率で割った上で（ φ/β ）、賃金を推計する式の係数（ ρ ）と比較する必要がある（Ilmakunnas *et al.*, 2004; Ilmakunnas and Maliranta, 2005）。⁷ 直観的には、アウトプット（付加価値額）に対しては労働だけでなく資本の寄与もあるので、生産性を被説明変数とする推計では労働者構成の効果が薄まる（係数が小さめになる）からである。

なお、第 1 節で見たように企業レベルでの生産性と賃金を被説明変数に用いるアプローチは広く採られているが、各企業の男性従業者と女性従業者の「生産性－賃金ギャップ」を直接比較しているわけではない。例えば、女性比率の高い企業ほど平均賃金が生産性に比べて低いという関係がある場合、各企業の女性労働者の生産性－賃金ギャップが大きいのではなく、（女性比率が高い企業ほど）男女を問わず生産性－賃金ギャップが大きいという可能性もないとは言えない。

3. 結果

3. 1. 推計結果

推計に先立ち、企業の従業者構成と生産性、賃金の関係を散布図で見ておきたい。3 年次のデータをプールして、図 2 は女性従業者比率と TFP、図 3 は女性従業者比率と平均賃金の関係を図示したものである。いずれも弱い右下がりの関係があり、女性比率が高い企業ほど TFP、平均賃金が低い関係がある。図 4、図 5 はパートタイム労働者比率と TFP、平均賃金の関係をプロットしている。いずれも右下がりの関係があるが、賃金の傾斜の方が大きい。最後に図 6、図 7 は大卒以上労働者比率と TFP、平均賃金の関係で、右上がりの関係が見ら

⁵ 大卒比率を変数として用いない場合にはサンプル数は 7,407 だが、大卒比率は無回答の企業がかなりあるため 6,597 となる。

⁶ 労働者特性について利用可能な情報は限られており、職種、年齢、勤続年数などデータセットに含まれない変数を追加すれば係数の絶対水準自体は変わる可能性がある。

⁷ 企業の利潤最大化行動を前提とした均衡条件は $pY(\partial \ln pY/\partial q) = wL(\partial \ln w/\partial q)$ 、したがって、 $(\partial \ln pY/\partial q)/(wL/pY) = (\partial \ln w/\partial q)$ である。pY は付加価値（名目）、L は労働投入量、w は賃金、q はある属性（例えば女性）の労働である。wL/pY（労働分配率）を β と表記すると、 φ/β と ρ を比較する必要がある。

れる。これらの関係自体は予想される通りだが、他の要因をコントロールした上で各労働者構成と TFP、平均賃金の関係にどのような違いがあるのかが分析課題である。例えば、パートタイム労働者比率の高い企業は女性比率も高い傾向があるので、従業員の女性比率と生産性や賃金の関係は、パートタイム比率を考慮することで違ってくる可能性が高い。

3年のデータをプールしたベースラインの OLS 推計結果は表 2 に示す通りである。TFP、平均賃金に対する女性比率の係数はほぼ同じ大きさの負値であり、女性比率の高い企業ほど生産性、賃金が低いという関係がある。パートタイム労働者比率の係数は大きな負値で、平均賃金に対する係数の方が絶対値が大きい。大卒以上比率の係数は正值で、TFP に対する係数の方が大きい。いずれも符号自体は予想される通りである。これらの係数は全て 1%水準で統計的に有意である。

第 2 節で述べた通り、生産性－賃金ギャップを評価するためには、TFP に対する係数を労働分配率で割った数字 (φ/β) と賃金に対する係数 (ρ) を比較する必要がある。その結果をまとめたのが表 3 である。この表では、 ρ から φ/β を引いた数字をパーセント換算しているため、正值の場合には賃金が生産性に比べて高めなこと、負値の場合には賃金が相対的に低いことを意味する。

女性労働者の生産性－賃金ギャップは、3年次をプールした推計(同表(1)列)だと+10.8%で、生産性に比べて賃金が高めであることを示している。⁸ ただし、年次別に推計した結果(同表(2)～(4)列)によると、2015年、2018年は正值だが量的には小さく、賃金が生産性にほぼ見合っている。これに対して 2021 年は+35.4%と大きな正值である。この計算に用いた年次別の推計結果は付表 1 に示しており、もとの推計結果に遡ると TFP に対する女性比率の係数のマイナス幅が 2021 年は非常に大きくなっており、コロナ禍において(3 ケタ分類の産業や企業規模をコントロールした上で)女性比率の高い企業の生産が大きく落ち込んだことが影響している可能性がある。以上をまとめると、少なくとも平均的に女性労働者の賃金が企業の生産性への貢献との比較で低いという関係はない。

パートタイム労働者の生産性－賃金ギャップは+10.3%で、女性労働者と同程度の正值である。つまり、少なくとも企業の生産性への貢献との見合いでパートタイム労働者の賃金が過少とは言えず、むしろ高めである。⁹ 平均的に見ると、パートタイム労働者の賃金が生産性に比して低めとは言えない。

大卒以上従業員の生産性－賃金ギャップは、3年分をプールしたベースラインの推計で▲15.3%であり、企業の生産性への貢献との見合いで高学歴労働者の賃金は低めである。年次

⁸ 説明変数からパートタイム労働者比率、大卒以上労働者比率を除いた場合、女性労働者の生産性－賃金ギャップは+14.8%である。

⁹ 年次別に推計すると、パートタイム労働者の生産性－賃金ギャップにはかなり違いがある。2021 年は負値となっているが、2021 年の TFP の推計式におけるパートタイム労働者比率の係数は統計的に有意ではないので(付表 1 参照)、あまり意味のある結果とは言えない。2021 年の結果はコロナ禍の影響で攪乱されている可能性がある。

によって数字の大きさは異なるがいずれも負値であり、大卒以上労働者の賃金は生産性への貢献との比較で見ると低めである。

企業固定効果を含む FE 推計結果が表 4 である。この場合、女性比率、大卒以上比率の係数はいずれも統計的に有意ではない。つまり、観測されない企業特性を考慮すると、女性比率や大卒以上比率と生産性や賃金の間に関係があるとは言えない。従業員の性別や学歴別の構成は短期的に大きく変化するわけではないので、企業内での時系列のヴァリエーションに限られることが一つの理由だと考えられる。しかし、女性比率で生産性 > 賃金、大卒以上比率で生産性 < 賃金というのはクロスセクションの関係に過ぎないので、ここでの分析の説明変数には含まれていない何らかの企業特性が背後にあることになる。したがって、ある企業が女性労働者比率を高めると TFP や平均賃金が低くなるというわけではない。

他方、FE 推計でもパートタイム労働者の係数は TFP に対しても平均賃金に対しても高い有意水準の負値である。推計結果に基づき労働分配率を補正した上でパートタイム労働者の生産性－賃金ギャップを計算すると +19.4% であり、絶対値は OLS 推計結果よりも大きい。つまり、観測されない企業特性を考慮しても、パートタイム労働者の賃金は生産性との見合いで平均的には高めであることを示している。企業にとってパートタイム労働者を増やすことで労働コスト低減が図れると思うかも知れないが、それ以上に生産性が低下する可能性があると言える。

3. 2. 企業特性別の推計結果

企業特性別に生産性－賃金ギャップを、3 年次をプールした OLS 推計から計算した結果が表 5 である。¹⁰ ここでは、①産業（製造業／非製造業）、②労働組合の有無、③女性取締役の有無で分けている。製造業は女性の賃金が生産性との比較で高めだが、非製造業ではギャップが観測されない（同表(1)列参照）。ただし、非製造業企業の TFP の推計において女性比率の係数は統計的に有意ではない。大きさは異なるが、製造業、非製造業ともパートタイム労働者は正のギャップ、大卒以上労働者は負のギャップである。

労働組合の有無で分けると、労働組合のない企業の方が労働組合のある企業よりも女性の正のギャップが大きい（同表(2)列参照）。つまり、労働組合のある企業は生産性との見合いで女性の賃金がより高めということはなく、むしろ逆である。パートタイム労働者の生産性－賃金ギャップはいずれも正值で、労働組合の有無による差は量的にも小さい。大卒以上労働者のギャップはいずれも負値で、労働組合がない企業の絶対値が大きい。

女性取締役の有無で区分した場合、女性従業員の生産性－賃金ギャップの符号は逆で、女性取締役のいる企業は負値、いない企業は正值である（同表(3)列参照）。女性取締役のいる

¹⁰ TFP 及び平均賃金の推計結果は付表 2～4 参照。

企業において女性の賃金が生産性との比較で高めということはなく、むしろ逆である。海外のいくつかの研究は、女性取締役の存在やその増加が下位の労働者の男女間賃金格差を縮小するトリクルダウン効果を示しているが、ここではそうした関係は示唆されない。本稿の分析対象企業は非上場企業を多数含んでおり、日本では同族企業（family firms）で女性取締役がいる場合が多い（Morikawa, 2016）ことが関係しているかも知れない。パートタイム労働者のギャップはいずれも正值、大卒以上労働者のギャップはいずれも負値である。女性取締役のいる企業は、パートタイム労働者の賃金が生産性との比較でより高めであり、この点はFE推計でも確認される。

ただし、パートタイム労働者比率を除き、企業固定効果を含めて推計するとTFP、平均賃金の関係は一般に統計的に有意ではないので、女性比率や大卒比率を高めるとTFPや賃金に変化するという関係は確認できない。¹¹

4. 結論

本稿は、日本企業への独自のサーベイと「企業活動基本調査」をリンクした2015～2021年度のパネルデータを使用し、企業の労働者構成と生産性・賃金の関係―「生産性－賃金ギャップ」―を、女性労働者比率に重点を置いて分析した。

分析結果の要点は以下の通りである。第一に、平均的には女性労働者の賃金が企業の生産性への貢献との見合いで低いとは言えず、しいて言えばいくぶん高めという関係がある。ただし、コロナ禍が推計結果を攪乱しており、新型コロナ前の時期に限って見ると女性労働者の賃金は生産性とおおむね見合っている。第二に、労働組合のある企業や女性取締役のいる企業において、女性労働者の賃金が生産性との見合いでより高めになっているという関係は見られず、むしろ逆である。第三に、パートタイム労働者の賃金が生産性への貢献に比して低いとは言えず、むしろ高めである。この結果は観測されない企業特性を考慮したFE推計でも確認される。第四に、高学歴労働者の賃金は生産性への貢献に比べて低めという関係がある。第五に、企業固定効果を考慮すると女性労働者、高学歴者の「生産性－賃金ギャップ」は確認できず、観測されない企業特性が背後にあることを示している。

以上の結果を踏まえると、男女間賃金格差を縮小することが政策目標だとすると、例えば、賃金情報の開示を通じて男女間賃金格差が相対的に大きい企業の賃金構造の修正を促すようなタイプの政策の有効性はおそらく限られる。ただし、男女の賃金の差異の公表義務化後、現実にどのような変化が起きているのかについては、2023年度以降のデータが利用可能に

¹¹ 労働組合がある企業の女性比率は例外で、固定効果推計においてもTFP、平均賃金に対する係数は負値で10%水準又は5%水準で統計的に有意である。結果として計算される生産性－賃金ギャップは+7.4%である。

なった段階で改めて確認する必要がある。

もちろん本稿の結果はあくまでも平均的にという意味であり、個々の企業によって異なる可能性はあるし、個人レベルでも生産性>賃金という女性やパートタイム労働者がいることは当然ありうる。また、本稿で使用したデータには従業員の年齢構成、勤続年数といった情報が含まれていないこと、サンプルが従業員 50 人以上の企業であって小規模な企業はカバーしていないことなどの限界がある。賃金構造の変化を促すために有効な政策を企画・立案するためには賃金と生産性の関係を明らかにすることが重要であり、一層の研究が必要である。

〈参照文献〉

(邦文)

- 大湾秀雄 (2022). 「意味のある形での男女賃金差の開示を求める」, RIETI コラム.
- 原ひろみ (2017). 「女性の活躍が進まない原因：男女間賃金格差からの検討」, 川口大司編『日本の労働市場：経済学者の視点』, 有斐閣, 第4章, 150-181.
- 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理」, RIETI Policy Discussion Paper, 23-P-009.

(英文)

- Ahamed, M. Mostak, Jie Wen, and Namita Gupta (2019). “Does Board Composition Affect the Gender Pay Gap?” *Economics Letters*, 184: 108624.
- Altonji, Joseph and Rebecca Blank (1999). “Race and Gender in the Labor Market.” in Richard Layard, Orley Ashenfelter, and David Card Eds. *Handbook of Labor Economics, Vol. 3*, Elsevier, 3143–3259.
- Baggio, Marianna and Ginevra Marandola (2023). “Employees’ Reaction to Gender Pay Transparency: An Online Experiment.” *Economic Policy*, 113: 161–188.
- Bennedsen, Morten, Elena Simintzi, Margarita Tsoutsoura, and Daniel Wolfenzon (2022). “Do Firms Respond to Gender Pay Gap Transparency?” *Journal of Finance*, 77 (4): 2051–2091.
- Bennedsen, Morten, Birthe Larsen, and Jiayi Wei (2023). “Gender Wage Transparency and The Gender Pay Gap: A Survey.” *Journal of Economic Surveys*, 37 (5): 1743–1777.
- Bertrand, Marianne, Sandra E. Black, Sissel Jensen, and Adriana Lleras-Muney (2019). “Breaking the Glass Ceiling? The Effect of Board Quotas on Female Labour Market Outcomes in Norway.” *Review of Economic Studies*, 86 (1): 191–239.
- Biasi, Barbara and Heather Sarsons (2022). “Flexible Wages, Bargaining, and the Gender Gap.” *Quarterly Journal of Economics*, 137 (1): 215–266.
- Blau, Francine D. and Lawrence M. Kahn (2017). “The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations.” *Journal of Economic Literature*, 55 (3): 789–865.
- Bruns, Benjamin (2019). “Changes in Workplace Heterogeneity and How They Widen the Gender Wage Gap.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 11 (2): 74–113.
- Caves, Douglas W., Larits R. Christensen, and W. Erwin Diewert (1982). “The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity.” *Econometrica*, 50 (6): 1393–1414.
- Cortes, Patricia and Jessica Pan (2023). “Children and the Remaining Gender Gaps in the Labor Market.” *Journal of Economic Literature*, 61 (4): 1359–1409.
- Flabbi, Luca, Mario Macis, Andrea Moro, and Fabiano Schivardi (2019). “Do Female Executives Make a Difference? The Impact of Female Leadership on Gender Gaps and Firm Performance.” *Economic Journal*, 129: 2390–2423.

- Gallen, Yana (2024). “Motherhood and the Gender Productivity Gap.” *Journal of the European Economic Association*, 22 (3): 1055–1096.
- Garnero, Andrea, Stephan Kampelmann, and Francois Rycx (2014). “Part-time Work, Wages and Productivity: Evidence from Belgian Matched Panel Data.” *ILR Review*, 67 (3): 926–954.
- Gulyas, Andreas, Sebastian Seitz, and Sourav Sinha (2023). “Does Pay Transparency Affect the Gender Wage Gap? Evidence from Austria.” *American Economic Journal: Economic Policy*, 15 (2): 236–255.
- Haltiwanger, John C., Julia I. Lane, and James R. Spletzer (2007). “Wages, Productivity, and the Dynamic Interaction of Businesses and Workers.” *Labour Economics*, 14 (3): 575–602.
- Hellerstein, Judith K. and David Neumark (1995). “Are Earnings Profiles Steeper than Productivity Profiles? Evidence from Israeli Firm-Level Data.” *Journal of Human Resources*, 30 (1): 89–112.
- Hellerstein, Judith K. and David Neumark (1999). “Sex, Wages, and Productivity: An Empirical Analysis of Israeli Firm-Level Data.” *International Economic Review*, 40 (1): 95–123.
- Hellerstein, Judith K. and David Neumark (2007). “Production Function and Wage Equation Estimation with Heterogeneous Labor: Evidence from a New Matched Employer-Employee Data Set.” in Ernst R. Berndt and Charles R. Hulten eds. *Hard-to-Measure Goods and Services*. Chicago: University of Chicago Press, pp. 31–71.
- Hellerstein, Judith K., David Neumark, and Kenneth R. Troske (1999). “Wages, Productivity, and Worker Characteristics: Evidence from Plant-Level Production Functions and Wage Equations.” *Journal of Labor Economics*, 17 (3): 409–446.
- Hensvik, Lena E. (2014). “Manager Impartiality: Worker-Firm Matching and the Gender Wage Gap.” *Industrial and Labor Relations Review*, 67 (2): 395–421.
- Ilmakunnas, Pekka, Mika Maliranta, and Jari Vainiomaki (2004). “The Roles of Employer and Employee Characteristics for Plant Productivity.” *Journal of Productivity Analysis*, 21 (3): 249–276.
- Ilmakunnas, Pekka and Mika Maliranta (2005). “Technology, Labour Characteristics and Wage-Productivity Gaps,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67 (5): 623–645.
- Kawaguchi, Daiji (2007). “A Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Panel Data.” *International Journal of Industrial Organization*, 25 (3): 441–460.
- Maida, Agata and Andrea Weber (2022). “Female Leadership and Gender Gap within Firms: Evidence from an Italian Board Reform.” *ILR Review*, 75 (2): 488–515.
- Matsa, David A. and Amalia R. Miller (2011). “Chipping away at the Glass Ceiling: Gender Spillovers in Corporate Leadership.” *American Economic Review*, 101 (3): 635–639.
- Morikawa, Masayuki (2016). “What Types of Companies Have Female Directors? Evidence from Japan.” *Japan and the World Economy*, 37-38: 1-7.
- Morikawa, Masayuki (2017). “Are Part-time Employees Underpaid or Overpaid? Productivity–Wage Gaps in Japan.” RIETI Discussion Paper, 17-E-077.

- Olivetti, Claudia and Barbara Petrongolo (2016). “The Evolution of Gender Gaps in Industrialized Countries.” *Annual Review of Economics*, 8: 405–434.
- Sin, Isabelle, Steven Stillman, and Richard Fabling (2022). “What Drives the Gender Wage Gap? Examining the Roles of Sorting, Productivity Differences, and Discrimination.” *Review of Economics and Statistics*, 104 (4): 636–651.
- Vandenberghe, V. (2013). “Are Firms Willing to Employ a Greying and Feminizing Workforce?” *Labour Economics*, 22: 30–46.

表 1. 変数と要約統計量

	Mean	Std. dev.	Obs
TFP(対数)	-0.093	0.463	6,597
平均賃金(対数)	-5.989	0.414	6,597
女性従業者比率	0.302	0.199	6,597
パートタイム労働者比率	0.180	0.224	6,597
大卒以上比率	0.355	0.263	6,597
労働分配率	0.728	0.461	6,597
従業者数(対数)	5.073	0.899	6,597

(注) 2015 年度、2018 年度、2021 年度 3 年間のプールデータの数字。

表 2. TFP・平均賃金の推計結果

	(1) TFP		(2) 平均賃金	
女性比率	-0.248	(0.043) ***	-0.238	(0.031) ***
パート比率	-0.468	(0.042) ***	-0.545	(0.036) ***
大卒以上比率	0.261	(0.027) ***	0.193	(0.020) ***
企業規模	yes		yes	
産業	yes		yes	
年次	yes		yes	
Obs.	6,597		6,597	
Adjusted R ²	0.095		0.315	

(注) OLS 推計、カッコ内はロバスト標準誤差。***: p<0.01。

表 3. 生産性－賃金ギャップ

	(1) プール	(2) 2015	(3) 2018	(4) 2021
女性比率	10.8%	4.1%	2.0%	35.4%
パート比率	10.3%	12.2%	30.0%	-8.4%
大卒以上比率	-15.3%	-5.2%	-23.5%	-22.3%

(注) プラスは各属性の労働者の賃金が生産性比で高め、マイナスは低めであることを意味。

2021 年のパートタイム労働者比率は TFP に対して統計的に有意ではない。

表 4. 固定効果推計の結果

	(1) TFP		(2) 平均賃金	
女性比率	0.009	(0.049)	-0.037	(0.044)
パート比率	-0.463	(0.080) ***	-0.459	(0.073) ***
大卒以上比率	0.048	(0.034)	0.016	(0.031)
企業規模	yes		yes	
企業固定効果	yes		yes	
年次	yes		yes	
Obs.	6,597		6,597	
R ² (within)	0.023		0.052	

(注) FE 推計、カッコ内はロバスト標準誤差。***: p<0.01。

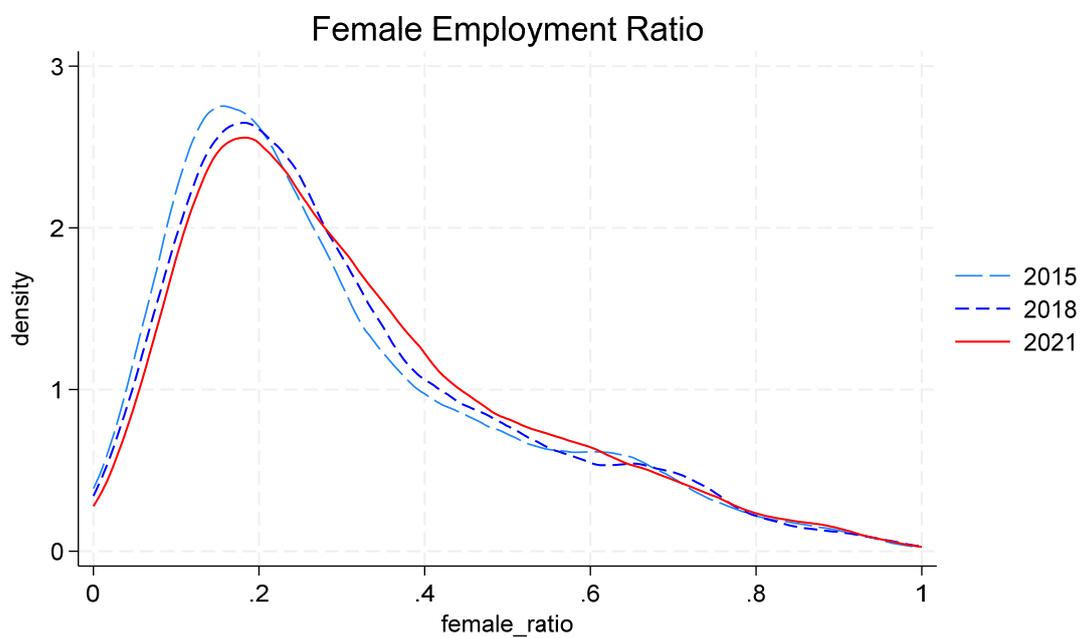
表 5. 企業特性と生産性－賃金ギャップ

	(1) 産業		(2) 労働組合		(3) 女性取締役	
	製造業	非製造業	あり	なし	あり	なし
女性比率	24.9%	0.6%	4.9%	14.7%	-6.6%	15.9%
パート比率	7.5%	12.5%	8.9%	11.3%	14.1%	9.6%
大卒以上比率	-8.2%	-19.5%	-11.6%	-18.3%	-16.6%	-14.4%

(注) プラスは各属性の労働者の賃金が生産性比で高め、マイナスは低めであることを意味。

非製造業の女性労働者比率の係数は TFP に対して統計的に有意ではない。

図1. 女性従業者比率の分布



(注) 「経済政策と企業経営に関するアンケート調査」から作図。

図 2. 女性従業者比率と TFP

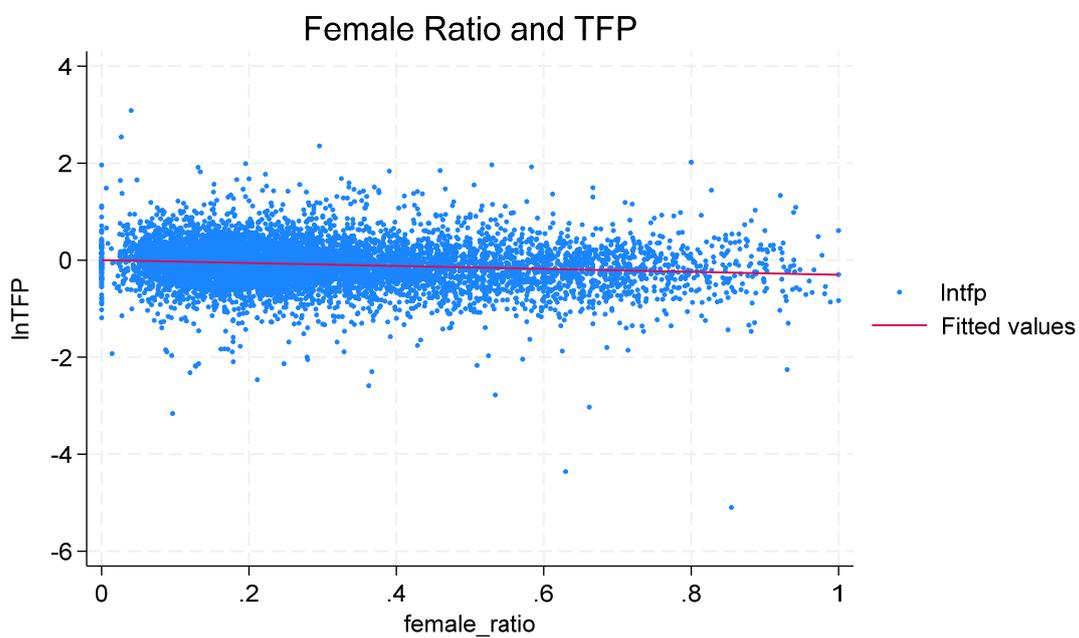


図 3. 女性従業者比率と平均賃金

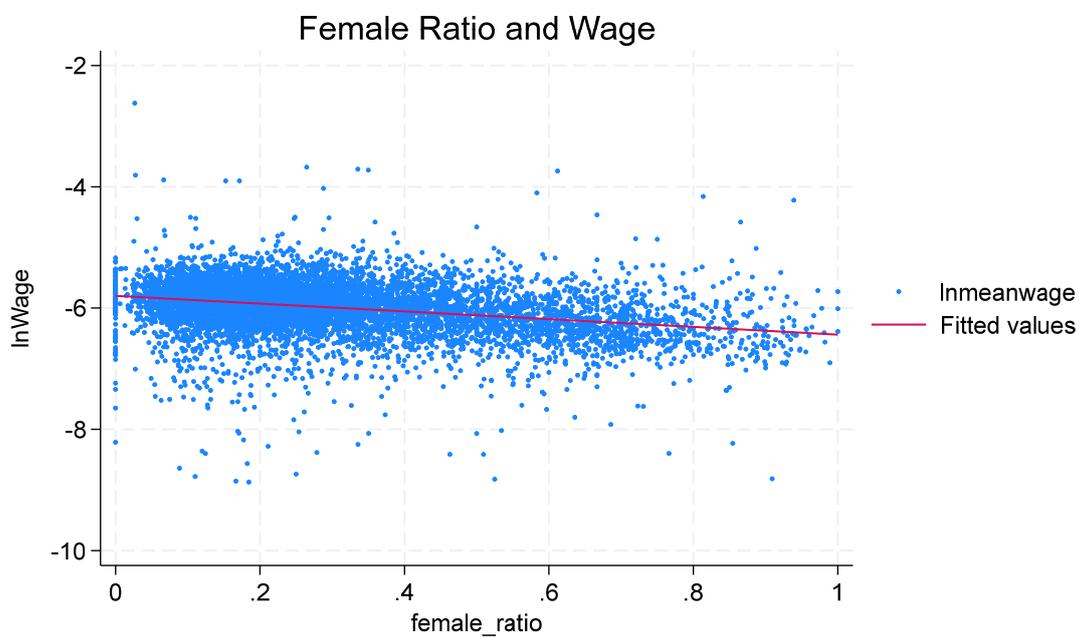


図4. パートタイム労働者比率と TFP

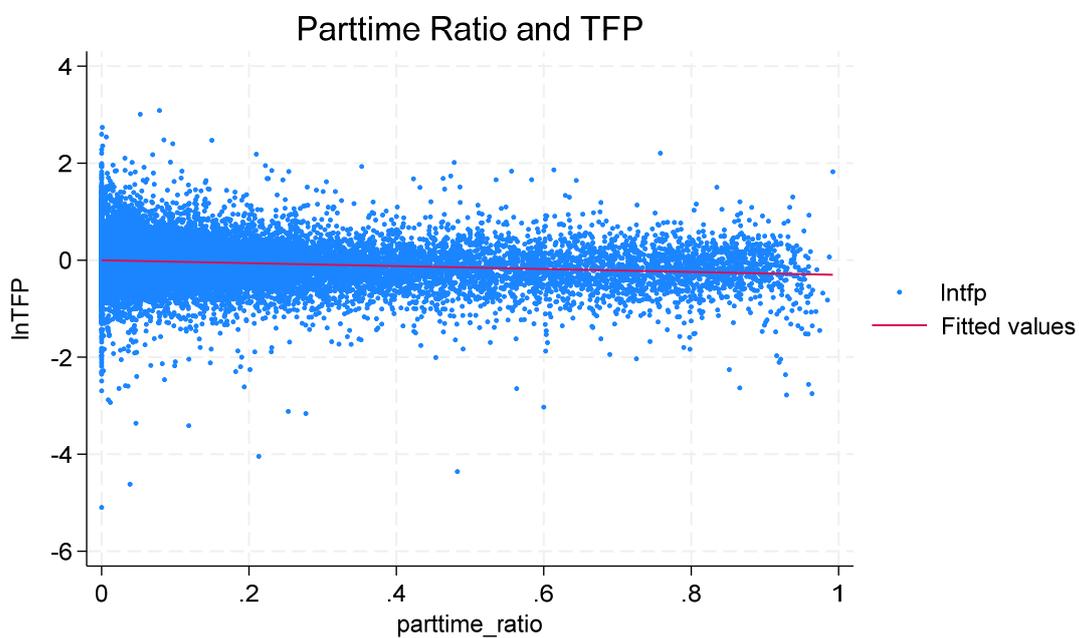


図5. パートタイム労働者比率と平均賃金

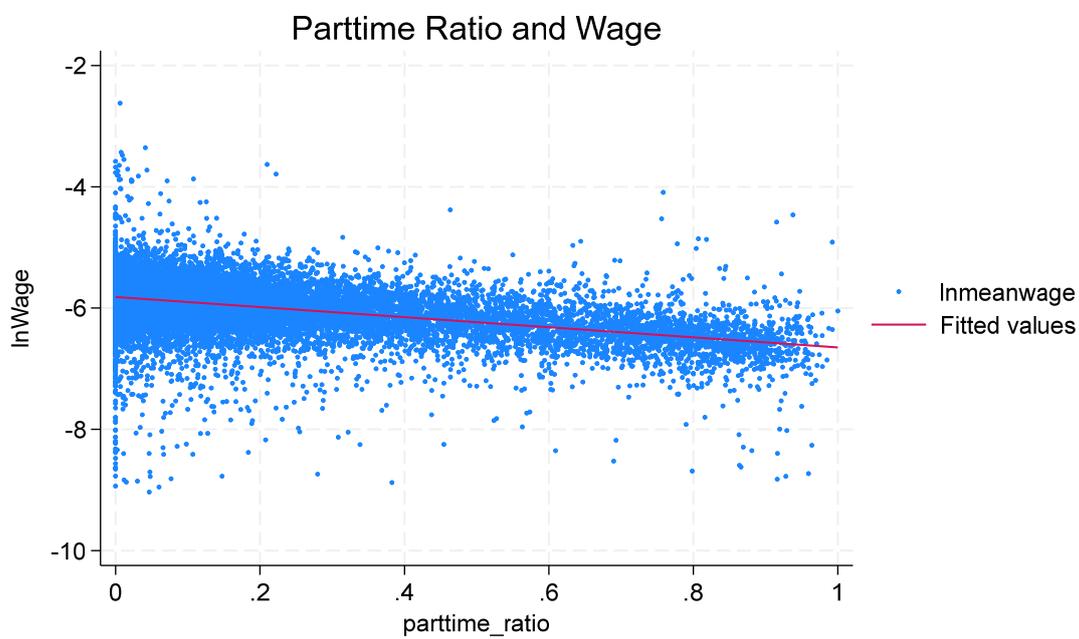


図 6. 大卒以上労働者比率と TFP

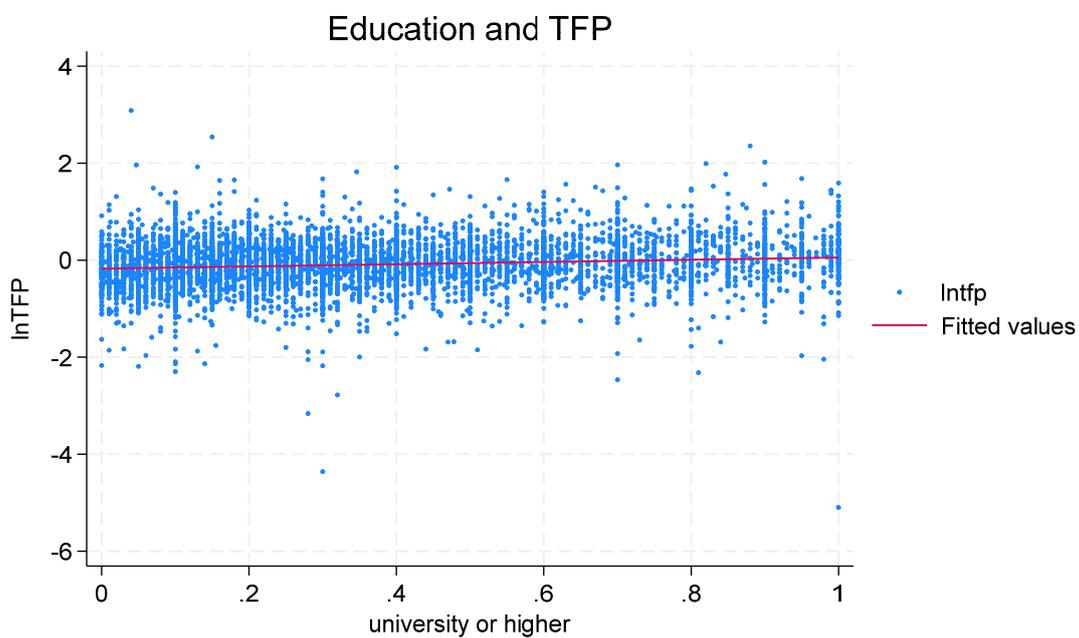
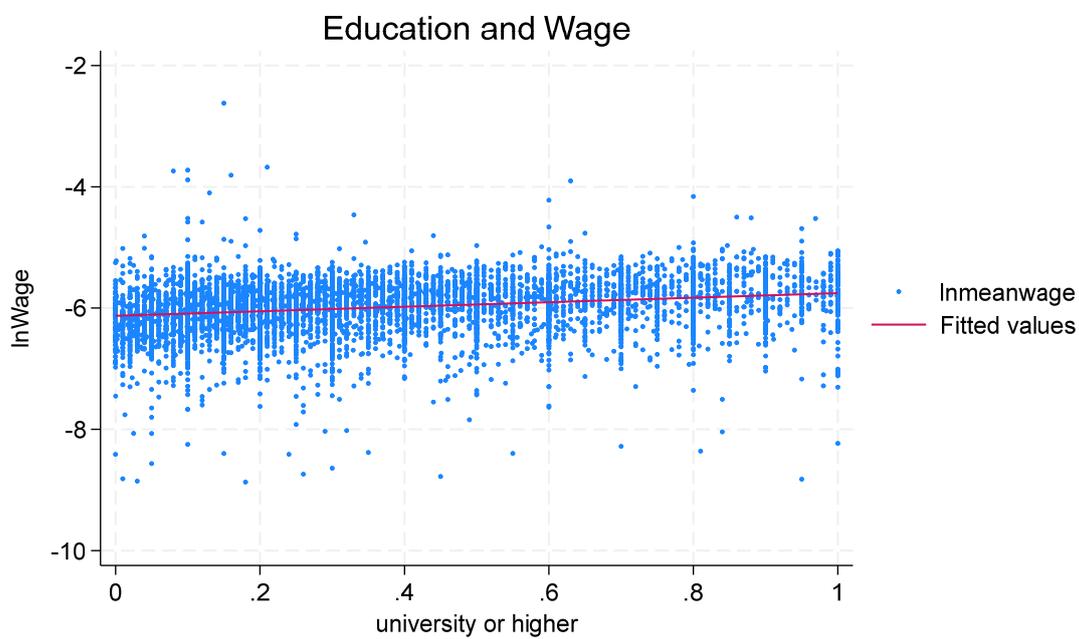


図 7. 大卒以上労働者比率と平均賃金



付表 1. 年次別の推計結果

	(1) 2015年				(2) 2018年			
	TFP		平均賃金		TFP		平均賃金	
女性比率	-0.100	(0.053) *	-0.099	(0.040) **	-0.292	(0.094) ***	-0.391	(0.066) ***
パート比率	-0.591	(0.068) ***	-0.713	(0.051) ***	-0.522	(0.078) ***	-0.471	(0.066) ***
大卒以上比率	0.080	(0.037) **	0.058	(0.029) **	0.440	(0.057) ***	0.352	(0.039) ***
企業規模	yes		yes		yes		yes	
産業	yes		yes		yes		yes	
Obs.	2,392		2,392		1,874		1,874	
Adjusted R ²	0.103		0.366		0.139		0.423	

	(3) 2021年			
	TFP		平均賃金	
女性比率	-0.602	(0.118) ***	-0.494	(0.080) ***
パート比率	-0.108	(0.080)	-0.230	(0.070) ***
大卒以上比率	0.451	(0.057) ***	0.345	(0.041) ***
企業規模	yes		yes	
産業	yes		yes	
Obs.	2,331		2,331	
Adjusted R ²	0.099		0.243	

(注) OLS 推計、カッコ内はロバスト標準誤差。***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.10。

付表 2. 産業別の推計結果

	(1) 製造業				(2) 非製造業			
	TFP		平均賃金		TFP		平均賃金	
女性比率	-0.438	(0.054) ***	-0.379	(0.041) ***	-0.086	(0.066)	-0.112	(0.046) **
パート比率	-0.309	(0.060) ***	-0.351	(0.051) ***	-0.558	(0.058) ***	-0.652	(0.050) ***
大卒以上比率	0.211	(0.039) ***	0.203	(0.030) ***	0.293	(0.037) ***	0.187	(0.027) ***
企業規模	yes		yes		yes		yes	
産業	yes		yes		yes		yes	
年次	yes		yes		yes		yes	
Obs.	3,344		3,344		3,253		3,253	
Adjusted R ²	0.113		0.254		0.088		0.376	

(注) OLS 推計、カッコ内はロバスト標準誤差。***: p<0.01, **: p<0.05。

付表 3. 労働組合の有無別の推計結果

	(1) 労働組合あり				(2) 労働組合なし			
	TFP		平均賃金		TFP		平均賃金	
女性比率	-0.243	(0.078) ***	-0.294	(0.060) ***	-0.250	(0.055) ***	-0.202	(0.038) ***
パート比率	-0.415	(0.079) ***	-0.498	(0.067) ***	-0.455	(0.051) ***	-0.511	(0.043) ***
大卒以上比率	0.236	(0.048) ***	0.209	(0.037) ***	0.289	(0.033) ***	0.191	(0.025) ***
企業規模	yes		yes		yes		yes	
産業	yes		yes		yes		yes	
年次	yes		yes		yes		yes	
Obs.	2,054		2,054		4,498		4,498	
Adjusted R ²	0.114		0.374		0.100		0.296	

(注) OLS 推計、カッコ内はロバスト標準誤差。***: p<0.01。

付表 4. 女性取締役の有無別の推計結果

	(1) 女性取締役あり				(2) 女性取締役なし			
	TFP		平均賃金		TFP		平均賃金	
女性比率	-0.145	(0.080) *	-0.265	(0.056) ***	-0.265	(0.054) ***	-0.218	(0.038) ***
パート比率	-0.426	(0.068) ***	-0.445	(0.060) ***	-0.483	(0.052) ***	-0.576	(0.045) ***
大卒以上比率	0.265	(0.062) ***	0.177	(0.042) ***	0.247	(0.031) ***	0.185	(0.023) ***
企業規模	yes		yes		yes		yes	
産業	yes		yes		yes		yes	
年次	yes		yes		yes		yes	
Obs.	1,457		1,457		5,128		5,128	
Adjusted R ²	0.148		0.369		0.089		0.300	

(注) OLS 推計、カッコ内はロバスト標準誤差。***: $p < 0.01$, *: $p < 0.10$ 。