



RIETI Discussion Paper Series 19-J-052

**企業の異質性は男女所得格差にどのような影響を与えているのか
女性の就業企業選択は現在および将来男女賃金格差にどのような影響をおよぼすか**

山口 一男
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/>

企業の異質性は男女所得格差にどのような影響を与えているのか—女性の就業企業選択は現在および将来男女賃金格差にどのような影響をおよぼすか¹

山口 一男（経済産業研究所/シカゴ大学）

要 旨

本稿は(1) 就業企業の「観察されない」異質性は正規雇用者の男女所得格差に影響を及ぼすか、(2) もし及ぼすならば、どのようなメカニズムで及ぼすのか、(3) 男女所得格差を「企業内所得格差」と、男女の就業企業が異なることから生じる「就業企業の選択効果による所得格差」に分解する場合、企業内の男女の人的資本の違いを仲介変数として考慮すると、どのような成分があり、その影響度はどれほどか、(4) 正規雇用女性の継続就業・離職を通じた就業企業選択は、「所得上より有利な企業にとどまる傾向」という合理的判断を反映するか否か、といった問いに一定の答えを与えることを意図している。

本稿は正規雇用者に関し、企業が所得にもたらす独自の影響と女性の就業企業の分布との関連の分析から、主として結婚や育児期の離職を通じて生じる女性の就業企業選択効果により、女性が所得効果上より有利な企業を選択しているという実証結果を得た。またこの女性の就業企業選択効果は、男性に比べ女性の人的資本が劣り、高い人的資本は所得上より有利な企業への就業に結び付いているという間接効果により相殺されてしまうため見えにくくなっているという点を明らかにした。またこの間接効果を取り除くことにより、女性の就業企業選択はそれがなければ、実際に生じた正規雇用者の男女所得格差を5%ほど増大させていたはずだという結論を得た。また本稿は以上の知見を得るために、社会的不平等の要素分解に関するDFL法の利用に関し、企業の異質性の影響をどう扱うかについての改良方法を提案し応用している。

キーワード：男女所得格差、女性の就業行動、DFL法、所得に対する企業効果

JEL classification：C31, C51, D31, J71

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。

I. 序 本論文の動機と目的

本稿の目的は2つの焦点がある。所得に対する企業効果の異質性は正規雇用の男女の所得格差に影響を与えているか否か、またもし与えているならばどのようなメカニズムで与えているのかという点が第一の点である。結論からいうと、影響を与えており、そのメカニズムを明らかにする。

第2に正規雇用女性の就業行動、特に継続就業、に経済的な誘因、即ちその企業に継続就業すれば高い所得が安定的に得られるか否か、が無関係なのかという問いに新たな視点を提供し関連事実を実証することである。正規雇用女性の育児離職は最近50%前後に減ったとはいえ、長らく60~70%台と高い割合であった。これは中途正規雇用の未だあまり普及していない日本で生涯所得を大きく下げるといふ大きな機会費用を生むことを考えると合理的選択とは思えない。また日本では、育児離職に伴う機会費用が女性の就業に関する大きな決定要素ではないからだという考えが、日本の研究者の暗黙の前提となっていた節がある。その理由として、育児離職理由を尋ねるアンケート調査において、生涯所得の減少を辞めない理由として聞くことが、ほとんどないことや、育児期の離職行動の実証分析で、本人の所得を説明変数に含めた研究が希少であることから言える。実際早期の個人データによる有配偶女性の育児期の就業・不就業の分析において、今田(1996)が説明変数に入れたのは、本人と夫の学歴、結婚年齢、出生コーホートのみである。同様に新谷(1998)も有配偶女性の育児期の就業・不就業の予測要因を調べているが、予測変数に用いたのは妻の学歴、妻の婚前の職業、夫の収入、夫の職業、年齢、結婚年齢、妻の結婚に対する意識の影響である。これらの研究の限界は育児期の有職女性の離職ハザード率の分析ではなく、不就業者を含む就業・不就業の別の分析なので、就業者のみに得られる本人の所得や職業など時間と共に変化する要因を説明変数に用いることができなかつたことである。同様の分析の限界は親との同居が女性の継続就業に及ぼす影響などを調べた丸山(2001)や西本・七條(2004)の分析にもあてはまる。

この意味で、育児期の離職・継続就業の日本における本格的な研究は離職ハザード率の分析を初めて用いたと考えられる樋口・阿部(1999)の分析であるといえる。しかし、この研究も本人の学歴、年齢、就業状態(正規、パート、嘱託の別)、夫の収入などに加え、育児休業制度を説明変数に含み、夫の収入が高いと継続就業率が下がり、育児休業制度があると継続就業率が高いことを発見したが、なぜか女性本人の所得の影響については調べなかつた。

樋口・阿部の研究はその後のワークライフバランスの少子化への影響を調べた筆者(山口2009)などの研究とあいまって、ワークライフバランス要因に焦点をあてた国や民間の調査研究所による育児期の女性の就業継続・離職の理由に関する意識調査に結び付いたため、育児休業制度のみならず、保育所の充実、短時間正規雇用や在宅勤務など働き方の柔軟性、夫のサポートの有無など、ワークライフバランス要因が、少なくとも意識の上では、女性の継続就業に強く関連する可能性を明らかにしてきた(たとえば、平成30年の内閣府男

女共同参画局による「『第一子出産前後の女性の継続就業率』および出産・育児と女性の就業率」に関する報告書および資料を参照)。筆者自身女性の継続就業や出生行動における、職場や家庭におけるワークライフバランス状況の影響の重要性を指摘してきた一人であり、このような方向での研究の発展は十分評価している。また実際に職場のワークライフバランス環境が良くなりつつあり、女性の意識も変化してきて、近年女性の継続就業率がようやく高まりつつあることは、望ましい社会変化であると見ている。

しかし、他方で女性、特に正規雇用女性の継続就業問題が、総じてワークライフバランス問題であるとみなす傾向については疑問がある。筆者は近著(山口 2017)において、女性活躍推進の障害になっている2種類の予言の自己成就について議論した。その一つは企業が女性に対し生産性が低いとみなして人材活用しないと、その予言の通り女性の生産性が低くなることである。具体的には「性別によらず職員の能力発揮を推進する」というGEO (Gender Equality of Opportunity) 方針を持つ企業では、男性正社員の場合とほぼ同程度に女性正社員の大卒率の高さが企業の時間当たりの生産性を高めているのに対し、GEO 方針を持たない企業では、女性の大卒率の高さは労働生産性の高さに全く寄与しない点を筆者は実証し、また GEO 方針を持つ企業では、女性の平均賃金があがって男女賃金格差が減ることも示した。これらは GEO 方針を女性の生産性への予言とみるなら、予言が自己成就することを示したといえる。理論的には統計的差別は予言の自己成就をもたらすというコートとラウリーの理論 (Coate and Loury 1993) を支持することになった。

もう一つの予言の自己成就是女性が離職すると決めてかかって人材投資をせず差別すると、実際に育児期を契機として高い離職率を生み出しやすいという議論であり、原型はベッカーの離婚の予言の自己成就の理論 (Becker 1991) である。筆者はこの理論が日本女性の離職行動に当てはまると主張し、その根拠としてニューヨークのワークライフ政策研究所の日米の離職理由の比較 (Hewlett et al. 2011) や大沢(2015)の女性の離職理由の時代的变化の分析などに言及したが、直接に自らデータで立証することはしなかった。一般に女性差別にかかわらず、合理的な選択を仮定する経済学的見地からは、女性の離職行動には女性就業者の所得の将来的展望が意志決定に関係していると思われるのだが、そのことに直接関係する実証研究は上記でレビューしたように極めて少ない。

実は割と最近になって就業女性本人の所得が女性の継続就業に影響を及ぼすか否かについての分析結果が報告された。樋口・坂本・萩原 (2015) の研究である。この研究では結婚前後の就業継続に関しては、夫の収入を制御して、正規雇用者の場合は本人の時間あたり賃金は有意に影響せず、非正規雇用者の場合は本人の時間あたり賃金が高いと継続就業率が高くなること。また出産前後での継続就業については、正規雇用者も非正規雇用者も共に本人の時間あたり賃金が高いと継続就業率が増すこと、を示している。したがって、正規雇用者の時間あたり賃金の高さは、結婚時には継続就業に結び付いていないが、出産時には結びついていることになる。

しかし、この研究に関し一つの観点から再検討の余地がある。それは、非正規雇用者

にとっては、どの企業から賃金をもらうかではなく、賃金そのものが継続就業の誘因となることは十分ありそうだが、正規雇用者にとっては、賃金そのものではなく、その企業が安定的により高い賃金を与える企業であるか否かがより重要なのではないかという点である。勿論、後者の企業特性を直接測定することは難しいが、本稿では個人属性の所得に対する影響とは独立の企業の所得に与える影響を測定し、男性と比べ女性が企業効果上より有利な企業に継続就業する結果生まれる企業選択効果が存在するか否か、またそのような女性の就業行動が、男女の所得格差を緩和させるかどうかについて検証することを意図している。

今、企業とその従業員のデータといった 2 レベルデータがある時、男女の所得格差について、正規雇用の女性が正規雇用の男性と同様な割合で各企業に勤めるといった仮想の状態での男女所得格差と、女性が男性と異なる企業に就業することから起こる男女所得格差を分けることを考えよう。本稿では前者を「企業内男女所得格差」、後者を「企業選択効果による男女所得格差」と呼ぶ。この分離は他の何も制御すべき変数がなく、かつ各企業ごとに男女従業員の平均所得と従業員の女性割合がわかれば容易である。しかし、ここにもう一つ条件を加え、女性の人的資本変数(学歴、年齢、勤続年数)が男性と同じ分布を持つといった仮想状態(反事実的状況)での男女所得格差を「企業内所得格差」と「企業選択効果による男女所得格差」に分離したい場合を考える。このような状況を考える理由は、第 II 節で述べるように、女性の企業選択効果には直接効果に加えて人的資本を仲介した間接効果が混在し、この分離が理論的に重要だからである。しかし、このような分離は各企業内で、人的資本と性別が統計的に独立になるような状態をデータ上実現せねばならず、これは各企業毎の標本従業員数がかかなり多くないと通常は不可能である。そこで本稿では、逆に企業ごとの標本数が少ない場合にこの分離を可能にする新たな方法を開発・提案し、その応用結果を報告する。

通常はこのような場合、所得に対する企業の影響について、「強く無視できる割り当て」の仮定をする。すなわち、観察される企業特性の所得に対する影響を制御すれば、観察されない効果は無視できる、という考えである。これは強い仮定であり、もしこの仮定が成り立たないときは、結果に歪みが生じる。また、採用する企業特性変数の選択も調査で調べたものという制約で決まり、必ずしも上記の分離に有効とはいえない。本稿では、標本特性の中から、上記の分離に強く関係する企業別統計値を制御した場合の残りの観察されない企業の異質性は無視できるという仮定をして行う。その具体的方法と理論的根拠については III 節で述べることにし、以下 II 節ではこの手法を用いて検証する理論仮説についてまず述べる。

II. 本稿が検定する理論的仮説

まず正規雇用者の男女所得格差について、「女性が男性と同じ割合で各企業に就業していたならば、という状態での企業内所得格差の平均」と「男女の企業分布が異なることから生じる企業選択効果による男女所得格差」に分けると以下で表せる。

$$\begin{aligned}
E(I|M) - E(I|F) &= \sum_j w_{j,M} E_j(I|M) - \sum_j w_{j,F} E_j(I|F) \\
&= \sum_j w_{j,M} (E_j(I|M) - E_j(I|F)) + \sum_j (w_{j,M} - w_{j,F}) E_j(I|F) \quad (1)
\end{aligned}$$

上記の式(1)で I は所得、 M と F はそれぞれ男性と女性を表し、 j は各企業、 $w_{j,M}$ と $w_{j,F}$ はそれぞれ男女別に企業 j に勤務する正規雇用者の割合である。定義により $\sum_j w_{j,M} = \sum_j w_{j,F} = 1$ である。式(1)の第一成分が「企業内男女所得格差」、第2成分が「企業選択効果による男女所得格差」である。 $\sum_j (w_{j,M} - w_{j,F}) = 0$ であることから、企業

選択効果は男女の就業割合の差 ($w_{j,M} - w_{j,F}$) と女性の企業内平均所得 $E_j(I|F)$ の共分散になっており、その正負の符号は、両者の相関係数の符号と一致することがわかる。また第III節で解説するように、この相関の標本推定値の有意度は「企業選択効果による男女所得格差」の統計的検定に用いることができる。この男女所得格差の要素分解について以下の追加の仮定を行う。

一般に観察されない企業の異質性が個人所得に与える効果については、各企業毎にその効果が異なるとすると、下記の状況2Aと2Bにおいて、各企業内において、人的資本と性別が独立になる状態を作り出さねばならないが、それは今回分析に用いるデータでは全く不可能である。従って、次善の策として本稿では企業選択効果に強く関係する $w_{j,M}$ と

$w_{j,F}$ の値が共に同じ企業をまとめて、一つの企業層とし、観察されない企業効果は、企業層内の企業では一定で、企業層間では異なると仮定する。この仮定に基づき、以下の4つの異なる状況を考え、関連する仮説を述べる。

状況 1A： 観察される現実の状況

状況 1B： 女性の企業層の分布が男性と同じになることで企業選択効果による男女所得格差が取り除かれる状況

状況 2A： 各企業層内で女性の人的資本（学歴、年齢、勤続年数）の分布が男性と同じになる状況

状況 2B： 女性の人的資本と企業層の分布が共に男性と同じになる状況

まず上記の各状況に関し、それぞれどういう変数の関連を意味するかを図示し、あわせて本稿で検証する仮説を提示しよう。まず状況の1Aと1Bであるが、以下の図1で示される。

図1：状況1Aと1Bの説明図

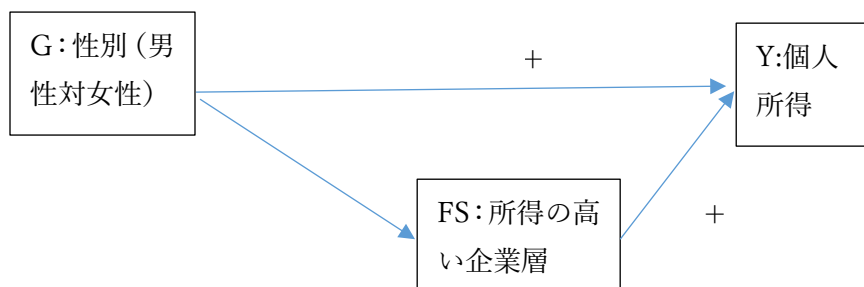


図1において、性別（男性対女性）は結果である個人所得に対する直接的な影響に加え（経路 $G \rightarrow Y$ ）、企業選択を通じた間接的影響（経路 $G \rightarrow FS \rightarrow Y$ ）があることを示す。両者を合わせたものが観察される男女所得格差であり、直接的影響である $G \rightarrow Y$ が「企業内男女所得格差」、間接的影響を表す $G \rightarrow FS \rightarrow Y$ が「企業選択効果による男女所得格差」となる。前者を推定するには、 $G \rightarrow FS$ のパスを取り除かれる反事実的状況を作る必要があるが、それは上記の式（1）の要素分解の定義に従い、女性正規雇用者の各企業層への割り当てが、観察される男性の割り当ての割合と同じになる状況を作ることで達成できる。図1が状況1Aで、そこから $G \rightarrow FS$ のパスを取り除いたのが状況1Bである。従って、状況1Bにおける所得格差が「企業内男女所得格差」で、状況1Aと状況1Bでの「格差の差」が「企業選択効果による男女所得格差」である。また図1では $G \rightarrow Y$ と $FS \rightarrow Y$ には正の符号がつけられ、 $G \rightarrow FS$ には符号が付けられていないのは、次の図で示すように $G \rightarrow FS$ には異なる方向の影響が混在すると考えられるからである。

次に状況2Aと2Bを以下の図2で説明する。

図2：状況2Aと2Bの説明図

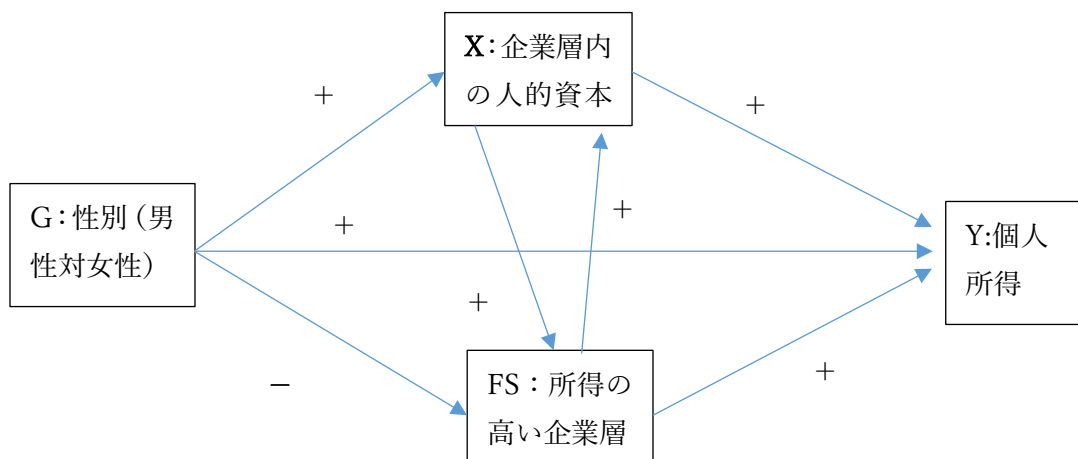


図2は図1に「企業層内の人的資本」を仲介変数に加えている。図2には仮説が2つ含まれる。それはXとFSの間の二つの影響の正の符号とGからFSに向けた負の符号であるが、仮説の説明の前に、この図2の他の符号について説明しておこう。まずYに向かう矢印の符号については自明であろう。企業層内の人的資本（学歴・年齢・勤続年数）が高いほど、また企業の所得増大効果が高いほど個人所得は増え、また男性は女性に比べ所得が高くなる。同等にG→Xの正の符号も自明であろう。女性正社員に比べ、男性正社員の学歴、年齢、勤続年数の平均は高いから、企業層内でも平均的には高くなる。

分析では観察される男女所得格差を「企業内所得格差」と「企業選択効果による所得格差」に分解することを意図している。観察される状況1で、企業選択への男女の違いを介さない「企業内男女所得格差」は図2において

(1) $G \rightarrow Y$

(2) $G \rightarrow X \rightarrow Y$

の二つの経路を含む。これらの経路は共に正の効果をもたらすので、「企業内男女所得格差（男性対女性）」は正の値を持つ。

一方、「企業選択効果による男女所得格差」は図2でFSを通過する経路で

(3) $G \rightarrow FS \rightarrow Y$

(4) $G \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$

(5) $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow Y$

(6) $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$

の四つの経路を含む。

これらの経路に含まれる符号は仮説を含むので説明を要すると思われる。まず経路(5)に含まれるX→FSのパスが正となっているのは主として学歴が高いほど就職機会が有利で企業の所得効果の高い企業に就業する傾向が高いと考えられるからである。また経路(4)に含まれる逆のFS→Xのパスも正となっているのは、主として所得に対する企業効果が高い（個人属性では説明できない企業の所得増大効果が高い）企業ほど、正規雇用者の定着率が高く勤続年数が長くなると考えられるからである。なおこの2つのパスについては、就職時の企業選択効果のパスX→FSが因果的に先で、企業の勤続年数への影響であるパスFS→Xは因果的に後であると仮定しており、時間的に、従って因果的にも、同時進行のXとFS間の関連とは仮定していない。

さてG→FSの負の符号であるがこれは以下の理由による。一般に女性の離職に関し合理的に行動し、他の条件が同じなら、高い所得の可能性が大きい企業ほど、離職率は小さくなると考えられる。本稿では、離職率のデータを調べていないのでこの仮説は直接検証できないが、以下で間接的に検証できる仮説を導く。この仮説は、初職については女性の方が男性より所得上より不利な企業に就職するかもしれないが、離職効果の方が大きいと考えられるので、女性が離職での企業選択に関し合理的であれば、女性の方が男性に比べ所得に対する企業効果のより高い企業を最終的に選択すると想定されることに基づいている。その

結果男性対女性の区別は変数 FS に負に影響すると考えられるのである。これは下記の仮説 2 で検証する。

以上の理由から「企業選択効果による男女所得格差」の平均は正になるか負になるか特定できない。上記の 3 つの経路のうち、パス $G \rightarrow FS$ を含む経路 (3) と (4) は負の効果を生み、 $G \rightarrow FS$ を含まない経路 (5) と (6) は正の効果を生むからである。先の図 1 においてパス $G \rightarrow FS$ に符号を付けなかったのはこの理由による。

さて今状況 2A を考える。状況 2A は各企業層内で女性の人的資本変数 (学歴・年齢・勤続年数) が男性と同じ分布を持つ反事実的状况である。この状況は、性別 G から企業層内人的資本 X への影響がなくなる状況であり、図 3 で示される。

図 3 : 状況 2A に対応する状況

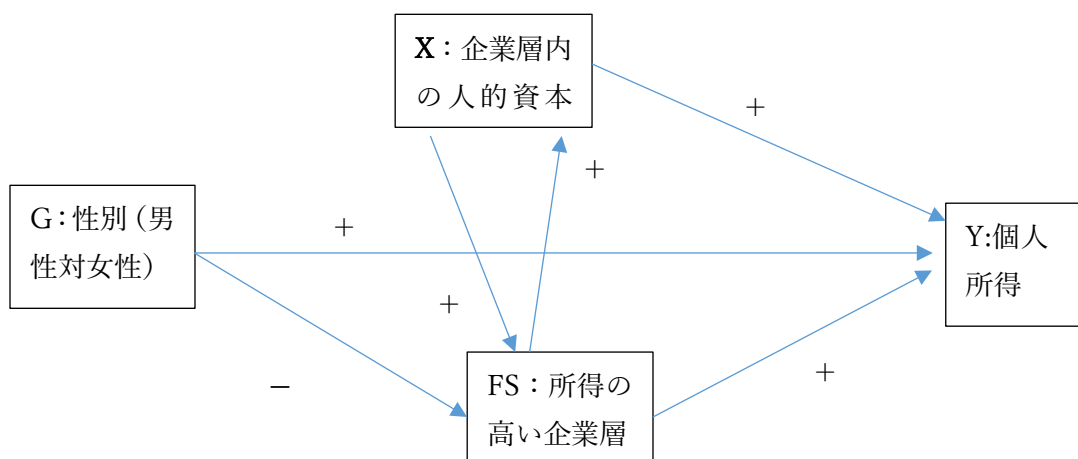


図 3 が容易に示すように状況 2A では、企業の選択を介さない「企業内男女所得格差」に関しては、経路 $G \rightarrow X \rightarrow Y$ が取り除かれ、経路 $G \rightarrow Y$ のみになる。取り除かれた経路 $G \rightarrow X \rightarrow Y$ は正の値を取るの、以下の仮説が成り立つ。

仮説 1 : 各企業層内で女性の人的資本が男性と同じになる状況では、企業内の男女所得格差は減少する。

また状況 2A では、「企業選択効果による男女所得格差」に関して経路 $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow Y$ と $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$ とが取り除かれ、 $G \rightarrow FS \rightarrow Y$ と $G \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$ の 2 経路となる。この 2 経路は共に $G \rightarrow FS$ のパスを含むことから負の効果を生むと考えられるので、状況 2A では「企業選択効果による男女所得格差」は負となる。従って、以下の仮説が成り立つ。

仮説2：各企業層内で女性の人的資本が男性と同じになる状況では、企業選択効果による男女所得格差は負の値を取る（選択効果は男女所得格差を減少させる）。

状況2Bでは図3において、 $G \rightarrow FS$ にパスがさら取り除かれるので、残るのは $G \rightarrow Y$ の経路のみになる。従って、状況2Bにおける所得格差が各企業層内で女性の人的資本が男性と同じになる時の「企業内男女所得格差」で、状況2Aと状況2Bの男女所得格差の差が同状況での「企業選択による男女所得格差」となる。後者は経路 $G \rightarrow FS \rightarrow Y$ と $G \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$ の計となる。 $FS \rightarrow X$ のパスは所得上有利な企業で勤続年数が長くなることを反映しているため、仮説2が成り立てば男性に比べ女性は所得の高い企業層を選択することでより直接的所得向上を得ることに加え、そのような企業では勤続年数も長くなるのでさらに所得向上を得て、ともに男女所得格差を軽減させる働きがあることを実証することになる。

さて、図3の状況2Aと状況2Bの差で表せる企業選択効果と図1の状況1Aと状況1Bで表せる企業選択効果はどこが違うかということ、前者ではパス $G \rightarrow X$ の効果が取り除かれ、後者ではこの $G \rightarrow X$ のパスが含まれることだが、企業選択効果に限って言えば前者には $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow Y$ と $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$ の2経路が含まれず、後者は含まれていることである。この経路は男性が女性より主として大卒率が高いことと、大卒率の高さが所得上より有利な就業企業に結び付いており、さらにはその有利が企業への就業がより長い就業年数にも結び付いていることから生じる男女格差の増大効果と考えられる。従って、以下の仮説が成り立つ。

仮説3. 状況1Aを状況2Aと比べた企業選択効果と、状況2Aを状況2Bと比べた企業選択効果の値の差は正の値を取る。

III. 方法

III-1 従来の方法の制約について

まず2レベルデータにおいて集団（企業）標本数が多く、集団ごとの個人標本（従業者標本）が少ないとき、企業別ダミー変数の利用がうまくいかないという理由について始めに説明しておきたい。本稿で開発する方法は因果分析においてはルービンの因果モデルが通常仮定する「強く無視できる処理割当て（Strong ignorability of treatment assignment）」の仮定をより有効に用いることに関連している。強く無視できる割当ての仮定は、処理変数と結果変数とともに影響するような観察されない交絡要因はないという強い仮定である。2レベルデータがある時、観察されない交絡要因は従業者など個人レベルのものと、企業など集団レベルのものがある。しかし、例えば標本企业数が少なく、企業内従業者の標本数が多い場合は企業レベルの交絡要因については強く無視できる割当ての仮定を置く必要がない。企業別ダミー変数を他の制御したい個人レベル変数と共に処理変数に関する傾向スコアの推定に加えれば、処理変数を個人属性と個々の企業の区別の双方と独立にできるからであ

る。しかし反対に標本企業数が多く、企業内の標本従業者数が少ない場合は、企業別ダミー変数は不効率なだけでなく、標本数が増えても、主に標本企業数が増えて企業内従業者標本数が増えないので一致性を持たないインシデンタル・パラメーター (incidental parameter) となり、結果にバイアスをもたらす。本稿ではそういう場合に役立つ新たな因果分析方法を導入する。

また仮に企業数が多く、企業別標本数が少なくても、以下を \mathbf{X}_{ij} 個人レベルの制御変数、 Z_{ij} を処理変数、 u_j を企業別固定効果とする時、結果に関する線形回帰式

$$Y_{ij} = \boldsymbol{\alpha}' \mathbf{X}_{ij} + \beta Z_{ij} + u_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

を仮定できるなら、企業別固定効果 u_j の影響を、個人の結果から企業別平均結果を引くことで取り除いた

$$Y_{ij} - \bar{Y}_j = \boldsymbol{\alpha}' (\mathbf{X}_{ij} - \bar{\mathbf{X}}_j) + \beta (Z_{ij} - \bar{Z}_j) + \varepsilon_{ij} - \bar{\varepsilon}_j \quad (3)$$

の回帰式を用いて処理効果 β を推定できる。これはパネルデータ分析に用いる固定効果法と同様の考えである。

だが、この方法を制御変数 \mathbf{X} の結果 Y への影響の形を指定しないセミ・パラメトリックなモデルや、ルービンの因果モデルが通常仮定する処理変数の効果の異質性を仮定する以下のようなモデルを仮定するときには使用できない。

$$Y_{ij} = \boldsymbol{\alpha}(\mathbf{X}_{ij}) + \beta_i Z_{ij} + u_j + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

式 (2) と比べ式 (4) では、 \mathbf{X} の影響の関数 $\boldsymbol{\alpha}(\mathbf{X}_{ij})$ は未知であると仮定され、さらに因果効果 β_i が各個人で異なると仮定している。この場合は $\boldsymbol{\alpha}(\mathbf{X}_{ij})$ の企業別平均値 $\bar{\boldsymbol{\alpha}}_j(\mathbf{X})$ も処

理変数 $\beta_i Z_{ij}$ の企業内平均も計算できないので、企業別ダミー変数を取り除く式 (3) の形に持ち込めないのである。本稿は結果に対し式 (4) のようなセミ・パラメトリックな弱い仮定をする場合で、かつ企業別ダミー変数を傾向スコアの推定に用いることができない場合の平均処理効果を推定する新たな方法を開発し応用する。

ただし、応用においては、処理変数 Z でなく、外生変数である性別ダミー変数 G の影響の要素分解をセミ・パラメトリックに行う DFL 法 (DiNardo et al. 1996) を拡張する。

III-2 企業の固定効果がある場合の処理効果の推定方法

さて以下では、観察されない企業の固定効果 U が存在する場合の推定方法を因果推定方法として導入し、さらにそれを DFL の要素分解分析の拡張に用いる。

まず個人の結果が他の標本の処理群割り当てには依存しないというルービンの因果モデルの SUTVA の仮定をする（仮定 1）。さらに強く無視できる割り当ての仮定を弱め、以下の仮定を置く。

仮定 2 : $Y(0) \perp Z | \mathbf{X}, U$

ここで $Y(0)$ は処理がされなかった時の結果、 Z は処理変数、 \mathbf{X} は観察される交絡要因、 U は集団レベルの影響(企業固定効果)を表す変数である。また以下で $Y(1)$ は処理がされた時の結果を示す。

さらに、結果に対する交絡要因 \mathbf{X} と U の影響について以下の加法性の仮定を置く。これは固定効果法一般と同様、集団（企業）の影響は各集団で一定という仮定である。ただし交絡要因 \mathbf{X} は、個人属性と観察される企業特性の交互作用効果を含んでもよい。

仮定 3 : 集団レベル変数 U は、 D_j を集団 j のダミー変数、 u_j を結果に対するその効果と

すると $U = \sum_j u_j D_j$ で表され、以下の式(5)に示すように観察される交絡要因 \mathbf{X} と結果 Y に対し加法的に影響する。

$$Y_{ij} = \alpha(\mathbf{X}_{ij}) + \beta_i Z_{ij} + U_j(\mathbf{D}) \quad (5)$$

第 II 節で、男女所得格差の「企業内男女所得格差」と「企業選択効果による男女所得格差」の分離は男性および女性標本の企業分布、即ち $w_{j,M} = n_{j,M} / N_M$ と $w_{j,F} = n_{j,F} / N_F$

の値に大きく依存することを示した。ここで $n_{j,M}$ と $n_{j,F}$ はそれぞれ企業 j における男性従

業者の標本数、女性従業者の標本数で、 N_M と N_F はそれぞれ男性標本総数、女性標本総数

である。また

$$P(D_j = 1) = (N_M w_{j,M} + N_F w_{j,F}) / (N_M + N_F),$$

$$P(Z = 1 | D_j = 1) = N_F w_{j,F} / (N_M w_{j,M} + N_F w_{j,F})$$

が成り立つので、男女別の標本総数(N_M, N_F) が、与えられたとき、 $w_{j,M}$ と $w_{j,F}$ を固定す

ることは、 $P(D_j = 1)$ と $P(Z = 1 | D_j = 1)$ を固定することと同等であることがわかる。本稿

では観察されない企業効果を各企業ですべて異なると仮定する場合の要素分解はデータ上不可能なので、次善の策として、 $P(D_j = 1)$ と $P(Z = 1 | D_j = 1)$ の標本値が二つ共等しい

(従って $w_{j,M}$ と $w_{j,F}$ の標本値が共に等しい) 企業群をそれぞれ一つの階層と見たとき、各階層内での観察されない企業の固定効果は一定であり、階層間でのみ観察されない企業の固定効果は変化するという仮定を置くモデルを考える。これは「強く無視できる割り当て」の仮定の一変化形だが、「企業内男女所得格差」と「企業選択効果による男女所得格差」の分離に最も強く関係する企業の標本特性について企業効果の観察されない異質性があると仮定する点で、調査で得られた企業特性を用いて企業効果を制御する場合より有効と考えられる。

以下各集団 j に対し $\lambda_j = P(D_j = 1), \theta_j = P(Z = 1 | D_j)$ とする。これらはそれぞれ集団 j の周辺確率と企業別傾向スコアである。また集団 j を (λ_j, θ_j) の値が共に同じである集合に分類し、集合 S_k 内の集団はいずれも (λ_k, θ_k) の値をとるとし、以下の傾向スコアを定義する。

$$\theta(\mathbf{x}, s_k) = P(Z = 1 | \mathbf{x}, s_k) \quad (6)$$

さらに、通常**の**強く無視できる割り当ての仮定に代わり上記の男女所得格差の要素分解に強くかかわる (λ_j, θ_j) 集合を階層と考えるとき、以下の仮定を置く。

仮定 4 : $Y(0) \perp U | S_k$

U は仮定により固定効果なので、この仮定は観察されない企業の結果に与える影響 U は、各階層内では一定であり、階層間でのみ変化するという仮定、即ち $u_{j \in S_k} = u_k$ という仮定と同等である。

これらの仮定の下で、まず数量の $(s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k))$ は $Z \perp (\mathbf{X}, U) | (s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k))$ 成立させるバランス・スコアであることを証明する。

証明 : $Z \perp (\mathbf{X}, U) | (s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k))$ を示すには、

$$P(Z=1|U, \mathbf{x}, s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k)) = P(Z=1|s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k)) \quad (7)$$

を示せばよい。

式 (7) の左辺については

$$P(Z=1|U, \mathbf{x}, s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k)) = P(Z=1|\mathbf{x}, s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k)) = P(Z=1|\mathbf{x}, s_k) = \theta(\mathbf{x}, s_k)$$

が成り立つ。これは仮定4により U は s_k が定まれば一定となり、また $\theta(\mathbf{x}, s_k)$ は \mathbf{x} と s_k が与えられれば一定となるからである。右辺については、

$$\begin{aligned} P(Z=1|s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k)) &= E(Z|s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k)) \\ &= \int_{\mathbf{x}} E(Z|\mathbf{x}, s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k)) P(\mathbf{x}|s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k)) d\mathbf{x} \\ &= \int_{\mathbf{x}} E(Z|\mathbf{x}, s_k) P(\mathbf{x}|s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k)) d\mathbf{x} \\ &= \theta(\mathbf{x}, s_k) \int_{\mathbf{x}} P(\mathbf{x}|s_k, \theta(\mathbf{x}, s_k)) d\mathbf{x} \\ &= \theta(\mathbf{x}, s_k) \end{aligned}$$

が成り立つので、式 (7) が成り立つ。証明終わり。

さて、いま式 (5) が与えられた時、処理効果について ATT (処理を受けた人の平均処理効果) の推定には、彼らが処理を受けなかった反事実的状态の結果、 $E(Y(0)|Z=1, s_k)$

について観察された Y の値を $Y_{obs} = ZY(1) + (1-Z)Y(0)$ とし、ATT ウェイトを

$$\omega(\mathbf{x}|s_k) \equiv \frac{P(\mathbf{x}|Z=1, s_k)}{P(\mathbf{x}|Z=0, s_k)} = \frac{P(Z=0, s_k)P(Z=1|\mathbf{x}, s_k)}{P(Z=1, s_k)P(Z=0|\mathbf{x}, s_k)} = \frac{1-\theta_k}{\theta_k} \frac{\theta(\mathbf{x}, s_k)}{1-\theta(\mathbf{x}, s_k)} \quad (8)$$

とした時に

$$E(Y(0)|Z=1, s_k) = E(\omega(\mathbf{x}|s_k)Y_{obs} | Z=0, s_k) \quad (9)$$

が成り立つことを示すことができれば、観察された統制群の値からの式 (8) のウェイトで加重した加重平均で、処理群の反事実的な結果 $E(Y(0)|Z=1, s_k)$ を求めることができる。

これは上記のバランス・スコアの証明から明らかだと思われるが、直接証明しておきたい。式 (9) の証明には、式 (5) について

$$E(\alpha(\mathbf{x})|Z=1, s_k) = E(\omega(\mathbf{x}|s_k)\alpha(\mathbf{x})|Z=0, s_k) \quad (10)$$

$$E(U(\mathbf{d})|Z=1, s_k) = E(\omega(\mathbf{x}|s_k)U(\mathbf{d})|Z=0, s_k) \quad (11)$$

の2式が成り立てば十分である。また

式 (10) については、定義により $\omega(\mathbf{x} | s_k) P(\mathbf{x} | Z=0, s_k) = P(\mathbf{x} | Z=1, s_k)$ だから、

$$\begin{aligned} E(\omega(\mathbf{x} | s_k) \alpha(\mathbf{x}) | Z=0, s_k) &= \int_{\mathbf{x}} \omega(\mathbf{x} | s_k) \alpha(\mathbf{x}) P(\mathbf{x} | Z=0, s_k) d\mathbf{x} \\ &= \int_{\mathbf{x}} \alpha(\mathbf{x}) P(\mathbf{x} | Z=1, s_k) d\mathbf{x} = E(\alpha(\mathbf{x}) | Z=1, s_k) \end{aligned}$$

となり、成り立つ。また式 (11) については、左辺については

$$E(U(\mathbf{d}) | Z=1, s_k) = u_k$$

となり、右辺については

$$\begin{aligned} E(\omega(\mathbf{x} | s_k) U(\mathbf{d}) | Z=0, s_k) &= u_k E(\omega(\mathbf{x} | s_k) | Z=0, s_k) \\ &= u_k \int_{\mathbf{x}} \omega(\mathbf{x} | s_k) P(\mathbf{x} | Z=0, s_k) d\mathbf{x} \\ &= u_k \int_{\mathbf{x}} P(\mathbf{x} | Z=1, s_k) d\mathbf{x} = u_k \end{aligned}$$

となるので式 (11) も成立する。

以上の式 (10) と (11) から

$$E(Y(1) - Y(0) | Z=1, s_k) = E(Y_{obs} | Z=1, s_k) - E(\omega Y_{obs} | Z=0, s_k) = E(\beta | s_k, Z=1) \quad (12)$$

となり、処理群の平均処理効果は

$$\begin{aligned} ATT &= \sum_k P(s_k | Z=1) E(\beta | s_k, Z=1) \\ &= \sum_k P(s_k | Z=1) \{E(Y_{obs} | Z=1, s_k) - E(\omega Y_{obs} | Z=0, s_k)\} \quad (13) \end{aligned}$$

で与えられる。

なお、もしまた (λ_j, θ_j) の値がともに同じである集団の集合の数が非常に大きいとき上記の方法も集団（企業）別のダミー変数の利用同様不効率になる。この不効率を回避するためにはホン（Hong 2015）の提唱する傾向スコアのさらなる層化の方法を用いることが考えられる。ただし θ_k と λ_k の組み合わせについて以下の2条件が満たされる必要がある。

条件1： θ_k と λ_k の双方について層間分散は全分散の大部分（例えば95%以上）を説明する。

条件2： θ_k と λ_k の双方について層内平均は処理群と統制群で有意に異ならない。

III-3 DFL法への拡張について

上記のモデルを処理変数 Z が媒介変数で共変数 (\mathbf{X}, \mathbf{D}) が交絡要因である因果モデルか

ら、 Z が外生変数で共変数 (\mathbf{X}, \mathbf{D}) が媒介変数である時の DFL 法 (DiNardo, Fortin, Lemieux 1996) に応用することにより、媒介変数の男女の違いで「説明できる格差」と「説明できない格差」に分けることができる。DFL 法について詳しくは山口 (2017、2 章) 参照。

II-章において、状況 1A、1B、2A、2B について解説したが、それぞれの場合の IPT ウェイトは男性標本はすべて 1.0 である。女性標本に対してはそれぞれ、処理変数 Z を性別 G (男性は $G=1$ 、女性が $G=0$) で置き換えて以下となる。

$$\text{状況 1A: } \omega_{1A}(\mathbf{x}, s_k) = 1.0$$

$$\text{状況 1B: } \omega_{1B}(\mathbf{x}, s_k) = \frac{P(s_k | G=1)}{P(s_k | G=0)} = \frac{P(G=0) P(G=1 | s_k)}{P(G=1) P(G=0 | s_k)}$$

$$\text{状況 2A: } \omega_{2A}(\mathbf{x}, s_k) = \frac{P(\mathbf{x} | G=1, s_k)}{P(\mathbf{x} | G=0, s_k)} = \frac{P(G=0 | s_k) P(G=1 | \mathbf{x}, s_k)}{P(G=1 | s_k) P(G=0 | \mathbf{x}, s_k)}$$

$$\text{状況 2B: } \omega_{2B}(\mathbf{x}, s_k) = \frac{P(\mathbf{x}, s_k | G=1)}{P(\mathbf{x}, s_k | G=0)} = \frac{P(G=0) P(G=1 | \mathbf{x}, s_k)}{P(G=1) P(G=0 | \mathbf{x}, s_k)}$$

このように数式上からも、状況 2B というのは、状況 1B と状況 2A が合わさってできる状況だということがわかる ($\omega_{2B}(\mathbf{x}, s_k) = \omega_{1B}(\mathbf{x}, s_k) \omega_{2A}(\mathbf{x}, s_k)$ となっている)。

III-4 男女所得格差の状況間の差の有意度の検定について

例えば企業選択効果の標準誤差や、異なる状況での企業選択効果の差の誤差などは、一般に以下のような共分散の誤差となるので、その有意度が関連する相関係数の有意度に等しい。例えば状況 2A と 2B 間の企業選択効果を例にとると、

状況 2A での男女賃金格差が $E(Y_{obs} | G=1) - E(\omega_{2A} Y_{obs} | G=0)$ 、状況 2B での男女賃金格差が $E(Y_{obs} | G=1) - E(\omega_{2B} Y_{obs} | G=0)$ となるので、企業選択効果による男女賃金格差は

$E((\omega_{2A} - \omega_{2B}) Y_{obs} | G=0)$ となる。これは $E(\omega_{2A} - \omega_{2B} | G=0) = 0$ なので、その推定値は女

性標本 ($G=0$) における $\omega_{2A} - \omega_{2B}$ と Y との共分散となりその有意度はこの 2 変数の相関変数の有意度と一致する。また後に表 3 で提示する他の状況間での男女格差の差や「差の差」もすべて女性標本における異なるウェイトの関数と Y の共分散となるので、その有意度が関連する相関係数の有意度で測ることができる。

IV. 応用

IV-1 データと層化

データは経済産業研究所が2009年に行った『仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）に関する国際比較調査』の日本企業とその従業員の調査である。この調査はホワイトカラー正社員について調査している。初めにこの調査のうち23-59歳の男女で個人所得が不詳でない1677企業に勤める、男性6145人、女性2666人の標本を分析対象とした。標本企業数が大きい一方、一企業当たりの平均標本従業員数は5.25人と少ない。当然企業別かつ男女別の平均所得の推定値は一致性を満たさず信頼できない。またこれらの標本については、企業内の標本が男性のみ、女性のみが存在し、それらの企業の標本は個人所得の男女格差に対する企業効果について全く情報を与えないデータとなる。

表1は企業内の男女の標本数の組み合わせ別の標本数を提示している。表が示すように企業内標本がすべて男性のみの企業の従業員標本（ $NF=0$ の標本）が2045標本、すべて女性のみ標本（ $NM=0$ の標本）が282標本の計2327標本が存在しており、それらを除いた標本（ $NF>0$ かつ $NM>0$ の標本）は、男性4100人女性2384人となる。なおそれらの標本は1139の異なる企業の従業員で、一企業当たりの平均標本数は5.69人となる。以下の分析はこれらの標本を分析対象とする。なおこれら2327標本の除外前は男女の平均所得差は189.7万円（標準誤差4.5万円）、で除外後は183.0万円（標準誤差5.1万円）となり、格差は幾分減るが有意ではない。

表1. 企業内の男性標本数（ NM ）と女性標本数（ NF ）別の標本総数

		NF								合計	
		0	1	2	3	4	5	6	7		8
NM	0	0	60	54	57	44	35	18	14	0	282
	1	141	122	153	144	50	30	7	8	18	673
	2	158	261	232	195	66	35	48	0	0	995
	3	252	300	385	210	140	72	27	20	0	1406
	4	240	455	348	273	80	81	30	0	0	1507
	5	385	264	315	264	108	70	0	0	0	1406
	6	180	266	240	180	70	0	0	0	0	936
	7	245	184	216	180	0	0	0	0	0	825
	8	160	117	140	0	0	0	0	0	0	417
	9	144	80	0	0	0	0	0	0	0	224
	10	140	0	0	0	0	0	0	0	0	140
合計		2045	2109	2083	1503	558	323	130	42	18	8811

また III 節で述べた企業の「階層」は、表 1 のうち、第一行と第一列を除き、頻度が 0 でない場合となり、これは全部で 42 パターンある。しかしこれらの中には頻度が少なく、階層内で人的資本と性別が独立となるような状態を生み出しえないケースもある。従って、III 節で述べたようにこれを更に層化した。各層は男性標本数については 1 から 9 までの区別をすべて残し、女性標本数については 5 以上をひとまとめに一区分とした結果 35 の層区分を得た。なお、企業標本規模 ($P(D_j = 1)$) と企業別傾向スコア ($P(Z = 1 | D_j = 0)$) の分散に関し、35 の層区分は企業標本規模については 42 階層間の分散の 99.2%、企業別傾向スコアについては 42 階層間の分散の 99.9% を説明し、企業規模および傾向スコアに関し各層内および層内平均の双方で男女間に有意差は全くない。したがって、35 区分の層を用いることとする。

企業層の 35 区分以外に傾向スコアの推定に用いたのは、以下の変数である。(1) 年齢 (23-29、30-34、35-39、40-44、45-49、50-54、55-59 の 7 区分)、(2) 学歴 (「大卒以上」、 「大卒未満」の 2 区分)、(3) 現在の雇用先への勤続年数 (5 年刻みの 7 区分 + 「不詳」の 8 区分)。

IV-2 分析結果 1 : IPT ウェイト後の各制御変数と性別の独立の検証

II 節で述べたように、本稿では 2 の異なる状況を仮定し、また状況 1 と状況 2 の各々について企業の固定効果を制御しない場合 (状況 A)、企業の固定効果を制御した場合 (状況 B) を、それぞれ III 章で解説した傾向スコアに基づく IPT ウェイトで実現しようとしている。このうち状況 1 A は観察データそのものであり、状況 1 B は傾向スコア $P(Z = 1 | s_k)$ の推定に用いるのは企業層群ダミー変数のみなので、ウェイト後に性別と企業層群は完全に独立となる。一方状況 2 B は、傾向スコア $\theta(\mathbf{x}, s_k) = P(Z = 1 | \mathbf{x}, s_k)$ に基づくが IPT ウェイトを掛けたデータ上で制御変数 \mathbf{X} と企業層群とも統計的独立を達成しているか否かの確認が重要である。また状況 2 A も同じ傾向スコアに基づくので、意図する状況がデータ上達成されているかは状況 2 B における達成に完全に依存する。

表 2 は状況 2 B における観察データ (ウェイト使用前) と状況 2 B (ウェイト使用后) の性別と各制御変数の統計的独立のテスト結果を示している。結果は、観察データにおいて性別と各変数は強く関連しているが、状況 2 B において性別と制御変数および企業層との独立性が達成されていることを示している。

表 2. 状況 2 B における性別と制御変数との独立性の検定

変数	統計値	観察データ	モデル 2 B
学歴 (df=1)	L^2	476.75	1.29
	P	0.000	0.257
年齢 (df=6)	L^2	396.11	6.74
	P	0.000	0.346
勤続年数 (df=7)	L^2	157.11	11.12
	P	0.000	0.133
企業層 (df=34)	L^2	896.57	28.64
	P	0.000	0.728

注：傾向スコア $\theta(\mathbf{x}, s_k)$ の推定にあたっては各変数の主効果に加え「学歴×年齢」の交互作用効果を加えている。

IV-3 分析結果 2：要素分解分析の結果

表 3 は本稿の主な分析結果を示している。まず II 章で述べた三つの仮説がすべてデータでサポートされたことを確認しよう。まず、状況 2 において、即ち女性の人的資本（学歴・年齢・勤続年数）が各企業層内で男性と同等となるという状況において、表 3 の結果は男女所得格差が 65.3% に、企業内男女所得格差が 70.5% にそれぞれ減少することを示している。後者の結果は第 II 節の仮説 1 を支持する。前者の減少率が、後者より大きいのは、企業選択効果が格差減少に貢献しているからである。

また状況 2 においての結果は、企業選択効果が有意に負の値を取ることが確認され、これは II 節で述べた仮説 2 を支持する。またこの数値（-9.26）は経路 $G \rightarrow FS \rightarrow Y$ と経路 $G \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$ により生じる男女賃金格差を意味するが、これが負の値を取ることがパス $G \rightarrow FS$ の値が負であることを示す。G は「男性対女性」であり、FS は所得に対して正の影響を与える企業層を意味するので、パス $G \rightarrow FS$ の負の値は、女性の方が企業の所得効果上、男性よりむしろ有利な就業企業選択をしていることを示す。また正規雇用女性の就業選択が主として育児離職時の選択で達成されることを併せ考えると、女性の離職判断に経済合理判断が無関係ではないことを示す。この女性の就業企業選択がなければ、男女賃金格差は観察値より約 5% [$9.26/192.99=0.051$] 増加していたはずである。

また、表 3 は状況 2 に比べ、状況 1 では選択効果が増加しており、これは仮説 3 を支持する。この数値は主として男女の学歴の違いにより高い学歴より有利な企業就業に結びつく事で生じる男女格差である経路 $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow Y$ と経路 $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$ の影響を意味し、その結果観察される状況 1 では、この企業選択効果が、女性の主として継続就業選

択を通じた有利な企業の選択効果を相殺してしまうので、観察されたデータ（状況1）では選択効果はほぼ0になる。

表3. 男女格差の要素分解

	男女所得格差 (A)	企業内所得格差 (B)	企業選択効果 による格差 (A)-(B)
(1) 状況1 A、2 B	182.99*** (5.06) ①②③④⑤⑥	182.02*** (4.90) ①②	0.97 ③④⑤⑥
(2) 状況2 A、2 B (女性の企業層内 人的資本が男性と同じ)	119.02*** (5.38) ①③④	128.28*** (5.14) ①	-9.26* ③④
割合 ((2)/(1))	0.653	0.705	
(3) 状況1-状況2	63.97*** ②⑤⑥	53.74*** ②	10.23** ⑤⑥
割合 ((3)/(1))	0.347	0.295	

*** $p < 0.001$; ** $p < 0.01$; * $p < 0.05$.

注：括弧内の数字は標準誤差。なお企業選択効果の推定値の標準誤差は、III-4 節で述べた方法に基づいて推定された。また○で囲まれた記号は対応するパス① $G \rightarrow Y$, ② $G \rightarrow X \rightarrow Y$, ③ $G \rightarrow FS \rightarrow Y$, ④ $G \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$, ⑤ $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow Y$, ⑥ $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$ を意味する。

表3は、第II節の図2で区別された男女所得格差を生じる6つの経路につき、4グループに要素分解しているが、経路 $G \rightarrow FS \rightarrow Y$ と経路 $G \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$ との分離、および経路 $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow Y$ と経路 $G \rightarrow X \rightarrow FS \rightarrow X \rightarrow Y$ との分離はできない。これは6グループを識別するには5つの変数間の関連情報が必要だが、実際にはG、FSとXの3変数間では3つの関連情報しかなく自由度の差があるためである。この自由度の差は図2でFSとXの間に双方向の影響を仮定することによって生じている。

表3の結果について1点留意する点がある。人的資本と就業企業選択に関連する結果のうち男女所得格差が最も小さくなるのは状況2Aなので、女性にとっては有利な企業選択パターンを保持したまま企業内人的資本を男性と同等化することが戦略的に最も有利と思える。しかし、これは仮想の結果で実現は難しい。それは、女性の有利な就業選択は、主として継続就業か離職かの選択を通じて達成されると考えられ、このためその選択的離職の有利さを残したまま同一企業への勤続年数を男性と同等化することは不可能と思われるからである。もっとも育児期でなく、就業初期での転職に関わる選択を男性より合理的に行った結果なら勤続年数への影響は少ないので、達成できる可能性も残る。

一方女性の大卒率の男性との同等化は、企業内所得格差を減らすだけでなく、女性により不利な学歴がより不利な企業就業に結び付く効果を取り除けるので 2 重に有利である。後者の効果は男女所得格差を約 5.6% [$10.23/182.99=0.056$] も減少させるので無視できない大きさである。

V. 議論と政策的インプリケーション

正規雇用女性の継続就業を促進することで、経済活動で女性がより活躍できる社会を生み出すにはどうしたらよいのか？ 筆者はこれまでの研究 (山口 2009 2017) でワークライフバランスが達成できる職場の在り方を重視し、そのためには柔軟に働ける職場が重要であり、特にワークライフバランス施策の推進も、近年話題となっている限定正社員制度も、勤務地限定正社員制度のみの分析ではあるが、「性別に関わらず社員の能力発揮に努める」という、企業の人事方針のもとで進められる限り、共に女性の活躍推進にプラスの効果をもたらすと結論している (山口 2017 5 章 6 章)。

では女性の就業に重要なのは、ワークライフバランスと柔軟な働き方の二つで、経済的誘因 (より高い現在の賃金や生涯所得) は無関係なのか？ またその意味で女性の継続就業の動機は、経済学が仮定する合理的行動とはいえないのか？ そのような疑問に答えるために、従来の研究方向とは異なるアプローチで試みたのが本稿である。

女性の就業に関して米国では、他の条件が同じなら夫の所得が大きい程妻は就業を辞める傾向が高いといういわゆる「ダグラス・有沢の法則」と、他の条件が同じなら本人の学歴が高いほど機会費用が大きいので継続就業する傾向が高い、という仮説が共に成り立つ状況が有り、日本での研究もそれに影響されてきた。しかし前者については、共働きの夫婦が大多数になるにしたがって、有意性を失うと考えられる。また後者については、もともと労働の流動性が大きく、かつ育児離職などでキャリアの一時中断が大きい米国では、女性には現職の所得と学歴の相関が、現職の所得と初職の所得との相関より高いという状況から生まれる現象で、日本の正規雇用の様に、同一企業の下で長期に就業する傾向が高い状況では、現職におけるキャリアの進展性に伴う所得上昇が、学歴より大きな機会費用を生み出すことは十分考えられる。この点で、本稿において企業の固定効果の高さと女性の就業企業の分布との関連において、所得効果上より有利な企業を女性が選択する傾向があるという実証結果を得たのは重要であると考え。表 3 の結果からは女性の企業選択に関する効果は、それがなければ、実際に生じる男女所得格差を少なくとも 5% ほど上昇させていたはずだという結論をえた。少なくともという意味は、もし就職時には男性が女性より、より有利な企業に就業していたならば、女性の選択的継続就業による男女所得格差削減効果は過小評価されるからである。また、この事実はそれをほぼ相殺する間接効果である、男性に比べ女性の人的資本が劣り、高い人的資本は所得上より有利な企業への就業に結び付いているという効果が混在するため、見えにくくなっているという点も本稿は明らかにした。

正規雇用の女性の継続就業を促進することについての政策インプリケーションは、

女性の継続就業にはワークライフバランスの問題だけでなく、将来的にその企業で働くことの所得上の有利さと関連する離職の機会コストも重要だという点が第1点である。特に樋口・坂本・萩原(2016)が示したように、結婚時でなく、育児期に辞めるか否かの判断にはその時点での賃金も影響を与えている。期待できる生涯所得の影響はそれ以上に大きいと考えられるが、それを直接実証するのは今後の研究課題である。

第2点は、大卒率に関する男女の同等化は、女性の人的資本向上自体が企業内でのより高い所得に結び付くことで企業内男女所得格差を減少させることに加え、学歴の高さが所得上より有利な企業への就業に結び付くこと、さらにはその有利な企業への就業が勤続年数を伸ばすこと、からくる男性の有利さ取り除くという点を間接的ではあるが実証した点である。ただし山口(2017)が示したように、学歴が向上しても、それが女性に多いヒューマン・サービス系で社会経済地位の低い専門職に吸収されるならば学歴向上による女性の所得の向上には大きな限界も残る。

最後の留意点は、男女所得格差の最も大きな要素は、企業層内で男女の人的資本が同等となっても除去できない企業内男女所得格差だ、という事実である。筆者はこの差が主として企業内の管理職昇進率の違いや、職あるいは職のトラックの男女の大きな分離にあることを示した(山口2017)。本稿の中心課題ではないが、改めて指摘しておきたい。

引用文献

Becker, Gary S. 1991. *A Treatise on the Family: An Enlarged Edition*. Cambridge: Harvard University Press.

Coate, Stephen and Glenn Loury 1993. "Will Affirmative-Action Policies Eliminate Negative Stereotypes?" *American Economic Review* 83: 1220-40.

DiNardo, J., N. Fortin, and T. Lemieux. 1996. "Labor Market Institution and the Distribution of Wages." *Econometrica* 64:1001-44.

Hewlett, S.A., L. Sherbin, C. Fredman, C. Ho, and K. Sumberg. 2011. *Off-Ramps and On-Ramps Japan - Keeping the Talented Women on the Road to Success*. Center for Work-Life Policy: New York.

樋口美雄・阿部正弘(1998)「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミングー固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編著『パネルデータからみた現代女性』東洋京経済新報社、pp. 26-65.

樋口美雄・坂本和靖・萩原里紗(2016)「女性の結婚・出産・就業の制約要因と諸対策の効果検証」『三田商学研究』58巻6号、pp. 29-57.

Hong, Gaunglei. 2015. *Causality in a Social World: Moderation, Mediation and Spillover*. New York: Wiley.

今田幸子(1996)「女子労働と継続就業」『日本労働経済雑誌』No.433, pp. 27-48.

丸山桂(2001)「女性労働者の活用と出産の就業継続の要因分析」『人口問題研究』

57巻2号、3-18.

西本真弓・七條達弘 (2004) 「親の同居と介護が既婚女性の就業に及ぼす影響」『季刊家計経済研究』61, pp62-72.

大沢真知子 (2015) 『女性はなぜ活躍できないのか』東洋経済新報出版社。

新谷由里子 (1998) 「結婚・出産期の女性就業とその規定要因—1980年代以降の出生行動の変化と関連より—」『人口問題研究』54巻4号、pp46-62.

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