



RIETI Discussion Paper Series 16-J-053

企業のワークライフバランス推進と限定正社員制度が 男女賃金格差に与える影響について

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

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

企業のワークライフバランス推進と限定正社員制度が男女賃金格差に与える影響について¹

山口一男（経済産業研究所／シカゴ大学）

要 旨

本稿は職場における女性の活躍の推進に関してダイバーシティ経営が女性の賃金を高めるか否か、かつその結果男女賃金格差を減少させるか否かを検討する。特に焦点を当てるのは①企業が「性別に関わりなく社員の能力発揮を推進する」方針(以下 GEO 方針と呼ぶ)を持っているか否かの影響、またそれと合わせて②仕事と生活の調和 (WLB) への企業の組織的取り組みがあるか否かと、③勤務地限定正社員制度を持っているか否か、の影響である。分析データは経済産業研究所の 2009 年の『ワークライフバランスに関する国際比較調査』のうち日本企業調査とその雇用者調査のリンクデータである。企業方針やその施策はランダムに割り当てられるわけではなく選択バイアスがある。本稿では個人の賃金結果に対する観察される決定要因について、方程式を全く仮定しない、セミパラメトリックな傾向スコアによる重み付けにより、賃金に影響すると考えられる企業特性と従業員特性による選択バイアスを除去する。またさらに観察されない企業特性の影響についてはそれが平均賃金には影響しても男女賃金格差には影響しないと仮定して、分析結果の因果関係の解釈をする。分析結果は以下のとおりである。

- (1) GEO 方針があれば、無い場合に比べ、女性の賃金は増大し、男女賃金格差は減少する。
- (2) WLB 施策の有無と勤務地限定正社員制度の有無の影響は共に GEO 方針の有無に依存し、もし GEO 方針があれば共に GEO 方針自体の影響をこえて更に女性賃金を増大させ、男女賃金格差を減少させる。
- (3) GEO 方針の無い企業の場合は WLB 施策の有無と勤務地限定正社員制度の有無の影響は異なり、WLB 施策がある場合には無い場合に比べ男女賃金格差はかえって増大するが、勤務地限定正社員制度の有無は男女賃金格差に有意な影響を与えない。
- (4) (3) の結果、WLB 施策は「両刃の剣」で、GEO 方針の有無により、男女賃金格差解消に正反対の効果をもたらすが、勤務地限定正社員制度は「両刃の剣」ではなく、GEO 方針と結びつけば女性の活躍を推進し、また結びつかない場合でもマイナスの影響は見られない。

キーワード：男女賃金格差、ワークライフバランス、限定正社員、ダイバーシティ経営

JEL classification:M12, J16, J31, 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。また本稿の分析にあたり RIETI が実施した平成 21 年度「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」のデータを利用した。

I 序

わが国における、ダイバーシティ経営の効果の分析は未だ蓄積がない。かつ一般に統計的な因果の解釈に関し基礎的素養が備わらない研究結果が実証的社会科学研究で多く報告されている。通常そのような研究結果では因果関係の議論は避けられており批判の対象とはなり得ないが、本来因果関係について結論を下し得ない分析を基に因果関係について強い結論を下した論文が学会の代表紙のレビュー論文で、かつ女性活躍推進政策に大きな意味を持つものとなると、これは無視できない。筆者がここで言及しているのは2016年に『日本社会学評論』に出た松田茂樹氏の論文だが、そこで彼は

「企業のWLB推進は(中略)、企業業績の向上やモチベーションアップという効果はほとんど確認されていない(松田2013)。WLBの取り組みはもっぱら経営体力があり、業績がよい企業が実施している傾向があることから、WLBが企業業績を向上させるのではなく、実際の関係はその逆である可能性が高い(松田2016、268頁)」

と結論している。ここで引用されている松田の『少子化論』(松田2013)だが、内容を見ると、レビューした論文は主に大企業でWLB施策の導入が多いという、企業の業績とWLB施策の有無の関係に選択バイアスの混在を示すものが主で、それはよく知られた事実であり、それだけで選択バイアスを取り除いた後の因果効果の不在を示すものでは全くない。松田はWLB施策が企業業績を上げるとした他者の研究結果もレビューしているがそれには後述の山本・松浦(2012)の研究や筆者の研究(山口2011)は含まれず、レビューした論文でのWLB施策の存在と企業の利益率の正の相関については「時間の流れが逆(138頁)」と施策の効果を否定している。松田が企業のWLB施策の効果がないという根拠としているのが彼自身の2011年の第一生命研究所のレポート「企業における両立支援の転換期」である。分析されたデータは、研究所の2005年の企業調査により300人以上の従業員を持つ全上場企業から無作為抽出で2000社を選んで調査票を送り回答を得た113社(5.7%)の企業標本からなり、その後の追跡で標本脱落した会社を除く残りの85社、つまり最終的にランダムな2000社から、ランダムでなく回答が得られた4.25%の標本のデータを用いたものだ。その85標本企業を両立支援の度合いで2005年に3分類し、その後の5年間の経常利益の推移を比べたら有意な差がなかったというものである。

松田のこの分析と結論は2つの大きな問題がある。一つ目は因果推論上の問題、二つ目は標本の代表性と結果の解釈の問題である。まず第一に松田は企業とその追跡調査(パネル調査)データを分析しているのだから、因果を問題にする処理変数(WLB施策の有無)に関してその値の変化の時期とその前後の結果の変化が問題で、それを組み入れたDID(差の差)分析などが妥当である。松田の分析では企業を2005年時点で3分類しているがWLB施策がいつ導入されたのかを全く考慮していない。これではパネル調査データの因果分析とは全くいえない。また松田は2005年時点で両立支援の度合いの異なる3つの企業グループの経常利益を比較したが、その後の趨勢に有意な差がないだけでなく、2005年時点の経常利益のレベルにも有意差がないので、松田の主張する「業績がよい企業が実施している傾向」すら分析結果は支持していない。

第2の標本の代表性と結果の解釈の問題だが、一般に統計的に有意な効果がある(例えば企業のWLB施策が生産性に有意に影響している)場合には、抽出母体の母集団への代表性がない標本の分析結果は、発見をその母集団全体に当てはめることの根拠がある事を意味する**外的妥当性 (external validity)**は持たないが、効果はその偏った標本については存在するとの根拠は支持する。このことを、結論は**内的妥当性 (internal validity)**を有するという。また標本選択バイアスを適切に除去できる情報があれば外的妥当性のある推定値をその標本から得ることも不可能ではない。一方有意な効果が無い場合は、その標本の母集団への代表性があれば、暫定的に効果はない(今のところ効果があるという根拠は未確認である)という結論を得る。暫定的という意味は、統計分析では効果があることを証明する(効果が無いとの仮説を棄却することで、その仮説が事実と矛盾することを証明する)ことは出来ても、効果が無いことの証明は出来ない(効果が無いとの仮説が棄却できないことは、仮説が真実であることを意味しない)からだ。単純に標本数が少なくても、実際には存在する効果の存在は否定されやすいからである。一方有意な効果が見られず、かつ上記の松田の分析例のように標本の母集団への代表性もなければ標本バイアスの是正もされていないデータの分析結果であれば、全く意味を持たない発見である。ある特定の標本に効果がないことは、全ての場合に効果があるとは暫定的に言えないという、意味のない結論しか得られないからだ。効果があるか否かの検定は、母集団で平均的に効果があるかどうかを問題にしているのであって、全ての場合に効果があるなどという仮説は成り立たなくて当然であり、またそのような仮説に肯定的結果を得ることは全数調査でない限りできないので、標本調査では問題にされないからである。調査への回答は無作為には起こらず4%の回答率では、母集団への代表性は全くない。おまけに標本数はたったの85である。

以上の理由から彼自身の上記の分析結果を主たる根拠に「WLB 施策は企業業績に影響せず、企業体力の高い企業がWLB 施策をしている」とした松田の結論は、統計的な因果分析上の手続きと解釈の論理に逸脱する極めて非常識なものであると言わざるを得ない。

筆者の見解では、この点に関し今までのところ、最も信頼できる結果は最初にRIETIの研究論文として発表され、改訂版が武石恵美子氏編著『国際比較の視点から日本のワーク・ライフ・バランスを考える』所収の慶応大学の山本勲・松浦寿幸両氏による論文(「ワーク・ライフ・バランス施策と企業の生産性」)(山本・松浦2012)である。山本・松浦は経済産業省の企業活動基本調査の対象企業に対しワークライフバランス(WLB)施策の導入と企業の生産性の変動の関連を分析した。結果はワークライフバランスセンター設置などの積極的WLB推進や、フレックスタイム勤務導入に関し、企業の生産性は施策導入後数年のタイムラグをおいて制度を導入しなかった企業に比べ向上することが示された。つまり逆因果関係(生産性の高い企業が施策を導入する)ではなく因果関係(施策導入が生産性を上げる)であることが示された。一方「法を超える育児休業制度」については、既に生産性の高い企業がその後導入することで導入企業と非導入企業の差が生じており、逆因果関係が示唆される結果となった。

パネルデータ分析ではないが、筆者もまた経済産業研究所の2009年の企業調査を用いたRIETIの論文(「労働生産性と男女共同参画」)(山口2011)で、他の影響要因を制御しても見られる時間当たりの労働生産性と女性の管理職割合の正の相関について、④因果仮説(女性の管理職を高めると生産性が増す)、⑤逆因果仮説(生産性の高い企業が女性の管理職を増やす)、⑥共通原因説(女性の人材

活用が一方で管理職の女性割合を増やし、他方で労働生産性向上を生む)を検討し©の共通原因説が事実と最も整合的であることを示した。このことは単に機械的に女性の管理職を増やしても生産性は上がらないが、女性の人材活用を高めた結果、女性管理職が増えた企業は生産性も向上する可能性が高いことを意味する。松田の結論である逆因果仮説はここでも成り立たない。

今回の論文は、労働生産性ではなく、男女賃金格差への影響に焦点を当てているが、ワークライフバランス施策の因果的効果の推定にも関係している。ただし、パネル調査分析ではないので、「観察されない交絡要因」による選択バイアスは排除できないが、観察される要因の制御には最も仮定の弱いセミパラメトリックな統計手法を用い、また因果の解釈については観察されない交絡要因による選択バイアスに関し後述の一定の仮定をし、その場合でも成り立つ場合のみ、因果効果があると判断することにした。

一般に賃金は、賃金制度にも依存し、必ずしも経済学者が仮定するように限界労働生産性に見合っているとはいえないが、企業の賃金報酬に何らかの経済合理性があるならば、女性の労働生産性の向上は、女性の平均賃金を上げ、男女賃金格差を減少させることが期待できる。今回の分析は賃金に着目することで、ダイバーシティ経営の特定の施策が女性の活躍推進に結びついているか否かを見ようとするものである。

II 文献レビューと仮説

II-1 文献レビューと議論

労働生産性に関する筆者の以前の研究(山口 2011)では、観察される交絡要因により選択バイアスは排除して、ワークライフバランス施策を総合的に行っている企業は、ほとんど何の施策もしていない企業に比べ、時間当たりの生産性が高いとの結論を得た。また育児介護支援を中心に行っている企業は企業の人為担当者がその施策につき職場の生産性を「高めている」「どちらともいえない」「高めていない」と主観的に評価したデータがあるので、実際に「高めている」と評価された企業が時間当たりの生産性が客観的に高いかどうか検証したところ、実際に高いことも確認された。さらに育児・介護支援をしている企業の中で「高めている」と人事担当者に評価された企業とそうでない企業の違いを見ると、「性別にかかわらず社員の能力発揮に努めている」人事方針を持っているか否か、WLB推進センター設置など「組織的なWLB推進に努めている」か否かの二つと強く相関していることが判明した。ちなみに後者の変数は上記の山本・松浦論文で、設置後一定のタイムラグをおいて、有意に生産性を高めることが検証された時に用いられた変数と同じである。

一般に米国において女性の活躍推進やダイバーシティ推進施策が企業の成功に結びつくか否かは定かでない。米国の場合管理職の女性割合は既に43%であり、企業間の女性管理職割合の差は主として女性活躍のための施策の差ではなく、業種や職種の分布の違いなど他の理由の違いにもよると考えられるため、女性の管理職割合が企業業績と関係する理由とはならない。一方役員女性の割合は大企業では17%程度で、いわゆるグラスシーリング問題があり、民間のマッキンゼー報告(McKinsey Reports 2007, 2008, 2009, 2010, 2012)では企業の役員女性の割合と企業の様々なパフォーマンスの尺度との正の相関を繰り返し報告しているが、厳密な統計的因果分析の結果ではない。一方民族文化

の多様性が生産性向上に寄与するかについては、米国で多文化環境での経営に関する教科書であるナンシー・アドラーの著書（Adler and Gunderson 2007）の中で紹介されているキャロル・コヴァックの研究に基づく図によると、多文化チームの共同作業は両刃の剣で成功するか失敗するかは「多文化能力(cross-cultural Competency)」に依存するという。多文化能力とは人的資本の質の一つで民族文化的背景が多様な職場環境に適応できる個人の知識や対人スキルなどを意味する。民族文化的に多様な職場環境でのダイバーシティ経営は、いかにこの雇用者の多文化能力を育成しまた引き出すかがひとつの課題である。この本はそこでの女性の経営管理職の役割についても議論している。しかし、多民族・多文化環境で生じるダイバーシティ経営問題と、女性の登用について未だ女性の管理職割合も著しく小さく、女性の潜在能力が男性に比べ十分生かされているとはいえないわが国での女性に関するダイバーシティ経営問題とは問題が質的に異なり、この点で米国研究は参考にならない。

従ってダイバーシティ経営に関し、筆者は自身の上述の研究や山本・松浦研究を参考にして企業が組織的にWLBを推進していることが女性の賃金と男女賃金格差に対して与える影響をまず分析することにした。それに加え特に最近わが国で話題になっている限定正社員制度の影響についても分析する。

限定正社員制度については鶴光太郎氏が日本の雇用制度改革の要と考えている（鶴 2014）。またこのうち特に職域限定型の正社員は、濱口桂一郎氏が従来の日本の雇用慣行での職務が明確化されない「メンバーシップ型雇用」に対比して、職務が雇用契約で明記される欧米型の「ジョブ型雇用」と呼ぶものに相当する（濱口 2009）。鶴・濱口両者は共に限定正社員制度は女性の活躍推進にプラスの影響を与えると考えているが、一方で非正規雇用や、総合職に比べ賃金増大率の低い一般職に女性が偏るように、正社員中の限定正社員割合は男性より女性の方がかなり大きく、また後述するように限定正社員の平均賃金は低くなる傾向が見られるため、間接的に女性の賃金を低く固定化する制度であるとの批判もある。例えば日本共産党は

「また、限定正社員制度も、正社員より賃金は安く、職域・地域などが限定され、その職務の廃止や事業所の閉鎖があれば、いつでも解雇できるようにする制度です。」

と2014年10月の男女平等社会実現への提案（日本共産党 2014）で述べ、女性の活躍を阻む制度と見ている。「その職務の廃止や事業所の閉鎖があれば」職域限定正社員や勤務地限定正社員の整理解雇が起こりうることは事実である。ただ前述の鶴論文が議論するように、これはあくまで限定正社員というのが固定的な雇用形態となる場合である。この点限定か非限定かの選択を雇用者ができる制度にすることが極めて重要で、特に限定正社員のポジションがなくなるときに、離職するか限定のない正社員になるかの選択の権利が雇用者に与えられるならば、限定性に伴う整理解雇の問題は存在しなくなり、単に雇用者に働き方のオプションが増えることになる。一方、限定正社員は自分の望まない職務につくことや自分の望まない地域に転勤することを強要されることはなく、またそれを拒否することで懲戒解雇になることもない。一般に限定正社員は雇用の安定では上記の選択が与えられるか否かにも依存するので正社員と同等ではないが、その分拘束も少なく、女性には拘束の少ない働き方を望む者も男性より多いので、整理解雇問題はそれだけでは女性が不利な制度とはいえないであろう。だが一方賃金への影響は別である。本稿はそれを問題にする。最近の研究では戸田(2015)は勤務地限定や労働時間限定の正社員は限定のない正社員より賃金が下がるが、職域限定では必ずしもそうでは

ないと報告し、鶴・久米・戸田(2016)も賃金は幾分低めだが、仕事満足度は変わらないと報告している。ただし本稿が問題とするのは限定正社員になれば賃金がるか否かではなく、企業が限定正社員制度を導入することが女性の平均賃金を押し下げることに関わり、それとも逆に女性の活躍を進めて女性の平均賃金を押し上げることになるのかどうかという点である。押し上げる可能性もあり、以下その理由を述べる。

厚生労働省の2012年公表の『多様な形態による正社員』に関する研究会報告書によると何らかの「多様な正社員」制度を導入している企業は52%で、個別の制度については職域限定制度が44%、勤務地限定制度が19%、労働時間限定制度が7%となっている。また同報告によると、「多様な正社員」制度を導入している企業の目的は（重複回答を認めた回答）最も割合の高い5つの目的と、該当企業割合は以下の表1の通りである。

表1 「多様な正社員」制度導入の企業目的

| 「多様な正社員」導入の目的 | その目的を持つ企業の割合 |
|-----------------|--------------|
| 優秀な人材を確保するため | 43.3% |
| 従業員の定着を図るため | 38.5% |
| ワークライフバランス支援のため | 23.7% |
| 賃金の節約のため | 18.1% |
| 賃金以外の労務コスト節約のため | 9.4% |

厚生労働省報告書からの抜粋

これを見ると、最も頻度が大きい3大理由は、女性の活躍に対してポジティブな効果を与え、逆に4番目と5番目の理由は、限定正社員の賃金を下げ、後述するように正社員中の限定正社員割合は女性の方が男性より高いことを考えると、女性への間接差別にもなり得ることを示す。だが、この4番と5番の理由を上げた企業は相対的に少ない。調査の元データが得られないので分からないが、1～3番目の理由を挙げた企業と4～5番目の理由を挙げた企業は異なる企業であることも考えられる。前述の筆者の以前の研究(山口2011)で、WLBの取り組みを人材活用手段として行っているか、それとも雇用者への厚生福利の施策として採用しているかで、生産性向上への影響は異なると結論したが、同様に限定正社員制度についても人材活用手段として行っているか、人件費削減の新たな制度として採用しているかで結果は大きく異なるであろう。特にもっとも頻度の高い理由である「優秀な人材を確保する」ことが限定正社員制度導入により達成され、その確保された人材の多数が女性であるならば、限定正社員制度の利用が女性利用者の賃金を幾分下げても、企業全体としてはより優秀な女性人材が確保できるため、女性の賃金が増大することが十分可能である。本稿ではこの有無を検証する。

上記の厚生労働省調査は企業を対象とするものだが、雇用者の側から見た限定正社員制度の特性については戸田淳二氏の「限定正社員の実態」と題する『日本労働研究雑誌』の論文(戸田2015)が参考になる。リクルートワークス研究所の2012年の『ワーキングパーソン調査』(東京、千葉、埼玉、神奈川の18-59歳就業者対象)のデータに基づく戸田の分析結果では、何らかの限定正社員である雇用者のうち、勤務地限定が77%と最も多く、職域限定が52%とそれに続き、時間限定が

20%と比較的少なくなっている。合計が100%に成らないのは、複数のカテゴリーに該当する雇用者がいるためである。この結果で特筆すべきは、企業が限定正社員制度を持つか否かの割合では、職域限定を持つのが最も多く、勤務地限定がそれに続くのに対し、制度の利用者数では順位が逆転して勤務地限定が最も頻度が高く、職域限定が2番目になるということである。もっとも厚生労働省調査は全国調査、リクルートワークス研究所の調査は首都圏調査なので、母集団の差も影響することに留意する必要がある。

表2は戸田論文（2015）の表2の結果から筆者が作成した、男女別の限定正社員割合である。

表2 男女別限定正社員割合

| 限定正社員の割合 | 男性 | 女性 |
|-----------|-------|-------|
| 全雇用者中の割合 | 25.6% | 22.8% |
| 正規雇用者中の割合 | 29.5% | 48.9% |

原資料：戸田（2015）

この表の結果は少なくとも首都圏では限定正社員制度はかなり普及し、男女とも雇用者の20%以上が限定正社員となっている事を示す。また男女別の雇用者全体の中での限定正社員割合は男性が女性をわずかに上回っているが、これは女性の正規雇用者割合が53%と高いため（戸田（2015）の表2による。男性は13%）、正社員中での限定正社員割合は女性がほぼ半分で非常に高く、男性も3割程度制度を利用していることがわかる。

II-2 仮説と因果推論上の仮定

以上を踏まえて、以下の仮説をたて検証する。なお今回分析する経済産業研究所の2009年調査データは企業が勤務地限定正社員制度を持つか否かについては聞いているが、職域限定と勤務時間限定について聞いていない。従って以下の仮説は、勤務地限定正社員制度のみについてである。また母集団は従業員100以上の企業のホワイトカラー正社員である。

今回の分析で着目するのは企業による組織的なWLB推進の取り組みと勤務地限定正社員制度である。それらの施策がともに女性の活躍を推進させることにより、女性の賃金を増大させ、またその結果男女賃金格差を減少させるには、施策が性別に寄らず人材活用に努めるといふ企業方針で採用されたのかそれとも別の目的か、に依存すると考えられる。従って以下の仮説をたてる。

仮説1：企業が「性別にかかわらず社員の能力発揮を推進する」という人事管理方針（以下GEO [Gender Equality of Opportunity]方針と呼ぶ）を有することは、④女性の平均賃金を有意に増大させ、⑤男女賃金格差を有意に減少させる。

仮説2：企業がワークライフバランス推進の組織的取り組みを有することは、GEO方針がある企業では、GEO方針自体の影響を越えて、④女性の平均賃金を有意に増大させ、⑤男女賃金格差を有意に減少させる。

仮説 3：企業が勤務地限定正社員制度を有することは、GEO 方針がある企業では、GEO 方針自体の影響を越えて、㉠女性の平均賃金を有意に増大させ、㉡男女賃金格差を有意に減少させる。

なおこれらの 3 仮説の検討に当たり、本稿の分析では回帰式を用いず、セミパラメトリックな因果分析法である傾向スコアによる処理の逆確率 (IPT, Inverse Probability of Treatment) の重み付けを用いて交絡要因を制御する。ここで交絡要因とは企業特性あるいは雇用者特性で個人賃金にも影響し、企業の方針や施策にも影響を与える変数である。しかし本稿の分析はパネル調査分析ではないので、「観察されない交絡要因」は排除できない。特に問題になるのは観察されない企業特性で、これが一方で企業の人事方針や施策に影響し、他方で正規雇用者の平均賃金に影響しているかもしれない。従って、仮説 1、2、3 の検定結果を因果関係に結びつけるために以下の仮定を置く。

因果解釈上の仮定： 観察されない企業特性は正規雇用者の平均賃金に影響を与えても、男女賃金格差には影響を与えない。

この仮定は GEO 方針や企業施策に影響する観察されない企業変数 U があるとき、この変数 U が賃金にも影響するとしても、賃金に対する雇用者の性別との交互作用効果はないという仮定である。この仮定が成り立たないとすれば、それは賃金について女性差別的な観察されない企業特性が特定の施策の有無にも影響している場合だが、今回の研究では観察される GEO 方針の変数が女性に対して差別的であるか否かをかなりの程度選別しているとの仮定にたっている。また事実本稿の分析結果はこの変数の有効性を示している。しかし、この点に関し観察された GEO 変数では十分選別できない時、上記の観察されない企業の異質性についての仮定は成り立たない可能性が残る。しかし、始めに紹介した松田の議論のように、通常の逆因果仮説は、「経営体力のある企業が WLB 施策を導入している」などとするもので、「観察されない経営体力」を U とするなら、この仮説は上記の「因果解釈上の仮定」の想定するものと矛盾しない。また、後述する WLB 施策の影響は、観察されない企業特性が女性差別的な形質を備えているという対立的仮定とは明らかに矛盾する。

この「因果解釈上の仮定」の基では、仮説 1、2、3 のそれぞれにつき (1) ㉠も㉡も同程度に成り立てば㉠も㉡も因果的効果と見る解釈、(2) ㉠も㉡も有意だが㉠の効果が㉡の効果より大きい場合は、㉡は因果効果だが㉠は因果効果と観察されない企業特性による選択バイアスが混在したものと見る解釈、また (3) ㉠のみ成り立ち㉡が成り立たないときは㉠を観察されない企業特性による選択バイアスと見る解釈に結びつく。

III データと変数

分析には 2009 年の経済産業研究所の『ワークライフバランスに関する国際比較調査』のうち日本の企業調査と従業員調査をリンクしたデータを用いる。分析の母集団は従業員 100 人以上の企業に勤める 23-59 歳のホワイトカラー正社員男女である。年齢を 23-59 歳に限定したのは、学生が除かれることや定年退職者が除かれることによる年齢に伴う雇用者の標本選択バイアスを少なくするためである。また上記の母集団に対応する標本中、個人の所得と GEO 方針についてどちらかが「不詳」の場合を除く 1654 企業、7753 従業員のデータを用いている。なおワークライフバランス推進

の組織的取り組みがあるか否か、勤務地限定正社員制度があるか否か、はいずれも企業調査項目であるが、これらが「不詳」の場合は、標本は除外せず「無し」と合併した。

本稿で分析するのは男女の賃金格差への影響だが、上記の調査では個人の賃金を直接調べていない。調べているのは就業による個人所得である。しかし調査は雇用者の週当たりの就業時間を合わせて調べているので、本稿では就業時間を制御した個人所得の対数を用いることで賃金への影響を見ることにした。対数を取るのは所得の回帰分析には通常用いられるものだが、本稿では結果の回帰式を仮定しないセミパラメトリックな推定をするので本来は必要がない。しかし、後述するように傾向スコアが正しく推定されているかどうかのチェックに「2重にロバストな推定」を用いており、その推定は回帰式を用いている。このため従属変数は一貫して所得の対数とした。

主な処理変数は GEO 方針の有無、WLB への組織的取り組みの有無、勤務地限定正社員制度の有無であり、表 3 はこれらの変数についての企業調査の記述統計結果である。表 3 は、実態はともあれ、約 65%の企業が性別によらず社員の能力発揮に努めていると考えている事を示す。一方 WLB の組織的推進や、勤務地限定正社員制度、特に後者は調査時点（2009 年）では未だあまり普及しておらず、共に GEO 方針とは正に相関するが、GEO 方針がない企業でも少なからず存在していることを示す。

表 3 主な変数の記述統計（企業調査結果：標本数 1654）

| | | 割合 (%) |
|--------------|--------|--------|
| GEO 方針有り | | 64.9 |
| WLB の組織的推進有り | 全体 | 22.4 |
| | GEO 有り | 26.5 |
| | GEO 無し | 14.7 |
| 勤務地限定正社員制度有り | 全体 | 11.7 |
| | GEO 有り | 12.9 |
| | GEO 無し | 9.3 |

交絡要因となる可能性のある制御変数としては、以下の 9 変数を用いた。

企業特性については以下の 3 変数である。

- (1) 女性正社員数（0-29、30-49、50-99、100-299、300 以上、不詳の 6 区分）
- (2) 従業員規模（「100-299」、「300-499」、「500-999」、「1000 以上」の 4 区分）
- (3) 業種（「製造業」、「卸売・小売業」、「その他」の 3 区分）

なお従業員規模についても「不詳」が存在するが、このカテゴリーは女性正社員数の不詳と完全に一致し、二つは独立の効果を持ってないので、従業員規模の「不詳」は、この変数の最大カテゴリーである「従業員 100-299 人」と合併した。なお、従業員規模に不詳カテゴリーを設け、女性正社員数の不詳を仮に 0-29 人のカテゴリーと合併しても傾向スコアの推定値は全く同じとなる。

従業員の特性については以下の 6 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」、「短大・高専卒」、「専修学校卒」、「高卒以下」の 4 区分）、(3) 現在の雇用先への勤続

年数（5年刻みの7区分プラス「不詳」の8区分）、（4）週当たりの就業時間（「40時間未満」、
「40時間以上45時間未満」、「45時間以上50時間未満」、「50時間以上60時間未満」、「60時間以上」、
「不詳」の6区分）、（5）有配偶・無配偶の別の2区分、（6）性別の2区分、である。

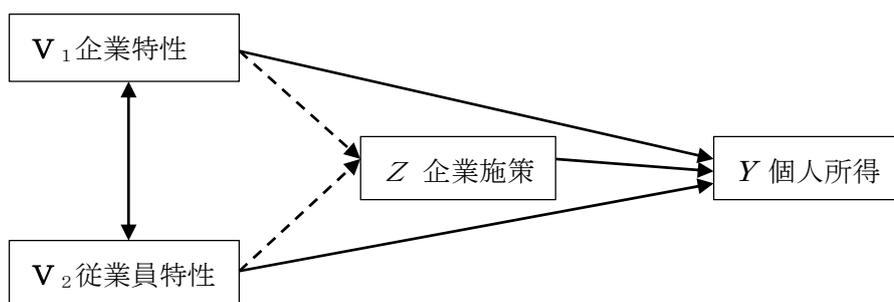
なお全ての変数をカテゴリー化したのは、傾向スコアの推定に関し間隔尺度変数の線形の効果を仮定すると、傾向スコアが正しく推定されず、IPT重み付け後の処理変数と制御変数の統計的独立が達成しにくいことについての筆者の経験による。

IV 分析方法

本稿では観察されない交絡要因がない事を意味する「強く無視できる割り当て」（星野 2009）の仮定の下に、結果に対する予測方程式を全く仮定しないセミパラメトリックな傾向スコアによる重み付けの方法で観察される交絡要因による選択バイアスを除去する。

企業の施策の結果 Y である個人所得への影響は、2種類の観察される交絡要因によるバイアスが存在すると考えられる。一つは従業員規模や業種などの企業特性である。従業員規模や業種により企業施策の採用割合が違う一方平均賃金も異なる。大企業ほど WLB 施策を導入し平均賃金が高ければ、従業員規模は交絡要因になる。同様に女性雇用者の多いことが、個人の性別の賃金への影響を超えて、平均賃金に影響するなら交絡要因となる。雇用者特性も交絡要因になる、もし学歴の高い雇用者の多い企業ほど WLB 施策を導入するなら、学歴の高い個人は平均所得が高いため、学歴は交絡要因になる。前節で説明したように本稿は3つの企業特性と、6つの従業員特性を制御変数 V に入れている。下記の図1が因果的な影響の図式である。

図1. 因果図式と交絡要因の除去



ルービン（Rubin (1985)、Morgan and Winship (2007) や星野 (2009) も参照）が示したように V_1 と V_2 の分布を処理変数 Z の分布と独立にできれば図1の点線部分の影響を取り除くことができ、交絡要因によるバイアスを含まない企業施策の結果 Y への影響を測定できる。またその独立は、施策のある企業で働く雇用者 ($Z = 1$) と無い企業で働く雇用者 ($Z = 0$) の V の条件付き分布に関し、それぞれ以下の重み $\omega_1(\mathbf{v})$ と $\omega_0(\mathbf{v})$ を掛ければ $Z = 1$ の V の分布 $P(\mathbf{v}|Z=1)$ も $Z = 0$ の V の分布 $P(\mathbf{v}|Z=0)$ も共に全体の分布 $P(\mathbf{v})$ に変換されることになるので、それにより達成できる。

$$\omega_1(\mathbf{v}) = \frac{P(\mathbf{v})}{P(\mathbf{v}|Z=1)} = \frac{P(Z=1)}{P(Z=1|\mathbf{v})} \quad (1)$$

$$\omega_0(\mathbf{v}) = \frac{P(\mathbf{v})}{P(\mathbf{v}|Z=0)} = \frac{P(Z=0)}{P(Z=0|\mathbf{v})} \quad (2)$$

ただし今回は、仮説 1 の検定には処理変数 Z は GEO の有無の 2 値であるが、仮説の 2 と 3 の検定には処理変数 Z が GEO 方針と各施策の組み合わせで 4 値を取る。従ってその場合ロジスティック回帰式でなく、多項ロジット回帰式を用い、IPT ウェイトも

$$\omega_j(\mathbf{v}) = \frac{P(\mathbf{v})}{P(\mathbf{v}|Z=j)} = \frac{P(Z=j)}{P(Z=j|\mathbf{v})}, j=0,1,2,3 \quad (3)$$

の 4 通りとなる。

ただし、これらの事実はあくまで理論上のことで、実際には、 $P(Z|\mathbf{v})$ の推定に用いたロジスティック回帰や多項ロジット回帰の式が正確でないと変換はうまくいかない。そのために、本稿では傾向スコア ($P(Z|\mathbf{v})$ のこと) が正確に推定されていることを間接的に確認するため以下の 2 種のチェックを行った。(1) IPT ウェイト後の Z と各制御変数との統計的独立性の確認。(2) 2 重にロバストな推定値 (Bang and Robins 2005、星野 2009) との一致の確認。(1) に関しては、制御変数のうち、その間の相互作用効果も含め、処理変数に有意に影響する要素を全て含むが、有意に影響しない制御変数は含まないモデルを見つけることで達成できた。詳細は次章でのべる。後者については、もし IPT 重み付き標本で Z と \mathbf{V} が統計的に独立になるのなら、 Y の推定に Z のみを用いても Z と \mathbf{V} を両方用いても、 Z の Y への効果は影響を受けないはずである。従って、重み付きデータの回帰分析で \mathbf{V} を説明変数に加えたとき、 Z の影響が変わればそれは Z と \mathbf{V} が統計的に独立になっていない事を示す。実際には統計的独立は有意でないランダムな乱れは許すので Z の係数は完全に一致しないが、ほぼ同じ係数を得るかどうかチェックし妥当性を確認した。このチェックの詳細については割愛するが、筆者の経験では (1) の条件を満たす場合は、(2) も達成される確率が高い。

V 分析結果

V-1 IPT 重み付け後の処理変数と制御変数の統計的独立の検定について

以下 (1) GEO 方針の有無の影響について、(2) GEO 方針の有無と WLB への組織的推進の有無の組み合わせの影響について、および (3) GEO 方針の有無と勤務地限定正社員制度の有無の組み合わせの影響について、それぞれ分析するが、まずそれぞれの場合に 2 値もしくは 4 値を取る処理変数と各制御変数が、IPT 重み付け後に統計的に独立になっているかを確認する必要がある。表 4 は上記の (1) ~ (3) の各分析について、IPT 重み付け以前と以後について処理変数と各制御変数の独立性の検定結果である。なお、表の脚注でそれぞれの場合に傾向スコア推定に有意に影響し、このため傾向スコア推定の回帰式に含まれることが必要となった制御変数を記している。なお独立性のテストは、9 つの制御変数総てについて、傾向スコア推定モデルに含まれるか否かにかかわらず行っている。

表 4 IPT 重み付け後の処理変数と制御変数の統計的独立の検定

| | 分析 1 : GEO 方針の有無 ¹ | | | | | |
|-------|-------------------------------|-----|-------|-----------|-----|-------|
| | IPT 重み付け前 | | | IPT 重み付け後 | | |
| 制御変数 | カイ 2 乗値 | 自由度 | 有意度 | カイ 2 乗値 | 自由度 | 有意度 |
| 従業員規模 | 47.56 | 3 | 0.000 | 0.01 | 3 | 1.000 |

| | | | | | | |
|--|-----------|-----|-------|-----------|-----|-------|
| 女性正社員数 | 129.31 | 5 | 0.000 | 0.14 | 5 | 1.000 |
| 業種 | 16.88 | 2 | 0.000 | 0.56 | 2 | 0.756 |
| 年齢 | 10.92 | 6 | 0.091 | 10.53 | 6 | 0.104 |
| 学歴 | 8.52 | 3 | 0.036 | 1.66 | 3 | 0.643 |
| 勤続年数 | 14.51 | 7 | 0.043 | 11.03 | 7 | 0.137 |
| 週当たりの就業時間 | 7.96 | 5 | 0.161 | 9.33 | 5 | 0.096 |
| 有配偶・無配偶の別 | 0.49 | 1 | 0.497 | 0.78 | 1 | 0.377 |
| 性別 | 4.78 | 1 | 0.029 | 1.20 | 1 | 0.273 |
| 分析 2 : GEO 方針と WLB 施策の組み合わせ ² | | | | | | |
| | IPT 重み付け前 | | | IPT 重み付け後 | | |
| 制御変数 | カイ 2 乗値 | 自由度 | 有意度 | カイ 2 乗値 | 自由度 | 有意度 |
| 従業員規模 | 464.74 | 9 | 0.000 | 1.82 | 9 | 0.994 |
| 女性正社員数 | 463.38 | 15 | 0.000 | 4.25 | 15 | 0.997 |
| 業種 | 78.53 | 6 | 0.000 | 7.43 | 6 | 0.283 |
| 年齢 | 37.52 | 18 | 0.004 | 14.57 | 18 | 0.691 |
| 学歴 | 40.46 | 9 | 0.000 | 13.15 | 9 | 0.156 |
| 勤続年数 | 47.14 | 21 | 0.001 | 22.98 | 21 | 0.345 |
| 週当たりの就業時間 | 20.96 | 15 | 0.138 | 1.08 | 15 | 1.000 |
| 有配偶・無配偶の別 | 0.75 | 3 | 0.861 | 1.36 | 1 | 0.716 |
| 性別 | 12.01 | 3 | 0.007 | 4.23 | 3 | 0.238 |
| 分析 3 : GEO 方針と限定正社員制度の組み合わせ ³ | | | | | | |
| | IPT 重み付け前 | | | IPT 重み付け後 | | |
| 制御変数 | カイ 2 乗値 | 自由度 | 有意度 | カイ 2 乗値 | 自由度 | 有意度 |
| 従業員規模 | 237.73 | 9 | 0.000 | 4.26 | 9 | 0.893 |
| 女性正社員数 | 422.50 | 15 | 0.000 | 3.28 | 15 | 0.999 |
| 業種 | 88.22 | 6 | 0.000 | 2.65 | 6 | 0.852 |
| 年齢 | 31.27 | 18 | 0.027 | 23.98 | 18 | 0.156 |
| 学歴 | 104.97 | 9 | 0.000 | 2.16 | 9 | 0.905 |
| 勤続年数 | 34.49 | 21 | 0.000 | 28.55 | 21 | 0.125 |
| 週当たりの就業時間 | 38.47 | 15 | 0.001 | 7.26 | 15 | 0.950 |
| 有配偶・無配偶の別 | 9.69 | 3 | 0.021 | 1.84 | 3 | 0.606 |
| 性別 | 8.42 | 3 | 0.038 | 5.68 | 3 | 0.128 |

¹分析 1 で傾向スコア推定に含めたのは (1) 従業員規模、(2) 女性正社員数、(3) 業種の 3 変数である。

²分析 2 で傾向スコア推定に含めたのは (1) 従業員規模、(2) 女性正社員数、(3) 業種、(4) 週当たりの就業時間、(5) 勤続年数 30 年以上の 5 変数である

³分析 3 で傾向スコア推定に含めたのは (1) 従業員規模、(2) 女性正社員数、(3) 業種、(4) 学歴、(5) 有配偶・無配偶の別、(6) 週当たりの就業時間、(7) 女性正社員数と業種との交互作用の 7 変数である。

表 4 の結果は各分析に関し、IPT 重み付け前には制御変数の幾つかは処理変数とかなりの強い関連を持っているが、IPT 重み付け後にはすべて関連は有意でなくなっている。また表 4 の脚注が示すように、変数が傾向スコアの推定に含められるべきかは、独自の影響があるか否かに依存するので、例えば分析 2 では、2 変数間の関連では企業特性の 3 変数に加え年齢、学歴、勤続年数、性別の 4 変数が処理変数と有意に関連し、週当たりの就業時間は有意に関連しないが、実際に独自の影響を持ったのは企業特性の 3 変数と従業員の週当たりの就業時間であった。結論として、この統計的独立性の診断に関する限り、推定された傾向スコアは、独立性を満たし適切である。

V-2 GEO 方針の有無の影響

GEO 方針に有意に関係している企業特性は女性正社員数、従業員数、業種である。ロジスティック回帰の結果は付録の付表 1 に提示しているが、その特徴は女性正社員数が増えると GEO 方針を持つと答えた企業割合が増え、特に女性雇用者 300 人以上の企業で割合が高くなっている。また女性正社員数を制御した上での従業員数の効果は従業員数 300-499 の企業で有意に低くなっている。また業種別には製造業や卸売・小売業に比べ、その他の業種で GEO 方針を持つ割合が有意に高い。

表 5 は GEO 方針の有無について、週当たりの就業時間を制御した対数個人所得への効果に関する結果を提示している。因果分析上重要なのは IPT 重み付け後の結果で、こちらは観察される交絡要因による選択バイアスを除去した結果である。この効果が IPT 重み付け前の効果と大差がないのは、女性正社員数の影響と、従業員数の影響が処理変数に対する影響と賃金に対する影響とであまり重なり合わず（処理変数には女性正社員数の影響が大きく、賃金には従業員数の影響が大きい）、かつ部分的に相殺する（従業員 100-299 人の企業に比べ従業員 300-499 人の企業の処理変数への効果は負、賃金に対する効果は正）せいである。

表 5 GEO 方針の影響（従属変数：個人所得の対数）

| | IPT 重み 付け前 | IPT 重み 付け後 |
|---------------|---------------|---------------|
| GEO 施策有り(対無し) | 0.0971*** | 0.0844*** |
| GEO 施策有り×性別 | -0.0716*** | -0.0657*** |
| | | |
| 性別（男性対女性） | 0.4781*** | 0.4741*** |
| 週当たりの就業時間 | 係数略 | 係数略 |

*** p < 0.001.

表 5 の結果の解釈だが、性別との交互作用効果を仮定するので、GEO 方針の効果は性別変数が 0、つまり女性の場合となり、この結果係数は、「GEO 方針有り」を「GEO 方針無し」と比較した相対賃金の対数

$$\begin{aligned} & \log(\text{賃金}|女性、GEO方針有り) - \log(\text{賃金}|女性、GEO方針無し) \\ & = \log\left(\frac{\text{賃金}|女性、GEO方針有り}{\text{賃金}|女性、GEO方針無し}\right) = 0.0844 \end{aligned}$$

となるので、GEO 方針を持つ企業はそうでない企業に比べ、女性の賃金が 8.8% (EXP(0.0844)=1.088) 増大することを示す。

また性別と交互作用効果は、上記の相対賃金の対数の男女差となり、それは下記の式により、男性対女性の賃金比を「GEO 方針有り」と「GEO 方針無し」で比べた値、

$$\log\left(\frac{\text{賃金|男性、GEO方針有り}}{\text{賃金|男性、GEO方針無し}}\right) - \log\left(\frac{\text{賃金|女性、GEO方針有り}}{\text{賃金|女性、GEO方針無し}}\right)$$

$$= \log\left\{\frac{\left(\frac{\text{賃金|男性、GEO方針有り}}{\text{賃金|女性、GEO方針有り}}\right)}{\left(\frac{\text{賃金|男性、GEO方針無し}}{\text{賃金|女性、GEO方針無し}}\right)}\right\} = -0.0657$$

となる。従って結果は、これは GEO 方針が「有る場合」は「無い場合」に比べ男女賃金格差が 6.4% ($\text{EXP}(-0.0657)=0.936$) 減少することを示す。またここでいう「男女賃金格差」は平均賃金の男女差ではなく、対数を取っているので幾何平均賃金の男女比である。これらは共に 0.1% 有意の強い効果であり、大きさもさほど異ならない。従って、II-2 説で述べた因果解釈上の仮定に基づき、企業の GEO 方針は女性賃金を増大させ、男女賃金格差を減少させると結論できる。

V-3 GEO 方針の有無と WLB 推進施策の有無の組み合わせの影響

GEO 方針と組織的な WLB 推進策の組み合わせへの交絡要因の影響に関する多項ロジットモデルの結果は企業特性の影響について付録の付表 1 で示しているが、「GEO 方針も WLB 施策も共に無し」の割合と比べ、「GEO 方針のみ有り」の割合と「GEO 方針も WLB 施策も共に有り」の割合は女性正社員数が増えると増大し、特に 300 人以上の女性正社員を有する企業でその傾向が著しい。一方「WLB 施策のみ有り」の割合は女性正社員数とともに単調増大しない。一方従業員数の影響については、「GEO 方針も WLB 施策も共に無し」の割合と比べ、「WLB 施策のみ有り」の割合と「GEO 方針も WLB 施策も共に有り」の割合は従業員数が増えると増大するが、「GEO 方針のみ有り」の割合はむしろ従業員数が増えると減っている。これらのことから、**GEO 方針の有無には主に女性正社員数が正に相関し、WLB 施策の有無には主に従業員数が正に相関していることがわかる**。なお業種の影響については製造業と比べ、卸売・小売業では「WLB 施策のみ有り」の割合も、「GEO 方針と WLB 施策が共に有り」の割合も有意に小さく、WLB 支援には比較的積極的でないことが分かる。一方「その他」の業種では「WLB 施策のみ有り」の割合は減るが、「GEO 方針と WLB 施策が共に有り」の割合は増えている。これらの事実から、**製造業や卸売・小売業に比べ「その他」の業種で「女性の人材活用と結びついた WLB 施策導入」がよりなされていることが分かる**。個人属性の影響については勤続年数 30 年以上の雇用者の多い企業では「GEO 方針も WLB 施策も共に有り」の割合が有意に少ない。

表 6 は GEO 方針の有無と WLB 施策の有無の組み合わせが女性の賃金および男女賃金格差にどう影響しているかについての分析結果を提示している。

表 6 GEO 方針と WLB 施策の組み合わせの影響（従属変数：個人所得の対数）

| | | IPT 重み 付け前 | IPT 重み付 け後 |
|---------------------------|-----|---------------|---------------|
| 施策効果：対「WLB 施策無し、GEO 方針無し」 | | | |
| WLB 施策無し、GEO 方針有り | 主効果 | 0.0582*** | 0.0526** |
| | ×性別 | -0.0370 | -0.0206 |

| | | | |
|-------------------|-----|------------|------------|
| WLB 施策有り、GEO 方針無し | 主効果 | -0.0070 | -0.0473 |
| | ×性別 | 0.0761 | 0.1113** |
| WLB 施策有り、GEO 方針有り | 主効果 | 0.1812*** | 0.1265*** |
| | ×性別 | -0.1032*** | -0.0856*** |
| 性別（男性対女性） | | 0.4652*** | 0.4531*** |
| 週当たりの就業時間 | | 係数略 | 係数略 |

p<0.01: *p<0.001.

表 6 の結果は (1) 「GEO 方針も WLB 施策も共に無し」の企業に比べ、「GEO 施策のみ有り」の企業の場合は、女性賃金が 5.4% [EXP(0.0526)=1.054] 増大するが、男女賃金格差には有意な影響を与えないこと、(2) 「GEO 方針も WLB 施策も共に無し」の企業に比べ、「WLB 施策のみ有り」の企業の場合は、女性賃金に有意な影響を与えず、男女賃金格差は 11.8% [EXP(0.1113)=1.118] も増大してしまうこと、(3) 「GEO 方針も WLB 施策も共に無し」の企業に比べ、「GEO 方針も WLB 施策も共に有り」の企業の場合、女性賃金は 13.5% [EXP(0.1265)=1.135] 増大し、男女賃金格差を 8.2% (EXP(-0.0856)=0.918) 減少すること、が示された。このように **WLB 施策が女性賃金を上げ、その結果男女賃金格差を減少させるか否かは、それが「性別に関わりなく社員の能力発揮に努める」人事方針と結びついているか否かに大きく依存し、結びついていれば女性活躍が進み、男女賃金格差を減少させるが、結びついていなければ、かえって男女賃金格差を増大させてしまうことが判明した。**

また先に観察されない交絡変数は賃金に対し性別との交互作用効果を持たないと仮定したが、もしそのような交互作用効果を持つ観察されない交絡変数があり、WLB 施策の有無と関連しているなら、WLB 施策の効果が GEO 方針の有無によって逆向きになることが全く説明出来ない。

V-4 GEO 方針の有無と勤務地限定正社員制度の有無の組み合わせ

GEO 方針の有無と地位限定正社員制度(以下単に「限定正社員制度」という)の有無の組み合わせについては、多項ロジットモデルの結果を付録の付表 2 で提示している。この結果について特に「GEO 方針も限定正社員制度も共に無し」の傾向に比べ「限定正社員制度のみ有り」の傾向について見ると、従業員数の影響では 300-499 人の企業でその割合が特に少なくなっている。また女性正社員数は業種との間に交互作用効果があり、製造業に比べ「その他」の業種では女性正社員数 0-29 人の企業で「限定正社員制度のみ有り」の割合は小さいが女性正社員 100 人以上ではむしろ大きくなっている。また卸売・小売業でも女性正社員数 100 人以上の企業では製造業より割合が大きい。個人属性の影響では高卒だとこのような特性を持つ企業に働いている確率は小さくなる。

一方「GEO 方針も限定正社員制度も共に無し」の傾向に比べ「GEO 方針も限定正社員制度も共に有り」の傾向についてみると従業員数では 1000 人以上の大企業にこの傾向が大きく、一般に女性正社員数が大きくなるほどこの傾向が増大することに加え、女性正社員数 30 人以上の「その他」の業種と、女性正社員数 50 人以上の卸売・小売業の企業に、それぞれ同等な女性正社員数の製造業に比べこの傾向が見られる。また個人属性の影響では大卒であると「GEO 方針も限定正社員制度も共に有り」の企業の雇用者である確率が高い。このことは人材活用のための限定正社員制度は、雇用者の大卒割

合が大きい企業に普及していることを示唆する。

表 7 は GEO 方針の有無と限定正社員制度の有無の組み合わせが女性の賃金および男女賃金格差にどう影響しているかについての分析結果を提示している。

表 7 GEO 方針と限定正社員制度の組み合わせの影響（従属変数：個人所得の対数）

| | | I P T 重み 付け前 | I P T 重み付 け後 |
|--------------------------------|-----|-----------------|-----------------|
| 施策効果：対「限定正社員制度無し、 GEO 方針なし」 | | | |
| 限定正社員制度無し、GEO 方針有り | 主効果 | 0.0880*** | 0.0695*** |
| | ×性別 | -0.0663*** | -0.0608** |
| 限定正社員制度有り、GEO 方針無し | 主効果 | 0.0298 | 0.0285 |
| | ×性別 | -0.0443 | -0.0118 |
| 限定正社員制度有り、GEO 方針有り | 主効果 | 0.1900*** | 0.1403*** |
| | ×性別 | -0.1475*** | -0.1575*** |
| 性別（男性対女性） | | 0.4834*** | 0.4749*** |
| 週当たりの就業時間 | | 係数略 | 係数略 |

p<0.01；*p<0.001

表 7 の結果は（1）「GEO 方針も限定正社員制度も無し」の企業に比べ、「GEO 方針のみ有り」の企業の場合は女性の賃金が 7.2% [EXP(0.0695)=1.072] 増大し、男女賃金格差は 5.9% [EXP(-0.0604)=0.941] 減少すること、（2）「GEO 方針も限定正社員制度も無し」の企業に比べ、「限定正社員制度のみ有り」の企業の場合は、女性賃金に有意な影響を与えず、男女賃金格差も有意に変わらないこと、（3）「GEO 方針も限定正社員制度も無し」の企業に比べ、「GEO 方針も限定正社員制度も共に有り」の企業では女性賃金は 15.1% [EXP(0.1403)=1.151] 増大し、男女賃金格差は 14.6% (EXP(-0.1575)=0.854) 減少すること、をそれぞれ示している。限定正社員制度の有効性は GEO 方針の有無に依存し、方針があれば女性の平均賃金を増大させ、男女賃金格差を減少させることに有効な制度といえる。

VI 結論

以上の結果、企業が WLB 施策を組織的に推進しているか否かの別が女性賃金や男女賃金格差に影響するパターンと、企業が勤務地限定正社員制度を持つか否かが女性賃金や男女賃金格差に影響するパターンとの間には共通点と相違点があることが判明した。

まず共通点は女性の賃金を増大させ男女賃金格差を減少させることに対する貢献は、どちらも GEO 方針を前提とし、GEO 方針がなければ、格差減少には結びつかないが、あれば GEO 方針の影響を超えて施策は女性の賃金を増大させ、男女賃金格差の減少に結びつくことである。

相違点は男女賃金格差に対する GEO 方針と経営施策との負の交互作用効果は WLB 施策の方が、限定正社員制度より遥かに大きく、このため（１）GEO 方針がないとき、限定正社員制度は単に男女賃金格差に影響しないだけであるが、WLB 施策はかえって男女賃金格差を増大させるが、（２）限定正社員制度がない場合でも GEO 方針は男女賃金格差を減少させるが、WLB 施策がない場合は GEO 方針があっても男女賃金格差は減少しないことである。

この結果、「性別にかかわらず社員の能力発揮に勤める」という GEO 方針は、「ダイバーシティ経営」の基本であることがわかる。これが存在すれば、平均的には女性賃金は向上し、男女賃金格差は減少する。また具体的ダイバーシティ推進施策の有効性はこの GEO 方針の存在を前提とする。WLB 施策は「両刃の剣」である。GEO 方針の基では、WLB 施策は女性の賃金をさらに増大させ、男女賃金格差をより大きく減少させるが、GEO 方針がないと、WLB 施策は女性の賃金を増大させないばかりか、男女賃金格差をかえって増大させてしまう。これは GEO 方針がない企業での WLB 施策は単に「マミートラック」の女性を増やしてしまうからだと思われる。一方限定正社員制度は「両刃の剣」ではない。制度の有効性は GEO 方針の存在に依存するが、男女の賃金格差解消にマイナスの影響を与えることはない。この結果、少なくとも勤務地限定正社員制度の導入は、女性の活躍推進には寄与する可能性が高く、逆にそれを妨げるという実証的根拠は得られないという結論を得た。

ただし今回検討したのは、勤務地限定正社員制度の影響のみである。職域限定正社員や時間限定正社員についても同様の結果が得られるか否かは今回は RIETI の調査で関連項目がなく分析に含めることができず、これらは今後の分析課題である。

参考文献

- 鶴光太郎。「『限定正社員』から日本人の働き方を変える」2014。中央公論。43-47頁。
- 鶴光太郎・久米功一・戸田淳仁。2016。「多様な正社員の働き方の実態—RIETI『平成26年正社員・非正社員の多様な働き方と意識に関するWeb調査』の分析結果より」RIETI Policy Discussion Paper 16-P-001.
- 戸田淳仁。2015。「限定正社員の実態—企業規模別における賃金・満足度の違い」
- 濱口桂一郎。2009。『新しい労働社会—雇用システムの再構築へ』岩波新書。
- 星野崇宏。2009。『調査観察データの統計科学—因果推論・選択バイアス・データ融合』岩波書店。
- 松田茂樹。2011。「企業における両立支援の転換期」*Life Design Report* 2011.7 : 4-15
- 松田茂樹。2013。『少子化論』勁草書房。
- 松田茂樹。2016。「少子化対策における家族社会学の貢献と今後の課題」『日本社会学評論』66(2):260-277.
- 日本共産党。2014。「女性への差別を解決し、男女が共に活躍できる社会を」
http://www.jcp.or.jp/web_policy/2014/10/post-599.html
- 山口一男。2011。「労働生産性と男女共同参画—なぜ日本企業はダメなのか、女性人材活用を有効にするために企業は何をすべきか、国は何をすべきか」RIETI-DP:11-J-069.
- 山本勲・松浦寿幸。2012。「ワークライフバランス施策と企業の生産性」武石恵美子編『国際比較の視点から日本のワークライフバランスを考える』ミネルヴァ書房。
- Adler, Nancy J. and Allison Gundersen. 2007. *International Dimensions of Organizational Behavior*. 5th Edition. Cengage Learning.
- Bang H, and Robins JM. 2005. "Doubly robust estimation in missing data and causal inference models. *Biometrics* 61(4):962-973.
- McKinsey Report. 2007. "Women Matter: Gender diversity, a corporate performance driver."
- McKinsey Report 2008. "Women Matter 2: Female leadership, a competitive edge for the future."
- McKinsey Report 2009. "Women Matter 3: Women leaders, a competitive edge in and after the crisis."
- McKinsey Report. 2010. "Women Matter: Women at the top of corporations: Making it happen."
- McKinsey Report. 2012. "Women Matter: A d l r e r Making the breakthrough."

Morgan Stephen L., and Christopher Winship. 2007. *Counterfactuals and Causal Inference*. Cambridge: Cambridge University Press.

Rubin, D. B. 1985. "The Use of Propensity Scores in Applied Bayesian Inference."
Pp 463-72 in J. M. Bernardo, M. H. De Groot, D. V. Lindley, and A. F. M. Smith (eds.),
Bayesian Statistics, vol.2. North-Holland: Elsevier.

付録

付表 1

| | ロジスティック 回帰 (対 GEO 方針無し) | | 他項ロジット (対 GEO 方針も WLB 施策も共に無し) | | |
|-----------------------|-------------------------------|--|-----------------------------------|----------------|-----------|
| | GEO 方針有り | | GEO 方針 のみ有り | WLB 施策 のみ有り | 両方有り |
| I. 従業員数 (対 100-299 人) | | | | | |
| 300-499 人 | -0.165 | | -0.276** | 0.398** | 0.384** |
| 500-999 人 | -0.401*** | | -0.392** | 0.794*** | 0.177 |
| 1000 人以上 | -0.065 | | -0.455* | 1.258*** | 1.090*** |
| II. 女性正社員数 (対 0-29 人) | | | | | |
| 30-49 人 | 0.399*** | | 0.425*** | 0.412** | 0.595*** |
| 50-99 人 | 0.517*** | | 0.601*** | 0.471** | 0.610*** |
| 100-299 人 | 0.582*** | | 0.390*** | -0.376 | 0.728*** |
| 300 人以上 | 1.359 *** | | 1.348*** | 0.601 | 1.905*** |
| III. 業種(対 製造業) | | | | | |
| 卸売・小売り | 0.027 | | 0.055 | -0.366** | -0.345*** |
| その他 | 0.393*** | | 0.178 | -0.689** | 0.496 |
| IV. 個人属性 | | | | | |
| 勤続 30 年以上 | ----- | | -0.142 | -0.425 | -0.453** |
| V. 就業時間 | | | | | |
| | 係数略 | | 係数略 | 係数略 | 係数略 |

*p<0.05; **p<0.01; ***p<0.001

付表 2

| | 他項ロジット (対 GEO 方針も限定正社員制度も共に無し) | | |
|--|-----------------------------------|-------------|-----------|
| | GEO 方針のみ有り | 限定正社員制度のみ有り | 両方有り |
| I. 従業員数(対 100-299 人) | | | |
| 300-499 人 | -0.229* | -0.600* | -0.303 |
| 500-999 人 | -0.427*** | 0.351 | -0.093 |
| 1000 以上人 | -0.164 | 0.403 | 0.560* |
| II. 女性正社員数(対)0-29 人) | | | |
| 30-49 人 | 0.290*** | 0.308 | 0.750*** |
| 50-99 人 | 0.351*** | 0.409 | 1.277*** |
| 100-299 人 | 0.375** | -0.172 | 1.237*** |
| 300 人以上 | 1.337*** | 0.967* | 2.267*** |
| III. 業種(対 製造業) | | | |
| 卸売・小売り | -0.127 | -0.017 | 0.122 |
| その他 | -0.084 | -0.901 | 0.951*** |
| IV. 交互作用効果 (女性正社員数×業種) (対 製造業、0-29 人) | | | |
| 卸売・小売×(30-49 人) | 0.122 | -0.576 | -0.231 |
| 卸売・小売×(50 人以上) | 0.169 | 0.498 | 1.006*** |
| その他×(30-49 人) | 1.511*** | 2.525*** | 1.679*** |
| その他×(50 人以上) | 0.849*** | 1.658* | -0.667 |
| V. 個人属性 | | | |
| 学歴(対大卒) | | | |
| 短大・高専 | -0.048 | -0.292 | -0.332 |
| 専修学校 | -0.054 | 0.037 | -0.387* |
| 高卒以下 | -0.067 | -0.751*** | -0.670*** |
| VI. 就業時間 | 係数略 | 係数略 | 係数略 |
| VII.有配偶・無配偶の別 | 係数略 | 係数略 | 係数略 |

*p<0.05;**p<0.01;***p<0.001