

論 文

情報開示の有無を考慮した女性活躍推進と企業業績の関係*

西畑 壮哉・山本 勲**

<要旨>

本稿では、女性の従業員数や管理職数に関する情報開示の有無によるサンプル・セクション・バイアスの可能性を考慮したうえで、女性活躍推進の状況と企業業績の関係を検証した。2010 年から 2015 年の上場企業のパネルデータを用いた分析の結果、従業員女性比率（男女計の従業員数に占める女性従業員数）が高いほど ROA（総資産経常利益率）や TFP（全要素生産性）で測定される企業業績が高まるといった有意な関係性は確認されなかった。また、管理職女性比率（男女計の管理職数に占める女性管理職数）と企業業績の間にも有意な関係性は観察されなかった。一方、女性管理職登用率（女性従業員数に占める女性管理職数）が高いほど企業の TFP が有意に向上することが示され、特に、女性管理職登用率については 15%～20% という水準で企業の生産性が向上することが明らかになった。これらの影響は、サンプル・セクション・バイアスに対処したときに大きくなり、女性雇用に関する情報を開示している企業のデータのみを利用した場合、その影響を過小評価する可能性があることを示唆している。これらの結果は、女性の賃金が不当に低く抑えられていることを前提とした Becker（1971）の使用者差別仮説の含意とは必ずしも一致せず、最近の日本の労働市場においては労働生産性の向上を通じて、女性活躍推進が企業業績に影響することを示唆している。

JEL Classification Codes: J71, J31, L25

Keywords: 女性活躍推進、使用者差別仮説、サンプル・セクション・バイアス

* 本稿は独立行政法人労働政策研究・研修機構の企業の人的資産情報の「見える化」に関する研究会で報告した研究結果を加筆・修正したものである。2 名の本誌レフェリーからは本稿を改善するうえで、有益なコメントを多数いただいた。ここに記して感謝申し上げたい。本稿の分析や解釈は筆者らの個人的見解であり、必ずしも筆者らの所属する組織の見解を代表するものではない。

**西畑壮哉：三菱 UFJ リサーチ&コンサルティング株式会社、山本勲：慶應義塾大学商学部教授

The Relationship between Female Employment and Firm Performance Taking Biases in Reporting into Account

By Masaya NISHIHATA and Isamu YAMAMOTO

Abstract

This paper investigates the relationship between female employment and firm performance taking possible sample selection bias in the reporting of information on the number of female regular employees and managers into account. Using panel data of listed firms spanning the period from 2010 to 2015, we find no evidence that a higher share of females among regular employees is associated with higher firm performance as measured by firms' return on assets (ROA). We also find no significant relationship between the share of females among managers and firm performance. On the other hand, we find that the larger the share of women that are managers among all female employees, the higher firms' productivity as measured by their total factor productivity (TFP) tends to be. In particular, we find that TFP is higher when the share of women that are managers among all female employees is 15–20%. These effects are larger when we address the sample selection bias, suggesting that using data only on firms that report information on female employees may underestimate their impact on productivity. These findings are not necessarily consistent with the implication of Becker's (1971) discrimination hypothesis and imply that the increase in female employment may have affected firm performance through an increase in labor productivity in recent years.

JEL Classification Codes: J71, J31, L25

Keywords: female employment, gender discrimination, sample selection bias

1. はじめに

少子高齢化による労働力人口の減少が進行するなか、近年の日本では、女性活躍推進の必要性が高まっている。2015年8月には、「女性の職業生活における活躍の推進に関する法律」（女性活躍推進法）が衆議院本会議で可決されるなど、政府は企業における女性労働力の活用を推し進める動きを強めているが、こうした女性活躍推進は企業業績を高めるのだろうか。女性活躍推進が企業業績を高めるのであれば、政策としては、その事実やメカニズムを企業に提示したり、女性活躍推進の契機になりうる政策的な介入やインセンティブ付けを行ったりすることで、企業による自発的な女性活躍推進が広がるはずである。

この問いに対する有力な仮説として、経済学の文脈では、Becker（1971）に代表される使用者差別仮説が挙げられることが多い。使用者差別仮説とは、女性労働者に対する経営者の差別的嗜好が存在する場合、女性の雇用が過少となり、その結果として、女性労働者の賃金が限界生産力以下に抑えられるという仮説である。このとき企業は、積極的に女性を登用することで、賃金を上回る生産性、すなわちレント（超過利潤）を享受できるため、女性活躍推進は企業業績を高めることになる。使用者差別が存在する場合、労働市場では男女間の機会の平等が確保されていないと指摘できる。

一方、使用者差別仮説が成立していない場合でも、生産性の高い女性労働者を活用することで、長期的に企業業績が向上する可能性もある。例えば、女性が主要な顧客である商品の企画・販売においては、男性よりも女性のほうが高い生産性を発揮し得ることは想像に難くない。このように、企業が女性を含む多様な人材を適材適所で活用すれば、女性を十分に活用できていない企業よりも高い業績を上げられるだろう。また、優秀な女性が適切に登用されている企業では、女性従業員のモチベーションが高まることで、生産性の向上に繋がる可能性もある。

これまで日本では、企業における女性雇用と企業業績との関係がいくつかの研究で検証されてきた。例えば、佐野（2005）は、『就職四季報・女子版』（東洋経済新報社）と『日経 NEEDS』（日本経済新聞社）の企業財務データをマッチングしたパネルデータを用いて、中央値回帰や固定効果推定では、女性比率の上昇が売上高営業利益率を有意に高めることを明らかにした。ただし、佐野（2005）では、女性比率と売上高成長率の間には有意な相関が観察されず、長期的な成長に繋がるとはいえないことも示している。これに対して、児玉・小滝・高橋（2005）は、『企業活動基本統計調査』（経済産業省）のプーリングデータを用いた回帰分析では、女性雇用と総資産経常利益率の間に正の相関が観察されるものの、パネルデータを用いた固定効果推定では、両者の間に有意な相関が観察されず、企業固有の要因が交絡因子となっている可能性を指摘している。また、Kawaguchi（2007）は、『企業活動基本統計調査』のパネルデータを用いて、女性比率の上昇が売上高営業利益率

¹ 本稿の利用データの期間は2010年から2015年であり、政府によって企業における女性活躍が推し進められていた期間を分析対象としている。

を有意に高めるものの、売上高成長率には正の影響を与えないという結果を示している。

2000 年代のデータを利用した分析としては、Siegel・児玉（2011）や山本（2014）が挙げられる。このうち Siegel・児玉（2011）は、『事業所・企業統計調査』（総務省）、『企業活動基本統計調査』、『賃金構造基本統計調査』（厚生労働省）をマッチングしたパネルデータを用いて、製造業企業においては、女性役員や女性管理職を雇用することで、利益を得ており、その大部分が使用者差別による人件費節約の効果であることを示した。また、山本（2014）は、『CSR（企業の社会的責任）企業調査』（東洋経済新報社）と『日経 NEEDS』の企業財務データをマッチングしたパネルデータを用いて、正社員女性比率の上昇が企業の総資産経常利益率を高める一方で、管理職女性比率については、企業利益との系統的な関係性は見出せないことを報告している。

これらの先行研究では、女性の雇用が企業業績を高めるといった結果が多く報告されているが、分析には 1990 年代または 2000 年代のデータが利用されており、2010 年代のデータは利用されていない。2010 年代にかけて、人手不足や生産年齢人口の減少等を背景に²、政府はさまざまな施策を通じて女性労働者の活躍を推進している³。仮にこれらの取り組みによって女性労働者への差別的嗜好が縮小するならば、上記の先行研究において確認された使用者差別による人件費節約効果は、2010 年代のデータでは観察されない可能性がある。また、佐野（2005）や Kawaguchi（2007）では、女性比率の上昇が長期的な成長には寄与しないという結果が報告されているが、女性活躍推進が進展するなかで、そうした状況にも変化が生じている可能性がある。さらに、上記の先行研究では、女性比率等の情報が開示されている企業のみが分析対象となっているため、情報を開示している企業とそうでない企業の間で利益率や生産性の分布が異なる場合、推定結果はバイアスを含んでいる可能性がある。

そこで本稿では、2010 年から 2015 年の企業単位のパネルデータを用いて、女性活躍推進と企業業績との関係を、情報開示の有無によるサンプル・セレクション・バイアスを考慮して分析する。

分析の結果をあらかじめ要約すると以下の通りである。第一に、従業員女性比率と企業業績の間には統計的に有意な相関は観察されず使用者差別仮説は支持されなかった。第二に、管理職女性比率と企業業績の間に統計的に有意な相関は観察されないものの、女性管理職登用率の上昇は利益率や生産性を有意に高めることが頑健に示された。特に、女性管理職登用率については 15%～20%という水準で企業の生産性が向上することが明らかになった。

本稿の構成は以下の通りである。まず、次章で本稿の分析に利用するデータを紹介し、その特徴を概観する。次に、第 3 章で分析手法を説明し、第 4 章で推定結果を説明する。

² 総務省『国勢調査』によると、生産年齢人口は 1995 年の 8716 万人をピークに減少傾向となっている。

³ 例えば、2000 年以降の女性活躍推進施策としては「新エンゼルプラン」（2000 年）、「少子化対策プラスワン」（2002 年）、「仕事と生活の調和（ワーク・ライフ・バランス）憲章」、「仕事と生活の調和推進のための行動指針」（いずれも 2007 年）、「待機児童ゼロ作戦」（2008 年）、「日本再興戦略」（2013 年）などが挙げられる。

最後に、第5章で本稿のまとめと限界について述べる。

2. データ

2.1 利用データと主要変数

本稿の分析には、『CSR 企業総覧』（東洋経済新報社）と『日経 NEEDS』の財務データをマッチングした企業単位のパネルデータを利用する。『CSR 企業総覧』は、全上場企業と主要未上場企業を対象に、毎年6月に調査票を送付し、1000社以上の企業から回答を得ている。この調査では、基本的なCSRに関する情報に加えて、男女別の従業員数や管理職数など女性活躍状況を示す情報が質問項目となっている。また、『日経 NEEDS』は、有価証券報告書を提出する上場企業および未上場企業の財務情報を扱うデータベースである。両データにおいて、上場企業には共通の証券コードが割り当てられているため、本稿では、証券コードをもとに両データをマッチングして構築した、2010年から2015年の日本の上場企業のパネルデータを利用する。

以上のデータより、本稿の分析では、企業業績を表す指標として総資産経常利益率（以下、ROA）と全要素生産性（以下、TFP）を利用する⁴。前章で説明した通り、女性活躍推進が企業業績を高めるメカニズムとしては、使用者差別によるものと生産性向上によるものが考えられるが、前者の場合には、人件費節約効果によって短期的にもROAが上昇することが予想される。一方、生産性向上を通じて企業業績を高める場合には、ROAは変化せず、TFPのみが上昇する可能性もある。したがって本稿では、女性活躍推進によってROAのみが上昇する場合には、使用者差別による影響が大きく、TFPのみが上昇する場合には、生産性向上による影響が大きいものと判断する⁵。

女性活躍の程度を表す指標としては、男女計の従業員数に占める女性従業員数（以下、従業員女性比率）、男女計の管理職数に占める女性管理職数（以下、管理職女性比率）、女性従業員数に占める女性管理職数（以下、女性管理職登用率）に注目する⁶。日本の労働市場に使用者差別が存在し、女性労働者の賃金が割安に抑えられている場合、従業員女性比率が上昇するだけで、企業業績が向上することが予想される。一方、女性活躍推進が進展するなかで、女性労働者の雇用が十分に増加している場合、市場賃金は上昇し、人件費節約効果は消滅する。このとき、単に従業員女性比率を高めるだけでは、企業業績は向上せず、生産性の高い女性労働者を適切に管理職などに登用することで、初めて企業業績が向上すると考えられる。管理職女性比率と女性管理職登用率の違いとしては、女性労働者の

⁴ TFPの算出方法と利用データについては次節を参照されたい。

⁵ ROAとTFP（自然対数値）の相関係数は0.2895であり、両変数の間には強くはないものの正の相関が存在する。

⁶ 従業員数は役員・臨時雇用者を除く有価証券報告書ベースの数値である。臨時雇用者は派遣社員・パートタイマー・期間従業員などを合計した年間の平均人数と定義されているため、従業員数は正社員数であるとも考えられる。

雇用の絶対量が少ないとき、管理職女性比率は小さな値をとるが、女性管理職登用率は分母が女性従業員数であるため、その影響を受けないという点が挙げられる。なお、いずれの変数も平均 $\pm 3 \times$ 標準偏差から外れる値は異常値として欠損値処理し、分析からは除外している。

2.2 全要素生産性（TFP）の算出方法

本稿では、以下のコブ・ダグラス型の生産関数を仮定し、生産関数の残差として TFP を算出した。

$$Y = AK^{\alpha}L^{1-\alpha} \quad (2.1)$$

ここで、 Y は付加価値、 K は資本ストック、 L は労働投入量を表し、 A が TFP（技術進歩率）である。付加価値は営業利益に人件費と減価償却費を足し合わせた値に産出デフレーターを乗じて実質化し、資本ストックは有形固定資産額から土地・その他非償却対象有形固定資産を差し引いた値に総資本形成デフレーターを乗じて実質化した値を利用した^{7・8}。また、労働投入量は総従業員数（有価証券報告書ベースの従業員数＋臨時雇用者数）に『毎月勤労統計調査』（厚生労働省）の産業別労働時間に乗じることで求めた^{9・10}。

(2.1)式の両辺の対数を取り、整理すると TFP（自然対数値）は(2.2)式のように表すことができる。したがって、生産関数を推定し、資本ストックと労働投入量の回帰係数を得れば、TFP（自然対数値）を算出することができる。

$$\ln A = \ln Y - \alpha \ln K - (1 - \alpha) \ln L \quad (2.2)$$

ただし、資本や労働などの生産要素と付加価値は同時性を持つことが古くから指摘されており、OLS では一致推定量が得られない。こうした問題を解決するためには、分析者には観測不可能であるが経営者には観測可能な生産性に影響を与えるショックを統制する必要がある。Olley and Pakes（1996）は、設備投資額を生産性ショックの代理指標として、この問題に対処する推定手法を開発したが、設備投資を行っていない企業が分析サンプルに多く含まれる場合、この手法は利用できない¹¹。そこで、Levinsohn and Petrin（2003）は、設備投資の代わりに光熱費や原材料費、中間投入などを生産性ショックの代理指標として利用する方法を考案した。本稿では、分析に利用するサンプルに設備投資額が欠損値とな

⁷ 具体的には、人件費および減価償却費として、販売費及び一般管理費中の「役員報酬」、「役員退職慰労、役員退職慰労引当金繰入額」、「役員賞与引当金繰入額」、「人件費・福利厚生費」、「減価償却費」、製造原価中の「労務費・福利厚生費」、「減価償却費」を利用した。

⁸ 2つのデフレーターはいずれも『国民経済計算』（内閣府）から得た。

⁹ 具体的には「産業大中分類別常用労働者1人平均月間実労働時間数」の総労働時間を利用した。

¹⁰ 『日経 NEEDS』の業種分類が「その他機械」と「水産業」の場合には、『毎月勤労統計調査』の産業分類とのマッチングが難しいため、産業別労働時間には全産業の平均値を当てはめた。

¹¹ Olley and Pakes（1996）の方法は、生産性の高い企業ほど分析サンプルに出現しやすいという問題にも対処している。

っている企業が多く存在するため、Levinsohn and Petrin (2003) の方法で、生産関数を推定し、TFP を算出した。なお、生産性ショックの代理指標として用いる中間投入量には、売上原価に販売費及び一般管理費を加えた値から人件費と減価償却費を差し引いた値を利用した。

2.3 記述統計量

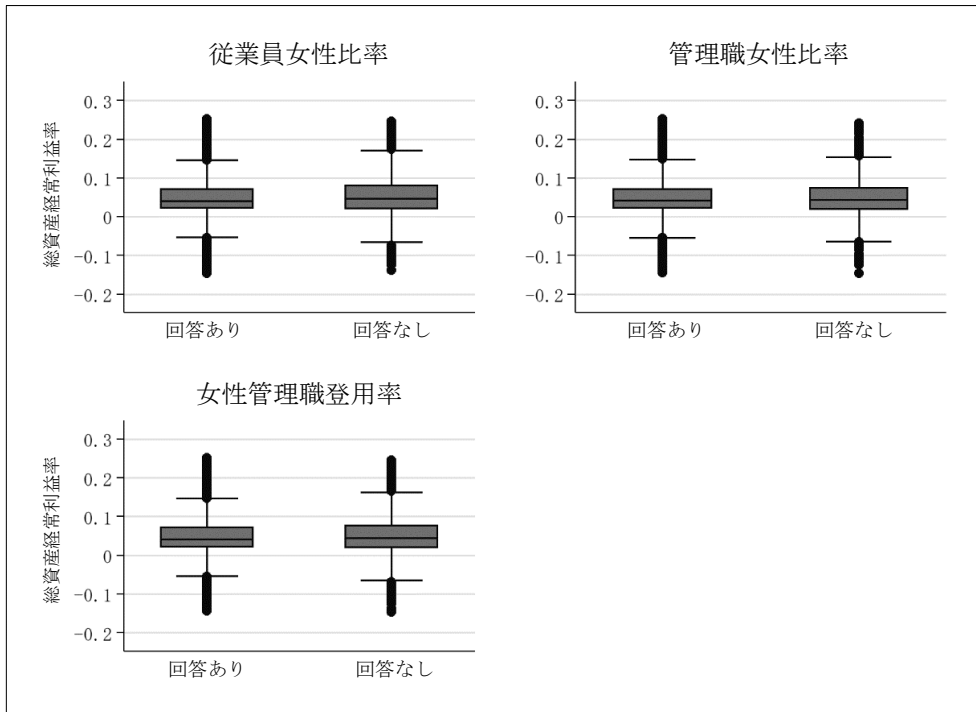
分析に利用した変数の記述統計量は図表 2－1 に示した通りである。従業員女性比率と管理職女性比率の平均値はそれぞれ約 0.193、約 0.038 となっている。また、女性管理職登用率の平均値は約 0.044 と管理職女性比率の平均値と比較してやや高い値になっているが、これは上述の通り、女性労働者の雇用の絶対量が少ないことによる影響を受けないためであると考えられる。

さて、本稿の目的の一つは、女性活躍推進の状況を公表している企業のみを分析対象とすることによるサンプル・セクション・バイアスを考慮することである。そこで、女性活躍推進の状況に関する質問に回答している企業とそうでない企業の間で ROA や TFP が異なるか、図を用いて確認する。図表 2－2 は女性活躍状況の回答有無と ROA の関係、図表 2－3 は女性活躍状況の回答有無と TFP の関係を示す箱ひげ図である。図表 2－2 をみると、女性活躍状況を示すいずれの指標についても回答の有無によって ROA が大きく異なることが読み取れる。しかし、図表 2－3 をみると、回答ありの企業グループのほうが、回答なしの企業グループより TFP が平均的に高くなっている。これは、女性活躍状況を公表している企業のみを分析対象とした場合に、推定結果がサンプル・セクション・バイアスを含む可能性を示しているといえる。

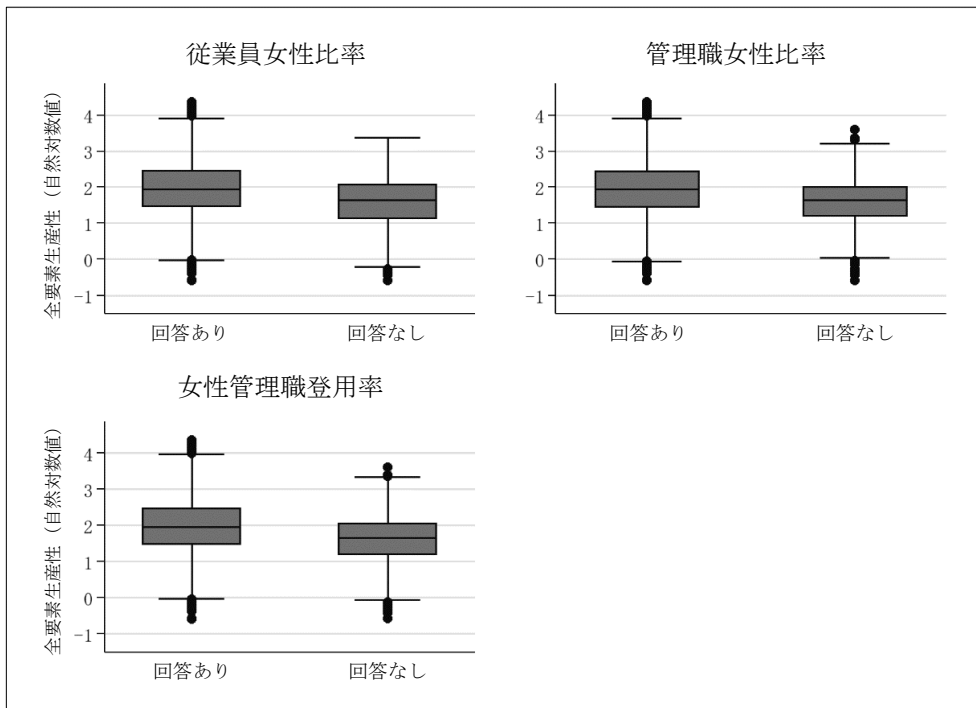
図表 2－1 記述統計量

変数名	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
業績指標					
総資産経常利益率	5,579	0.049	0.047	-0.147	0.252
全要素生産性（自然対数値）	4,160	1.891	0.773	-0.594	4.353
女性活躍指標					
従業員女性比率	4,464	0.193	0.112	0	0.610
管理職女性比率	4,624	0.038	0.050	0	0.292
女性管理職登用率	4,211	0.044	0.053	0	0.295
生産関数の推定					
付加価値（自然対数値）	5,540	9.038	1.607	4.215	13.935
労働投入量（自然対数値）	4,723	11.891	1.566	7.058	16.467
資本ストック（自然対数値）	5,105	8.895	2.043	2.780	15.081
中間投入量（自然対数値）	5,485	10.552	1.916	4.985	16.130
サンプル・セクション・モデルの推定					
資本金（自然対数値）	5,670	8.674	1.753	3.970	13.764
従業員数（自然対数値）	5,644	6.591	1.517	1.946	11.193
売上高・営業収益（自然対数値）	5,648	10.768	1.854	5.030	16.265

図表 2－2 女性活躍状況の回答有無と総資産経常利益率の関係



図表 2－3 女性活躍状況の回答有無と全要素生産性（自然対数値）の関係



3. 分析手法

本稿では、従業員女性比率、管理職女性比率、および女性管理職登用率を企業における女性活躍推進の状況を表す指標（以下、女性活躍指標）として、企業業績との関係を分析する。具体的には、以下の(3.1)式を固定効果モデルで推定する。

$$Y_{it} = \alpha + \beta FR_{it} + \mu_i + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (3.1)$$

ここで、 Y_{it} は企業 i の t 年における ROA または TFP の自然対数値、 FR_{it} は女性活躍指標、 μ_i は企業固有の時間を通じて一定の要因、 τ_t は年固有の要因、 ε_{it} は誤差項を表す¹²。このとき、本稿では女性活躍指標 FR_{it} の係数 β に注目する。労働市場に使用者差別が存在し、女性労働者の賃金が生産性対比で低く抑えられている場合、従業員女性比率の係数 β は有意に正の値をとるはずである。

ただし、上記の分析では、女性活躍指標が開示されている企業のデータしか扱うことができず、情報を開示している企業とそうでない企業の間で利益率や生産性が異なる場合、推定結果はバイアスを含むことになる。実際、各企業では、その企業が属する産業の情報開示の状況やその時点の労働市場の状況、企業規模等によって情報開示の有無が決定され、それらの違いによって利益率や生産性が異なる可能性がある。そこで本稿では、上記の固定効果モデルに加えて、Wooldridge (2010) のサンプル・セレクション・モデルを利用することで、情報開示の有無を考慮した分析を行う。具体的には、第1段階として、以下の(3.2)式を t 年ごとにプロビットモデルで回帰し、逆ミルズ比 $\hat{\lambda}_{it} \equiv \phi(x_{it}\hat{\delta} + \bar{x}_i\hat{\pi})/\Phi(x_{it}\hat{\delta} + \bar{x}_i\hat{\pi})$ を算出する¹³。次に、第2段階として、以下の(3.3)式を Pooled OLS で推定することで、一致推定量を得る。

第1段階

$$\Pr \{s_{it} = 1\} = \Phi(x_{it}\delta + \bar{x}_i\pi) \quad (3.2)$$

第2段階

$$Y_{it} = \alpha + \beta FR_{it} + \gamma \overline{FR}_i + \rho \hat{\lambda}_{it} + \hat{\lambda}_{it} \sum_{t=2}^T \tau_t \omega + z_i \theta + \tau_t + \varepsilon_{it} \quad (3.3)$$

ここで、 s_{it} は女性活躍指標が開示されていれば1をとるダミー変数、 x_{it} は売上高・営業収益の自然対数値、従業員数（有価証券報告書ベース）の自然対数値、資本金の自然対数値、産業ダミーを含む変数ベクトル、 $\bar{x}_i$ は x_{it} の期間平均、 $\overline{FR}_i$ は女性活躍指標の期間平均、 z_i は

¹² 利益率の指標として、ROA だけでなく売上高営業利益率を用いた推定も行ったが、結果は大きく異ならなかったため、表の掲載は省略する。

¹³ $\phi(\cdot)$ は標準正規分布の確率密度関数、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の累積分布関数を表す。

産業ダミーを含む変数ベクトルを表す¹⁴。なお、第 2 段階において、逆ミルズ比を説明変数に含めた固定効果推定では一致推定量が得られないが、Chamberlain (1982, 1984) や Mundlak (1978) の手法を利用することで観測されない企業固有の異質性を統制することができる。本稿では説明変数の期間平均をコントロールする Mundlak の手法を利用して、サンプル・セレクション・バイアスと観測されない企業固有の異質性の両方に対処する¹⁵。ただし、本稿の分析では時間可変の要因によって生じる内生性には必ずしも対処できない。例えば、企業業績の改善に応じて企業が女性の雇用量を男性以上に増やす場合、推定結果は上方バイアスを持つ。このとき、女性活躍指標と強い相関があり、企業業績と独立な変数があれば、操作変数法を利用することで内生性に対処できるが、本稿では適切な操作変数が得られなかったため、推定結果が上方バイアスを含む可能性には留意する必要がある。

また、サンプル・セレクション・モデルと固定効果モデルの推定結果の違いが、サンプル・セレクションを考慮したことによるものか、Mundlak の手法を利用したことによるものを区別するため、説明変数の期間平均をコントロールした相関変量効果モデル (Correlated Random Effects model ; 以下、CRE モデル) の推定も併せて行う。

4. 推定結果

4.1 従業員女性比率と企業業績の関係

従業員女性比率と企業業績の関係の推定結果は図表 4-1 に示した通りである。まず、従業員女性比率の係数に注目すると、いずれのモデルも統計的に有意ではなく、従業員女性比率と企業業績の間に有意な関係性は見出せない。次に、サンプル・セレクション・モデルにおける逆ミルズ比の係数に注目すると、ROA を被説明変数とした(3)列では有意に正、TFP を被説明変数とした(6)列では有意に負となっている。逆ミルズ比の分母は従業員女性比率が観察される確率 $\Phi(x_{it}\delta + \bar{x}_i\pi)$ であるため、従業員女性比率の観察されにくさを表す。(6)列について解釈すると、その逆ミルズ比の係数が負ということは、従業員女性比率が観察されない確率が高い企業、すなわち、従業員女性比率を開示していない企業ほど、TFP が低い傾向にあることを意味する。この結果は、図表 2-3 と整合的な結果である。つまり、TFP を被説明変数とした固定効果モデルや CRE モデルによる分析では、従業員女性比率を開示している企業のほうが、そうでない企業と比較して TFP が高いことによるサンプル・セレクション・バイアスが生じていることを示唆している。ただし、サンプル・

¹⁴ サンプル・セレクション・モデルの第 1 段階と第 2 段階の説明変数の大部分が重複すると、多重共線性の問題が生じることが縄田 (1997) によって指摘されているため、(3.3)式の推定には産業ダミーを除いて(3.2)式の x_{it} は利用しない。なお、(3.2)式の x_{it} は(3.1)式の右辺にも含まれることが考えられるが、サンプル・セレクション・バイアスの存在を考察するために、(3.1)式と(3.3)式ではサンプル・セレクションの考慮に必要な逆ミルズ比や各変数の期間平均以外は共通の説明変数を利用する。また、表の掲載は省略するが、(3.1)式の右辺に資本金や従業員数の自然対数値を含んだ場合も、女性活躍指標の係数に大きな変化はなかった。

¹⁵ Mundlak の手法は説明変数同士の相関が強くなりやすく、多重共線性によって効率性が失われる可能性があるため、統計的に有意とならない場合の解釈には留意が必要である。

図表 4－1 従業員女性比率と企業業績の関係

	総資産経常利益率			全要素生産性（自然対数値）		
	(1) FE	(2) CRE	(3) Wooldridge	(4) FE	(5) CRE	(6) Wooldridge
従業員女性比率	-0.0190 (0.0336)	-0.0182 (0.0338)	-0.0193 (0.0549)	-0.973 (0.649)	-0.975 (0.647)	-1.597 (0.999)
従業員女性比率期間平均		0.0322 (0.0376)	0.0387 (0.0554)		0.315 (0.708)	1.365 (1.012)
逆ミルズ比			0.0444** (0.0188)			-2.177*** (0.378)
逆ミルズ比×2011年ダミー			-0.0128 (0.0221)			-0.904** (0.431)
逆ミルズ比×2012年ダミー			-0.0355* (0.0212)			-0.328 (0.410)
逆ミルズ比×2013年ダミー			-0.0512** (0.0205)			0.150 (0.402)
逆ミルズ比×2014年ダミー			-0.0526*** (0.0203)			0.328 (0.397)
逆ミルズ比×2015年ダミー			-0.0452** (0.0201)			0.576 (0.397)
産業ダミー	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数						
Within R ²	0.0452	0.0451		0.155	0.155	
Between R ²	0.00540	0.145		0.00633	0.200	
Overall R ²	0.0109	0.126		0.0295	0.194	
Adjusted R ²			0.127			0.348
観測数	4,403	4,403	4,204	3,462	3,462	3,319

注 1：上段の数値は係数、下段の数値は標準誤差を表す。

注 2：FE は固定効果モデル、CRE は相関変量効果モデル、Wooldridge は Wooldridge（2010）のサンプル・セレクション・モデルを表す。

注 3：FE、CRE の標準誤差は系列相関と不均一分散に対して頑健な標準誤差、Wooldridge の標準誤差は Bootstrap 法によって算出した標準誤差である。

注 4：***、**、*はそれぞれ 1%、5%、10%水準で統計的に有意であることを表す。

セレクション・バイアスを考慮しても、従業員女性比率の係数は有意ではなく、従業員女性比率の上昇が企業業績を高めるとはいえないことが示された。この結果は、使用者差別仮説の含意とは必ずしも一致せず、正社員女性比率や従業員女性比率の上昇が利益率を高めることを示した佐野（2005）や Kawaguchi（2007）、山本（2014）の結果とは異なる。このことに対する解釈としては、政府によるさまざまな均等施策や女性活躍推進への取り組み、価値観の多様化などによる性別役割分業意識の変化、人手不足や女性のスキル向上（高学歴化）などによる女性労働力への需要増加などによって、近年になって企業や労働市場全体での女性に対する差別的嗜好が縮小し、女性の賃金が生産性対比で不当に低い水準に抑えられることが少なくなった可能性が考えられる¹⁶。こうした差別的嗜好の変化の要因

¹⁶ 総務省『労働力調査』によると女性の就業者数は 2005 年から 2015 年にかけて約 130 万人増加している。また、厚生労働省『賃金構造基本統計調査』によると、女性労働者の所定内給与額は近年増加傾向であるうえ、所定内給与額の男女差は 2005 年の 115,300 円から 2015 年には 93,100 円まで縮小している。使用者差別の変化を確認するためには、厳密には生産性対比の賃金を比較する必要があるが、これらのデー

については、さまざまなデータを用いた追加的な検証が必要不可欠であり、今後の検討課題と位置付けられる。

また、従業員女性比率と企業業績の関係が非線形である可能性を考慮して、従業員女性比率の水準に応じたダミー変数を説明変数とした推定も行ったが、従業員女性比率が特定の水準のときに ROA や TFP が高まるといった効果は確認されなかった。以上の結果を踏まえると、非線形関係を考慮しても従業員女性比率の上昇が企業業績を高めるといった関係性は存在しないと考えるのが妥当だろう。

4.2 女性管理職の登用と企業業績の関係

続いて女性管理職の登用と企業業績の関係を分析する。図表 4－2 は管理職女性比率と企業業績の関係を示した推定結果である。まず、ROA を被説明変数とした(1)列から(3)列の結果に注目すると、管理職女性比率の係数はいずれも統計的に有意ではない。次に、TFP を被説明変数とした(4)列から(6)列をみると、サンプル・セレクションを考慮した(6)列は(4)列や(5)列と比較して管理職女性比率の係数が大きくなっているが、統計的に有意ではない。また、(6)列の逆ミルズ比の係数が有意に負となっており、従業員女性比率のケースと同様に、管理職女性比率を開示している企業ほど TFP が高い傾向が読み取れる。また、管理職女性比率の水準に応じたダミー変数を用いて、管理職女性比率と企業業績の非線形関係を考慮した分析も行ったが、管理職女性比率が特定の水準であることで企業業績が改善するといった関係は見出せなかった。

次に、女性管理職登用率に注目する。図表 4－3 は女性管理職登用率と企業業績の関係を示した推定結果である。まず、ROA を被説明変数とした(1)列から(3)列をみると、女性管理職登用率の係数はサンプル・セレクション・モデルを利用した(3)列を除いて有意に正となっている。ただし、(3)列の逆ミルズ比の係数は統計的に有意ではなく、少なくとも 10% の有意水準ではサンプル・セレクションを考慮したモデル化が支持されないことを示唆している。そこで(1)列や(2)列をもとに解釈すれば、企業固有の要因を考慮すると、女性管理職登用率の 0.1 の上昇が ROA を約 0.5% 高めることが示された。一方、TFP を被説明変数とした(4)列から(6)列では、女性管理職登用率の係数はいずれも 5 %水準で有意に正となっている。また、(6)列の逆ミルズ比の係数は、1 %水準で有意に負となっており、サンプル・セレクション・バイアスを修正した(6)列における女性管理職登用率の係数の絶対値は、(4)列や(5)列よりも大きい。(6)列に基づいて解釈すれば、女性管理職登用率が 0.1 上昇すると、TFP は約 13.4% 高まることが明らかになった。

次に、非線形性を考慮して女性管理職登用率と企業業績の関係を分析する。図表 4－4 は女性管理職登用率の水準に応じたダミー変数を説明変数として用いた推定結果である。ROA を被説明変数とした(1)列から(3)列をみると、(3)列を除いて女性管理職登用率 15%～20%ダミーの係数が有意に正となっている。(3)列の逆ミルズ比の係数は統計的に有意とな

タは女性労働者に対する差別的嗜好が縮小している可能性を示唆している。

図表 4－2 管理職女性比率と企業業績の関係

	総資産経常利益率			全要素生産性（自然対数値）		
	(1) FE	(2) CRE	(3) Wooldridge	(4) FE	(5) CRE	(6) Wooldridge
管理職女性比率	-0.0217 (0.0457)	-0.0239 (0.0456)	-0.0411 (0.0667)	0.648 (0.670)	0.755 (0.652)	1.252 (0.842)
管理職女性比率期間平均		0.109** (0.0547)	0.121* (0.0679)		-1.673** (0.809)	-0.513 (0.857)
逆ミルズ比			-0.00130 (0.0135)			-3.271*** (0.273)
逆ミルズ比×2011年ダミー			0.00767 (0.0172)			0.604** (0.290)
逆ミルズ比×2012年ダミー			0.000102 (0.0163)			0.599** (0.289)
逆ミルズ比×2013年ダミー			-0.00647 (0.0159)			1.175*** (0.291)
逆ミルズ比×2014年ダミー			0.00198 (0.0183)			0.734** (0.327)
逆ミルズ比×2015年ダミー			-0.00291 (0.0171)			0.994*** (0.308)
産業ダミー	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数						
Within R ²	0.0427	0.0427		0.157	0.157	
Between R ²	0.00612	0.157		0.00774	0.202	
Overall R ²	0.0116	0.130		0.0311	0.197	
Adjusted R ²			0.130			0.426
観測数	4,569	4,569	4,327	3,573	3,573	3,395

注 1～4：図表 4－1 と同様。

図表 4－3 女性管理職登用率と企業業績の関係

	総資産経常利益率			全要素生産性（自然対数値）		
	(1) FE	(2) CRE	(3) Wooldridge	(4) FE	(5) CRE	(6) Wooldridge
女性管理職登用率	0.0512* (0.0274)	0.0511* (0.0276)	0.0312 (0.0454)	1.105** (0.545)	1.125** (0.544)	1.338** (0.640)
女性管理職登用率期間平均		-0.0177 (0.0440)	-0.0155 (0.0502)		-0.491 (0.725)	-0.0590 (0.693)
逆ミルズ比			0.0162 (0.0128)			-2.740*** (0.273)
逆ミルズ比×2011年ダミー			-0.00301 (0.0165)			0.0367 (0.289)
逆ミルズ比×2012年ダミー			-0.0127 (0.0154)			0.270 (0.294)
逆ミルズ比×2013年ダミー			-0.0221 (0.0146)			0.891*** (0.295)
逆ミルズ比×2014年ダミー			-0.0254* (0.0152)			0.955*** (0.290)
逆ミルズ比×2015年ダミー			-0.0145 (0.0148)			1.148*** (0.293)
産業ダミー	No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
年ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数						
Within R ²	0.0456	0.0456		0.170	0.170	
Between R ²	0.0223	0.151		0.0169	0.204	
Overall R ²	0.0192	0.130		0.0445	0.204	
Adjusted R ²			0.131			0.431
観測数	4,162	4,162	4,041	3,324	3,324	3,230

注 1～4：図表 4－1 と同様。

図表 4－4 女性管理職登用率と企業業績の非線形関係

		総資産経常利益率			全要素生産性（自然対数値）		
		(1) FE	(2) CRE	(3) Wooldridge	(4) FE	(5) CRE	(6) Wooldridge
女性管理職登用率ダミー (ベース＝5%未満)	5%～10%未満	0.00206 (0.00215)	0.00195 (0.00216)	0.00119 (0.00323)	0.0158 (0.0324)	0.0161 (0.0325)	0.0569 (0.0490)
	10%～15%未満	-0.000893 (0.00391)	-0.00124 (0.00393)	-0.00207 (0.00566)	0.0732 (0.0610)	0.0748 (0.0611)	0.0517 (0.0858)
	15%～20%未満	0.0115* (0.00636)	0.0111* (0.00638)	0.00754 (0.00902)	0.145* (0.0855)	0.146* (0.0855)	0.207* (0.113)
	20%以上	0.00493 (0.00719)	0.00542 (0.00729)	0.00133 (0.0119)	0.218* (0.130)	0.216* (0.129)	0.242 (0.168)
	女性管理職登用率ダミー 期間平均		0.00415 (0.00464)	6.91e-05 (0.00391)		0.169** (0.0804)	0.124** (0.0589)
	10%～15%未満		0.00137 (0.00846)	0.00245 (0.00686)		0.142 (0.128)	0.156 (0.0990)
	15%～20%未満		0.00267 (0.0149)	0.00761 (0.0126)		-0.223 (0.233)	0.0274 (0.152)
	20%以上		-0.00197 (0.0142)	-0.00375 (0.0143)		-0.347* (0.189)	-0.161 (0.184)
	逆ミルズ比			0.0164 (0.0125)			-2.710*** (0.269)
逆ミルズ比×2011年ダミー				-0.00332 (0.0163)			0.0362 (0.282)
逆ミルズ比×2012年ダミー				-0.0129 (0.0155)			0.268 (0.285)
逆ミルズ比×2013年ダミー				-0.0223 (0.0143)			0.880*** (0.285)
逆ミルズ比×2014年ダミー				-0.0260* (0.0149)			0.936*** (0.281)
逆ミルズ比×2015年ダミー				-0.0151 (0.0146)			1.129*** (0.290)
産業ダミー		No	Yes	Yes	No	Yes	Yes
年ダミー		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数							
Within R ²		0.0471	0.0471		0.169	0.169	
Between R ²		0.0213	0.153		0.00841	0.212	
Overall R ²		0.0195	0.131		0.0330	0.216	
Adjusted R ²				0.132			0.433
観測数		4,162	4,162	4,041	3,324	3,324	3,230

注 1～4：図表 4－1 と同様。

っていないため、(1)列や(2)列をもとに解釈すれば、女性管理職登用率が 15%～20%の企業は女性管理職登用率が 5%未満の企業と比較して ROA が約 1.1%高いことがわかる。一方、TFP を被説明変数とすると、(4)列から(6)列において女性管理職登用率 15%～20%未満ダミーが 10%水準ではあるものの有意に正となっており、(4)列と(5)列では 20%以上ダミーの係数も有意に正となっている。この結果は女性管理職登用率が 15%を上回ることによって初めて企業業績が向上する可能性を示唆している。ただし、異常値を欠損値処理した結果、利用データにおける女性管理職登用率の最大値は 0.295 であり、女性管理職登用率が 20%を超える企業は極めて少ない¹⁷。(6)列の女性管理職登用率 20%ダミーの係数が統計的に有意でない点も含めて、無条件に女性管理職登用率を高めることが企業業績の向上に結びつくとはいえない点には留意すべきだろう。

¹⁷ 女性管理職登用率が 20%以上の企業の割合は 3.11%であり、うち 20～25%未満の企業の割合は 1.78%、25%以上の企業の割合は 1.33%であった。なお、女性管理職登用率が 15～20%未満の企業の割合は 2.68%であった。

以上の結果を総合すると、近年の傾向としては、従業員女性比率を高めるだけでは ROA や TFP の上昇には結びつかず、使用者差別仮説は支持されなかった。女性活躍指標の中では、女性管理職登用率を高めることが企業業績の向上に繋がりやすく、特に、15%~20%という水準で生産性が向上する可能性が示された。この結果は、女性従業員の管理職への登用率が一定割合を超えること、すなわち女性労働者に昇進の可能性が開かれることで、モチベーション向上等を通じて企業の生産性向上に結びつくことを示唆する。このため、女性活躍推進の状況を判断する指標として、あるいは、「見える化」を進める指標として、女性管理職登用率が有用であるといえる。

5. 結びにかえて

本稿では、2010 年から 2015 年の日本の上場企業のパネルデータを用いて、女性活躍推進の状況と企業業績の関係を検証した。

分析の結果、主に以下の点が明らかになった。第一に、非線形性を考慮しても従業員女性比率と企業業績の間には統計的に有意な相関は観察されなかった。第二に、管理職女性比率と企業業績の間に統計的に有意な相関は観察されないものの、女性管理職登用率の上昇は ROA や TFP を有意に高めることが頑健に示された。特に、女性管理職登用率については 15%~20%という水準で企業の生産性が向上することが明らかになった。

以上の結果を総合すると、近年の傾向としては、単に従業員女性比率を高めるだけでは ROA や TFP の上昇には結びつかず、女性労働者のうち一定の割合を管理職へ登用することで、企業の生産性が向上する可能性があることが示された。これは、女性の賃金が不当に低くなっていることを前提とした Becker (1971) による使用者差別仮説の含意とは必ずしも一致せず、2010 年代の日本の労働市場においては労働生産性の向上を通じて、女性活躍推進が企業業績に影響することを示唆している。1990 年代のデータを利用した Kawaguchi (2007) では、男女間賃金格差のうち使用者差別で説明されるのは 1/20 程度に過ぎないことが指摘されているが、わずかでも使用者差別が存在する状態は機会の平等が確保されているとは判断できない。使用者差別仮説を支持しないという本稿の分析結果は、日本の労働市場における男女間の機会の平等の状況に変化が生じた可能性を示唆するものといえる。加えて、使用者差別仮説が成立する場合、企業は単に女性の雇用量を増やすだけで業績を改善することができるが、本稿の分析結果は従業員女性比率を高めるだけでは、企業業績が改善しないことを示している。この点は企業の経営者が人事戦略を検討するうえで重要だろう。また、女性活躍推進の状況を捉える指標にはさまざまなものがあるが、女性管理職登用率が企業業績との関係を把握するうえでは有用であり、「見える化」を進める指標としてもこれらが検討に値すると思われる。

最後に、本稿の限界について述べておきたい。本稿では、女性活用状況の回答有無によるサンプル・セクション・バイアスを考慮した推定を行ったが、利用可能なデータが上

場企業に限られており、その点においてはサンプル・セクション・バイアスが生じている可能性がある。また、固定効果モデルや CRE モデル、Wooldridge (2010) のサンプル・セクション・モデルでは、時間を通じて変化しない企業固有の要因は統制されているが、企業業績が改善したために、女性雇用が活発化したといった時間可変の要因による内生性には必ずしも対処できていない。以上の点を考慮した分析は今後の課題といえる。

参考文献

- 児玉直美・小滝和彦・高橋陽子 (2005) 「女性雇用と企業業績」『日本経済研究』, 52 号, pp.1-18.
- 佐野晋平 (2005) 「男女間賃金格差は嗜好による差別が原因か」『日本労働研究雑誌』, 540 号, pp.55-67.
- Siegel, Jordan・児玉直美 (2011) 「日本の労働市場における男女格差と企業業績」, RIETI Discussion Paper Series, 11-J-073.
- 縄田和満 (1997) 「Probit, Logit, Tobit」, 牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満『応用計量経済学 II』, 多賀出版, pp.237-298.
- 山本勲 (2014) 「上場企業における女性活用状況と企業業績との関係—企業パネルデータを用いた検証—」, RIETI Discussion Paper Series, 14-J-016.
- Becker, Gary (1971) *The Economics of Discrimination* (2nd Edition). Chicago; University of Chicago Press.
- Chamberlain, Gary (1982) “Multivariate Regression Models for Panel Data,” *Journal of Econometrics*, 18(1), pp.5-46.
- Chamberlain, Gary (1984) “Panel Data,” Chapter 22 in Zvi Griliches and Michael D. Intriligator, eds., *Handbook of Econometrics*. Amsterdam; North Holland, pp.1247-1318.
- Kawaguchi, Daiji (2007) “A Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Data,” *International Journal of Industrial Organization*, 25(3), pp.441-460.
- Levinsohn, James and Amil Petrin (2003) “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables,” *Review of Economic Studies*, 70(2), pp.317-341.
- Mundlak, Yair (1978) “On the Pooling of Time Series and Cross Section Data,” *Econometrica*, 46(1), pp.69-85.
- Olley, G. Steven and Ariel Pakes (1996) “The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment,” *Econometrica*, 64(6), pp.1263-1297.
- Wooldridge, Jeffrey M. (2010) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2nd Edition), Cambridge, MA; MIT Press.