

# 中小機械工業における女性従業員比率と技術 —企業レベルのクロスセクション・データによる計量分析—

Empirical Analysis about the Proportion of Females in Machine-Industry SMEs

山本 聡\*

\*\*\*\*\*目次\*\*\*\*\*

1. はじめに	27
2. 既存研究	28
3. 精密金型企業 A 社の事例と考察	29
4. データ	30
5. 変数	31
6. 分析方法	31
7. 推計結果	32
8. 結果と解釈とむすび	32
9. 補論	33

\*\*\*\*\*

## 1. はじめに

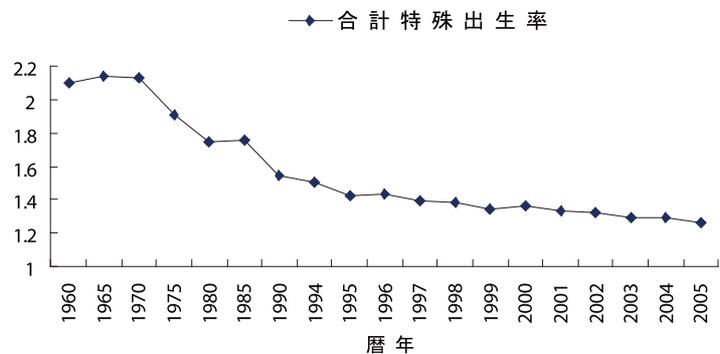
### 問題意識

現在、日本では、低出生率を要因とした人口減少が進行している。厚生労働省『人口動態統計』によれば、1965年に全国で2.14だった合計特殊出生率は2005年には1.29にまで減少している（図表1参照）。こうした合計特殊出生率の低迷により、国内では人口減少社会が到来している。国内における人口減少は労働力の減少をもたらし、国内産業の競争力に影響を与える。そのため、今後、人的資源の確保という観点から、いかに国内産業の競争力を保持していくかが、政策上および企業経営上の重要な課題になると考えられる。

一方、日本の労働市場はいまだに男性青壮年層を中心とした閉鎖的なものであるとの指摘がなされている<sup>1</sup>。そのため、人的資源の確保という意味でも、女性の社会進出を推進する必要がある。

以上の問題意識から、本論文では、日本企業における女性雇用の決定要因を明らかにする。具体的には、日本の中小機械工業における企業レベルのクロ

図表1 国内の合計特殊出生率の推移



出所：厚生労働省『人口動態統計』

スセクション・データを用いて、女性従業員比率の決定要因を計量的に分析・実証する。

### 本論文の貢献

本論文の貢献は以下のとおりである。

第一に、本計量分析では中小機械工業を対象とする。そのため、日本の機械工業の大部分を占める中小企業を対象とした計量分析が可能になる<sup>2</sup>。第二に、本論文では、各企業の女性従業員比率を決定する要因として、各企業の「業種」ないしは「必要と

\* (財)機械振興協会経済研究所 調査研究部 研究員

<sup>1</sup> 例えば、経済産業省・男女共同参画研究会〔2003〕参照。

<sup>2</sup> 例えば、児玉〔2004〕では中小企業を対象にした女性従業員比率に関する研究の必要性が示されている。

される技術」に着目している。本論文に関連した既存研究では、例えば、『企業活動基本調査報告書』における2桁の産業別のダミー変数をコントロール変数として、計量モデルに組み込んでいる。この背景には、「建設産業と製造業の間で、各企業の女性従業員雇用への誘因が異なる」といった認識が存在する。しかし、機械工業を対象を限定した場合、そうした大枠の産業間の差異よりも、むしろ、「鑄造」や「加工」、「表面処理」および「組立」といった、より詳細な業種や工程およびそこで必要とされる技術、作業内容が女性従業員比率に影響を及ぼしていると考えられるのである<sup>3</sup>。第三に、例えば、「大型の設備機械を扱わざるをえないような作業現場」の場合、直感的に女性従業員比率は下がると考えられる。本論文では、こうした「企業内の技術的な環境」の代理変数も、計量モデルに組み込み分析している。

以上をまとめると、中小機械工業を対象として、当該企業内の技術的な基盤と女性従業員比率の関係を計量的に実証することが本論文の主たる貢献だと言える。

## 2. 既存研究

女性従業員比率に関連した計量分析を行っている既存研究を概観する。元来、女性従業員比率は女性差別という観点から、捉えられてきた。すなわち、「労働市場において、女性差別が存在するならば、女性従業員は自身の限界生産性よりも低い賃金を得ることになる。そのため、女性従業員比率の高い企業は限界生産性が同等で女性従業員比率が低い企業よりも高い利潤を獲得できる」というものである。こうしたいわゆる「雇用者差別仮説」を分析するために、女性従業員比率を用いた多くの実証研究が行われてきたのである。よって、多くの既存研究が「男女の賃金格差」や「女性従業員比率と企業の利潤率」に着目している<sup>4</sup>。

その中でも代表的な論文が、Hellerstein et al (2003) である。Hellerstein et al (2003) は米国

<sup>3</sup> 例えば、鑄造企業、組立企業の中でも電機機械産業に属する企業と輸送機械産業に属する企業がある。本稿では、このようにある特定の技術とそれに関わる企業が複数の産業を横断しているという視点が必要だと考える。

<sup>4</sup> これらの既存研究を幅広く概観した既存研究として、Altonji, J. and Blank, M. (1999) を参照。

の大規模な事業所データを用いて、女性従業員比率と各企業の利潤率の間に正の関係を見出している。加えて、市場支配力を有する企業が女性従業員比率を抑制し、高利潤を得ていることも計量的に実証している。

しかし、幾つかの既存研究は、そうした男女間の賃金格差や企業の利潤率に加えて、企業の性質と女性従業員比率の検証も行っている。この背景には、「女性が選好する労働パターンを提供したり、労働スキルを必要としたりする企業に女性が集まる」という考え方・仮説が存在する。もし、こうした関係が実証されれば女性従業員と女性従業員比率の高い企業の間には、差別だけではなく互恵的な関係が生じているとも言えるのである。

Carrington and Troske (1993) は、米国の Characteristic of Business Owners Survey を用いて、中小企業における経営者の属性（性別、学歴）と当該企業の女性従業員比率の関係を、Ordered Probit Model を用いて実証している。その結果、「賃金の低い企業が女性を多く雇用している」ことや「男性経営者は女性経営者に比べて、女性を雇用しない」ことから女性差別の存在を指摘している。しかし、その一方、産業別のダミー変数が女性従業員の比率に有意に関係していることや、学歴の低い経営者よりも、学歴の高い経営者が女性従業員を多く雇うことから「女性が得手とするスキルや職業」の可能性にも触れている。

Reilly and Wirjanto (1999) では、86の企業を対象に、女性従業員比率の決定要因を OLS および Two-Limit Tobit model を用いて計量的に実証している。この背景には、「育児休暇などに柔軟に対応してくれる企業が結果的に女性に選好されている」という仮説が存在する。実際、Reilly and Wirjanto (1999) では女性従業員比率と一年を通じた雇用者数の変化（学校の夏期休暇時とそれ以外のときの雇用者数）が有意に相関していると報告している。また、女性が選好する職種があるという仮説に立脚し、各企業内の特定の職種（サービスなど）の割合が女性従業員比率に影響していることも報告している。

さらに、Reilly et al (2006) では、スペインの460の企業を対象に、女性従業員比率の決定要因を Two-Limit Tobit Model を用いて分析している。ここでは、「産業」や「企業が立地する地域」といった変

図表2 主な既存研究

既存文献	対象企業の立地	手法	分析対象
Carington and Troske(1993)	米国	Ordered Probit Model	経営者属性と女性従業員比率
Reilly and Wirjanto (1999)	カナダ	OLS/Two-Limit Tobit	企業属性と女性従業員比率
Reilly et al (2006)	スペイン	Two-Limit Tobit	企業属性と女性従業員比率
坂爪[2002]	日本	OLS	ファミリー・フレンドリーと女性従業員比率
川口[2003]	日本	Fixed Effect Model	利益率と女性従業員比率
男女共同参画研究会[2004]	日本	Fixed Effect Model	人事制度上の施策と女性従業員比率
松繁[2007]	日本	Covariance Structure Analysis	ファミリー・フレンドリーと女性従業員比率

数とともに、企業の人的資本投資の多寡が女性従業員比率に影響を与えていることが示されている。

日本では以下の既存研究が存在する。坂爪〔2002〕は、「ファミリー・フレンドリー施策」が女性の離職率を低下させることを示している。川口〔2003〕では、企業活動基本調査報告書のパネルデータ（従業員数50人以上、資本金3千万円以上の企業）を用いた分析を行っている。具体的には、川口〔2003〕は、Fixed Effect Modelを用いて、各企業の異質性を固定効果としてコントロールしている。その上で、女性従業員比率と利益率の間に正の有意な相関関係を見出している。一方、企業間の異質性そのものには具体的な分析がなされていない。

経済産業省男女共同参画研究会〔2003〕では、川口〔2003〕の成果などを受け、各企業の女性従業員比率の決定要因を詳細に検証している。そこでは、上述の企業の異質性として、「経営者の意識・社風や人事・労務管理の仕組」を挙げ、分析対象としている。具体的には、「男女勤続年数格差が小さい」、「結婚・出産が理由で退職した女性を再雇用する制度がある」といった人事制度が有意な変数として観察されている。

直近では、松繁〔2007〕が、国内の医薬品製造業500社を対象とした『雇用管理実態調査』とそこから抽出された企業120社の従業員5000人を対象とした『従業員意識調査』をマッチングさせたデータを用いて、企業のファミリー・フレンドリー施策と女性雇用に関する企業行動の関係をCSAで分析している。それらの分析結果の中で、松繁〔2007〕は「ファミリー・フレンドリー施策の充実には費用が伴う。よって、そうした負担をさけるために企業は女性の雇用を控える」が「女性従業員比率が高い企業においてはファミリー・フレンドリー施策が充実してい

る」という二つの因果関係が混在していることを示している。

以上、企業の女性従業員比率における主要な既存研究を紹介した。既存研究は、その多くがいわゆる「雇用者差別仮説」を出発点として、女性従業員比率を実証分析に用いている。本稿では、既存研究で産業レベルのダミー変数や固定効果としてコントロールされてきた企業の技術的な異質性に着目する。すなわち、企業の固有の生産技術がどのように女性従業員比率に影響を与えているかを、対象を機械工業に限定することで分析する。加えて、企業活動基本調査報告書を用いた既存研究では対象外だった中小機械工業をデータとして用いる。

なお、機械工業における女性従業員比率を決定する要因として「生産技術」に着目することの妥当性は個別企業の具体的な事例からも伺える。本稿では、以下の精密金型企業A社の事例を示すことで「生産技術」や「作業内容」、「技術環境」に着目することの妥当性を明瞭にする。

### 3. 精密金型企業A社の事例と考察<sup>5</sup>

#### A社の事例

A社は中部地方に立地する精密金型企業である（従業員約90人）。同社は精密金型の製作に関し、非常に高い技術力を有している企業である。A社における人材活用の特徴の一つとして、「積極的な女性人材の活用」がある。実際、A社の従業員約90人中、30人以上が女性従業員（含パート従業員）である。金型産業では一般的に「仕上工程や磨き工

<sup>5</sup> 本事例は、筆者が(財)機械振興協会経済研究所平成18年度調査研究事業「2007年問題・人口減少社会に向けた機械情報産業の積極的対応策に関する調査研究」において行った聞き取り調査（平成18年9月実施）に基づいたものである（詳細は(財)機械振興協会経済研究所〔2007〕, pp. 136-138参照）。

程に女性技術者が多い」とされている。しかし、同社では多くの女性技術者が設計や加工の工程に従事している。これには、同社が生産する金型が「小さく、軽い精密金型であること」が関係している。同社は、「女性技術者は男性技術者よりも生産品を丁寧に扱う」とし、かつ「男性技術者に比べて、女性技術者は安全教育を遵守する」と評価している。実際、A社で女性技術者を積極的に活用し始めて以降、事故の発生件数が減少している。

3-4年前までは、A社でも事務や経理に女性人材が二人いただけだった。しかし、同社社長が「金型製作は男性人材が中心である」という既成概念に疑問を感じ、女性人材を二人、金型の生産工程に配置した。その結果、その二人の女性技術者が成果を挙げたことで、その後の同社における女性人材活用の礎が築かれたのである。

A社では女性人材活用の際し、例えば「工作機械にカバー類をかけ、むき出しにしない」といった配慮をしている。また、同社は育児休暇も完備している。さらに、女性技術者に提示された意見を参考に様々な施策を行っている。実際、ある女性パート従業員が「見慣れない工作機械の制御板は怖くて触れない」という意見を提示した。そのため、同社では工作機械の標準化を推進している。

### 事例の考察

以上が、筆者が聞き取り調査を行ったA社の事例である。当該事例を見ることで、「精密金型など生産する金型の種類によって、企業内の女性従業員の比率が異なること」や「『女性従業員は生産品をより丁寧に扱う』といったスキルの特質」が浮かび上がってくる。実際、「丁寧であること」が必要とされる「品質管理」や「測定技術」といった工程に女性従業員が多く従事していることは各種の聞き取り調査においても報告されている<sup>6</sup>。また、「工作機械への処置」といった作業環境が女性従業員比率に影響を与えることも示唆されている。

もちろん、こうした事項は個別企業の事例から得た知見に過ぎず、早急に一般化することには困難が伴う。そのため、次節以降に示すように、国内中小機械工業のクロスセクション・データを用いて、計

量的な分析を実施する。

## 4. データ データソース

本稿のデータソースは(財)いわて産業振興センターが発行した『いわて企業ガイド2005』である。当該資料には、岩手県全域の中小企業の従業員(男女)と資本金などの財務データおよび建物面積や保有する設備の概要が掲載されている。そのため、単年度のクロスセクション・データということになる。また、各企業は「 casting」、「鉄骨・製缶」、「板金」、「プレス加工・金型」、「樹脂」、「表面処理」、「レンズ・ガラス加工」および「組立」に区分されている。『いわて企業ガイド2005』は、掲載企業への県内外企業からの発注を促進するために作られたものである。このように、企業にとっては商業的な誘因が存在するため、これらの業種区分は信頼性がおけるものである。また、企業の大半は中小企業である<sup>7</sup>。よって、各企業が上記の業種区分を超えて、過度に多角化しているとも考えにくい。以上より、これらの業種区分を、各企業が属する業種や得意とする技術・工程を示す変数として扱うことに妥当性はあると言えるだろう。加えて、岩手県内の企業のみを対象とすることで、既存研究で報告された企業立地の影響をコントロールすることもできると言える。

### 対象企業の概観

対象企業を概観する。『いわて企業ガイド2005』には、合計1,125社が登録している。そのうち、男女の従業員数などを掲載している機械工業関連の企業は427社になる。本論文ではこれらの企業を対象とする。

対象となる企業の企業規模(従業員数の対数値)の分布は以下ようになる。

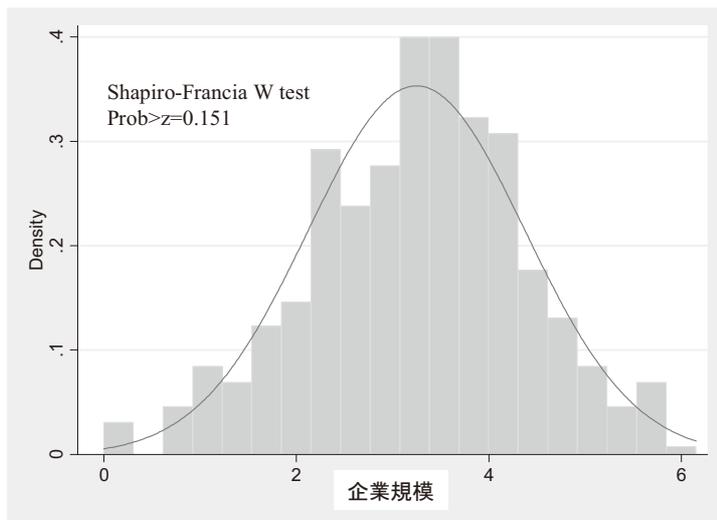
対象企業の企業規模分布の正規性はSkewness-Kurtosis Test, Shapiro-Wilk W test および Shapiro-Francia W' test のいずれの検定でも保証されている。そのため、当該企業をデータとして用いることは、統計的にも意味があると言えるだろう。

各企業の業種区分は以下の図表3ようになる。

<sup>6</sup> 例えば、山本〔2007〕, pp. 127-129参照。

<sup>7</sup> 従業員数の最大値は472人である。米国などでは従業員数500人以下の企業を中堅中小企業(SMEs: Small and Medium-Sized Enterprises)としている。そのため、全ての企業を少なくとも中堅中小企業としてよいと考える。

図表3 企業規模のヒストグラム



全体のうち、最も割合が多いのが、機械加工で33%を占める。以下、組立（17.3%）、樹脂（11.5%）、鉄骨・製缶（9.4%）、板金（7.5%）、鋳造（6.3%）、表面処理（5.9%）、レンズ・ガラス加工（2.6%）である。

各業種はさらに細かく区分されている。例えば、鋳造に区分される企業は鉄や非鉄、ダイカスト関連の鋳造にさらに区分される。また、表面処理はめっき、塗装および熱処理・研磨に区分される。ただ、サンプルサイズの関係もあり、本論文では図表4で示した業種区分に則ることとする。

図表4 対象企業の業種割合

	企業数	全体に占める割合
鋳造	27	6.3%
鉄骨・製缶	40	9.4%
機械加工	141	33%
板金	32	7.5%
プレス加工・金型	28	6.6%
樹脂	49	11.5%
表面処理	25	5.9%
レンズ・ガラス加工	11	2.6%
組立	74	17.3%
合計	427	100%

## 5. 変数

### 従属変数

従属変数として、女性従業員比率を用いる。当該変数の値は、女性従業員数を全従業員数で除したものである。また、全体の女性従業員比率の平均は31.7%である。

### 独立変数

まず、企業の属性をコントロールするために、企業規模と企業年齢を独立変数に加える。企業規模は上述したように従業員数の対数値を用いる。また、企業年齢は2005年を基準として、創業年からの経過年数に1年足したものをを用いる。さらに、本論文では、企業の技術的な内部環境を示す代理変数として、各企業

における一人当たりの建物面積を用いる。対象となる企業は全て、当該地域で生産活動を行っており工場を有している。そのため、一人当たりの建物面積が大きいということは、それだけ、設備機械の占める面積が大きいと解釈できるだろう。言い換えると、一人当たりの建物面積が大きい場合、当該企業の従業員は企業内で大型の設備機械を利用しているということである。同様に、一人当たりの建物面積が小さいということは、企業内で小型の設備機械を利用しているということである。また、一人当たりの建物面積が大きいということは、それだけ当該企業内の作業の多くが設備機械に代替されているという解釈も可能である。

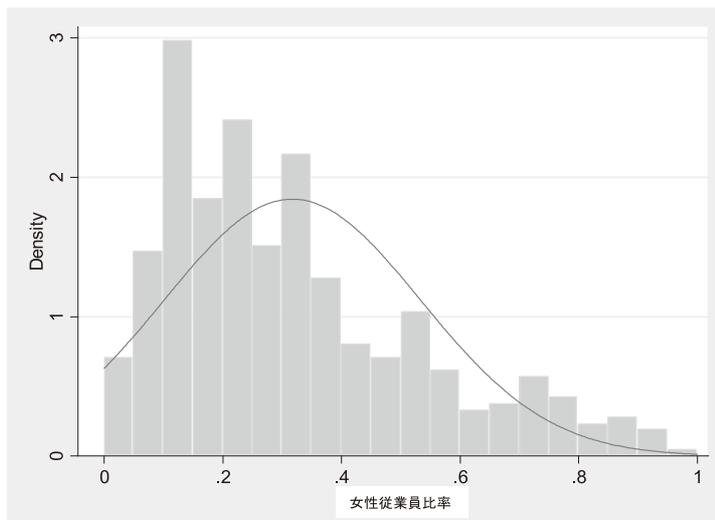
最後に、鋳造、鉄骨・製缶、機械加工、板金、プレス加工・金型、樹脂、表面処理、レンズ・ガラス加工および組立の各業種を、表面処理を基準として、ダミー変数とする。

（変数の基本統計量と相関行列は巻末図表5及び6参照）

## 6. 分析方法

分析方法として、最初に、OLSを用いる。当該データはクロスセクション・データである。そのため、不均一分散の検定が重要になる。加えて、不均一分散が検出された場合に頑健的な標準誤差を用いる。さらに、VIFやRamsey Reset Testといった各種の検定を施す。

図表7 女性従業員比率のヒストグラム



また、女性従業員比率は0から1までの値しかとらない。そのため、Reilly and Wirjanto(1999)やReilly et al (2006)が行っているように、Two-Limit Tobit modelによる推定を行い、OLSの結果と比較検討する。(女性従業員比率の分布は図表7参照)

## 7. 推計結果

### OLS

巻末図表8では、OLSによる推定結果を示している。OLSで推定を行った際(OLS1)、Breusch-Pagan Testにより不均一分散が検出された。そのため、ここでは不均一分散に対して、頑健的な標準誤差を用いたOLS推定を行っている(OLS2)。

まず、企業の基本属性をコントロールする企業規模と企業年齢に関しては、前者が10%水準で有意な負の関係を女性従業員比率に有している。しかし、企業年齢に関しては、P値が低く、有意な関係が棄却されている。さらに、一人当たりの建物面積と女性従業員比率の間には非常に強い負の相関関係があることがわかる。

各業種別のダミー変数と女性従業員比率に関しては、以下のような結果になった。OLS2の推定結果では鉄骨・製缶、機械加工といった業種に属する企業は女性従業員比率が低くなっている(OLS1では鋳造や板金にも同様の関係が示されている)。一方、レンズ・ガラス加工や組立という業種に属する企業では、女性従業員比率が有意に高くなっている。

次に、幾つかの検定結果を見てみる。クロスセクション・データでOLS推定を行う場合、上述した

不均一分散の他に多重共線性および特定化の誤りなどが問題になる。巻末図表8に示されているように、多重共線性(VIF)には問題がない。しかし、Ramsey Reset Testによると、5%水準で特定化の誤りがあることが検出されている。

### Two-Limit Tobit Model

巻末図表9からTwo-Limit Tobit Modelで推定した結果を見る。推定結果はOLS2とほぼ同じである。企業の基本属性のコントロール変数である企業規模や企業年齢と女性従業員比率の関係はOLS2の結果と同様である

さらに、一人当たり建物面積が女性従業員比率と有意な負の相関関係にあることも一致している。業種別のダミー変数では前述した鉄骨・製缶、機械加工に加えて、鋳造や板金といった業種が10%水準ではあるが女性従業員比率と負の相関関係にあることが示されている。このようにTwo-Limit Tobitモデルでも業種が女性従業員比率と相関関係を有することが示されている。

なお、Two-Limit Tobitモデルに関しては、Link Testの結果、予測値の二乗項のP値が0.134になった。そのため、当該モデルの特定化に誤りがないことが確認される。加えて、補論で観察したように(幾つかの差異はあるが)図表8及び9で示された結果や符合は頑健性の高いものだとも言える。

## 8. 結果の解釈とむすび

本計量分析の結果は、総じて、「より重く、より大型の設備機械を用いる作業現場には女性従業員が少ない」という傾向を示している。また、「より精密な作業が必要とされる作業現場」には女性従業員が多くいることも示している。さらに本計量分析の結果は当該企業内で機械による自動化ができない部分を女性従業員が担っているという解釈も可能であることを付記する必要がある。

以上の解釈に立脚すれば、例えば、金型の種類は精密金型から大物金型まで幅広い。そのため、プレス加工・金型ダミーが有意に女性従業員比率と相関しなかった、と解釈することも可能である。しかし、女性従業員比率と業種や技術に関する詳細な因果関

係の議論は各企業レベルの分析を踏まえる必要がある。更には、日本の教育システムや社会風土に対する知見を踏まえる必要もあるかもしれない。よって、本論文では踏み込まない。ただ、本論文の分析結果より、機械工業への女性の進出を論じる際には『詳細な業種』や『工程』、『作業環境・内容』およびそこで用いられる『技術』を視点とすることが重要である」ということは言えるだろう。すなわち、機械工業における人材の問題は各企業の工程や作業、技術に依拠する部分が大いいと推測できるのである。そのため、国内機械工業に女性従業員の進出を促すためには上記に関する施策（例えば、工程改善など）を積極的に推進する必要があると言える。

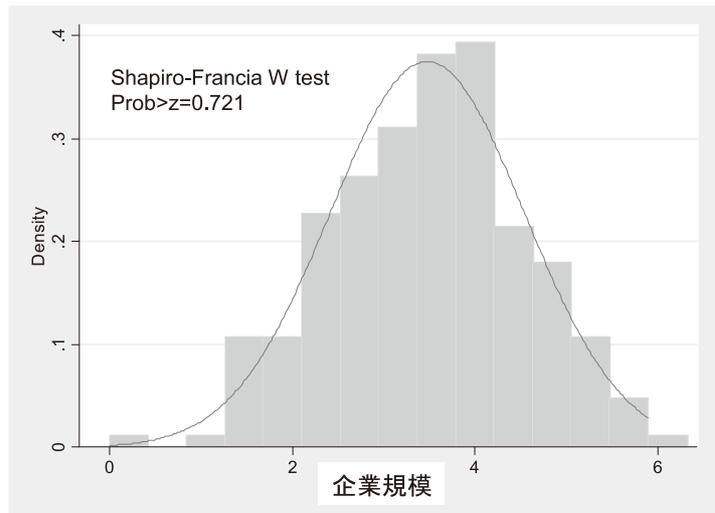
### 9. 補論

本稿4節で示したデータセットは「岩手県という限定された地域のデータ」であり、計量分析で用いることを意図して収集されたものではない。よって、本節では本論とは異なるデータセットに本論で示した計量モデルを適用し、本稿で示した分析結果の頑健性を確認する。

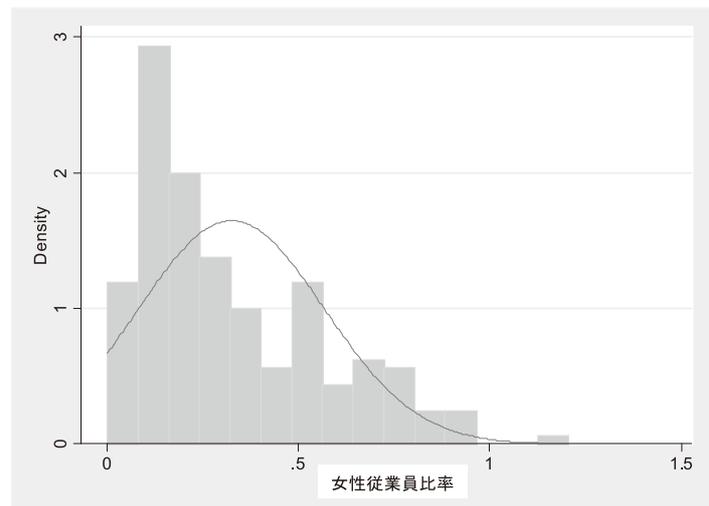
ここで用いるデータセットは(財)みやぎ産業振興機構が発刊した「みやぎ企業年鑑」である。これは『いわて企業ガイド2005』と同様に宮城県企業への県内外企業からの発注を促進するために作られたものである。ただし、業種区分は『いわて企業ガイド2005』とは若干異なり、「製缶」、「鋳造その他（鋳造、鍛造、ダイカスト）」、「プレス」、「機械加工（一般機械加工、自動盤、自動機専用機、ネジ・バネ・歯車）」、「金型・治具」、「樹脂（樹脂成形・樹脂切断）」、「表面処理」、「組立（基盤組立、巻線、ワイヤーハーネス、ユニット組立、電気機器組立）」といったかたちで整理されている。また、掲載されている企業数も少なく、各種の欠損値を除いた上でのサンプル数は199と本論の半分以下にとどまっている。

対象となる企業の企業規模（従業員数の対数値）と女性従業員比率の分布は以下ようになる。対象企業の企業規模分布の正規性は Shapiro-Francia W test で保証されている。よって、対象企業を計量分

補論図表1 企業規模のヒストグラム



補論図表2 女性従業員比率のヒストグラム



析の対象とすることは統計的に妥当である。

各企業の業種区分は以下の補論図表3ようになる。全体のうち、最も割合が多いのが本論と同様で機械加工の28.6%を占める。以下、組立（22.1%）、鉄骨・製缶（12.1%）、金型・治具（11.1%）、樹脂（8.5%）、板金（5.0%）、表面処理（5.0%）、鋳造その他（3.0%）である。以上のように対象企業の業種構成は本論と多少異なる。

### 補論2. 変数

本論の計量分析結果の頑健性を示すことが補論の目的である。そのため、従属変数及び独立変数は以下のように本論に則る。

#### 従属変数

補論図表3 対象企業の業種割合

	企業数	全体に占める割合
鑄造その他	6	3.0%
鉄骨・製缶	24	12.1%
機械加工	57	28.6%
板金	10	5.0%
プレス	9	4.5%
金型・治具	22	11.1%
樹脂	17	8.5%
表面処理	10	5.0%
組立	44	22.1%
合計	199	100%

女性従業員比率を用いる（女性従業員数を全従業員数で除したもの）。全体の女性従業員比率の平均は31.7%である。

### 独立変数

企業属性のコントロール変数として企業規模（従業員数の対数値）と企業年齢（2006年<sup>8</sup>を基準として、創業年からの経過年数に1年足したもの）を用いる。また、本論の分析結果で有意な変数として示された各企業における一人当たりの建物面積を用いる。

加えて「製缶」、「鑄造」、「プレス」、「金型・治具」、「加工（一般機械加工）」、「組立」、「表面処理」、「樹脂」の各業種を、プレスを基準として、ダミー変数とする。（変数の基本統計量と相関行列は巻末補論図表4及び5参照）。

### 補論3. 分析方法

分析方法としては、本論と同様にOLS及びTwo-Limit Tobitモデルを用いる。また、補論で用いられているデータもクロスセクション・データであるため、不均一分散の検定やVIFやRamsey Reset Testといった各種の検定を施す。

### 補論4. 推計結果

#### OLS

巻末補論図表6ではOLS及びTwo-Limit Tobitモデルによる推定結果とBreusch-Pagan Test、VIFおよびRamsey Reset Test、Link Testの結果を示

している。これらの検定の結果は本論とほぼ同じである。まずBreusch-Pagan Testの結果、不均一分散が検出された。一方、VIF、Ramsey Reset Testの値を見ると本モデルに多重共線性及びOmitted Variablesの問題がないという結果が示されていることがわかる。これらの検定の結果を受け、不均一分散に対して、頑健的な標準誤差を用いたOLS推定を行った（OLS2）。

その結果、企業規模に関してはOLS1及びOLS2ともに1%水準で有意な負の関係があることがわかる。一方、企業年齢に関しては有意な相関関係が棄却されている。これは本論の結果と整合する。

加えて、一人当たりの建物面積と女性従業員比率の間には強い負の相関関係が本モデルでも示されていることがわかる（1%水準で有意な負の相関関係）。

各業種別のダミー変数と女性従業員比率に関しては以下のような結果になった。OLS1及びOLS2の推定結果では鉄骨・製缶、金型、機械加工といった業種に属する企業は1%水準で有意に女性従業員比率が低くなっている。一方、組立に属する企業では、1%水準で有意に女性従業員比率が高くなっていることが示されている。

次に、補論図表6からTwo-Limit Tobit Modelで推定した結果を見る。推定結果はOLS1及びOLS2とほぼ同じである。企業の基本属性のコントロール変数である企業規模や企業年齢と女性従業員比率の関係はOLS2の結果と同様である。さらに、一人当たり建物面積が女性従業員比率と有意な負の相関関係にあることも一致している。

業種別のダミー変数も同様で鉄骨・製缶、機械加工、金型といった業種が1%水準で女性従業員比率と負の相関関係にあることが示されている。また、組立では1%水準で有意に女性従業員比率が高くなっている。このようにTwo-Limit Tobitモデルでも各業種ダミーが女性従業員比率と相関関係を有することが示されている。

なお、Two-Limit Tobitモデルに関してもLink Testによる予測値の二乗項のP値が0.134になった。そのため、当該モデルの特定化に誤りがないことが確認される。

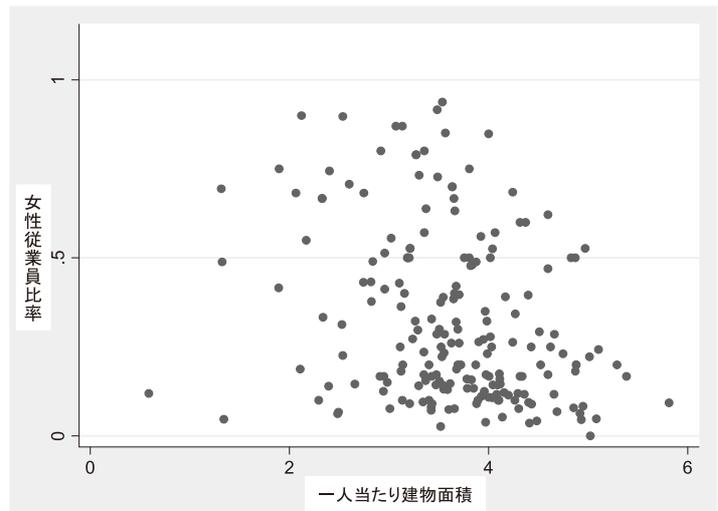
以上のように補論の分析結果はおおむね本論の結果を支持するものだった。一方、業種によっては幾

<sup>8</sup> 『みやぎ企業名鑑』は2006年に発行されている。

つか本論と補論で異なる推定結果が生じている。これは、各データセットの業種区分の違い（例えば、金型は、本論では「金型・プレス」に分類され、補論では「金型・治具」に分類されている）に起因すると考えられる。その一方で、本論と補論ともに符合の向きが同一で有意になっている変数もあるため、業種が女性従業員比率の決定要因であることは頑健的だと言することができるだろう。また、一人当たり建物面積と女性従業員比率は補論と本論ともに強い負の相関関係があることが示されている。そのため、「工場内の環境が女性従業員比率に強い影響を与えている」という仮説は頑健的に支持されていると言える（補論図表7も参照）。

以上より、本稿で示した計量分析の結果は頑健的であると結論付ける。

補論図表7 一人当たり建物面積と女性従業員比率の関係



図表5 変数の基本統計量

	変数名	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
①	女性従業員比率	423	0.317	0.216	0	1
②	企業規模(対数)	423	3.249	1.130	0	6.153
③	企業年齢(対数)	426	3.311	0.637	0	4.691
④	一人当たり建物面積(対数)	414	3.803	0.770	0.312	8.298
⑤	鑄造ダミー	427	0.063	0.244	0	1
⑥	鉄骨・製缶ダミー	427	0.094	0.292	0	1
⑦	機械加工ダミー	427	0.330	0.471	0	1
⑧	板金ダミー	427	0.075	0.264	0	1
⑨	プレス加工・金型ダミー	427	0.066	0.248	0	1
⑩	樹脂ダミー	427	0.115	0.319	0	1
⑪	表面処理ダミー	427	0.059	0.235	0	1
⑫	レンズ・ガラス加工ダミー	427	0.026	0.159	0	1
⑬	組立ダミー	427	0.173	0.379	0	1

図表6 変数の相関行列

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬
①	1.000												
②	0.146	1.000											
③	-0.112	0.111	1.000										
④	-0.324	-0.260	0.117	1.000									
⑤	-0.110	0.008	0.159	0.140	1.000								
⑥	-0.235	-0.197	0.270	0.232	-0.087	1.000							
⑦	-0.277	-0.185	-0.059	-0.008	-0.188	-0.229	1.000						
⑧	-0.090	0.040	0.000	0.043	-0.078	-0.095	-0.206	1.000					
⑨	0.011	0.038	-0.084	-0.006	-0.070	-0.085	-0.184	-0.076	1.000				
⑩	0.083	0.054	-0.172	-0.024	-0.095	-0.116	-0.252	-0.104	-0.093	1.000			
⑪	0.017	-0.031	0.013	0.029	-0.068	-0.083	-0.180	-0.075	-0.067	-0.091	1.000		
⑫	0.102	0.085	0.057	-0.030	-0.042	-0.052	-0.112	-0.046	-0.042	-0.057	-0.041	1.000	
⑬	0.546	0.270	-0.076	-0.280	-0.118	-0.145	-0.313	-0.130	-0.116	-0.159	-0.114	-0.071	1.000

図表8 推計結果1 : OLS

\*\*\*\*1%水準で有意、\*\*\*5%水準で有意、\*\*10%水準で有意

	OLS 1		OLS 2	
企業規模(対数)	-0.018	**	-0.018	*
	(-2.21)		(-1.83)	
企業年齢(対数)	0.002		0.002	
	(0.16)		(0.17)	
一人当たり建物面積(対数)	-0.057	***	-0.057	**
	-4.87		(-3.6)	
鋳造ダミー	-0.083	*	-0.083	
	(-1.78)		(-1.52)	
鉄骨・製缶ダミー	-0.155	***	-0.155	***
	(-3.52)		(-2.78)	
機械加工ダミー	-0.107	***	-0.107	**
	(-2.92)		(-2.02)	
板金ダミー	-0.074	**	-0.074	
	(-1.65)		(-1.38)	
プレス加工・金型ダミー	-0.003		-0.003	
	(-0.06)		(-0.05)	
樹脂ダミー	0.034		0.034	
	(0.80)		(0.58)	
表面処理ダミー		dropped		dropped
レンズ・ガラス加工ダミー	0.123	**	0.123	**
	(1.96)		(1.98)	
組立ダミー	0.232	***	0.232	***
	(5.83)		(4.12)	
定数項	0.598	***	0.598	***
	(7.78)		(6.07)	
adjR-squared	0.417			
F-value	24.670 ***			
Breusch-Pagan Test	Hetero			
Ramsey Reset Test	0.038			
mean VIF	2.150			
OBS	411			

( ) 内は t 値。

OLS1 は通常の標準誤差を用いている。

OLS2 は不均一分散下で一致推定量となる頑健的な標準誤差を用いている。

図表9 推計結果2 : Two-Limit Tobit Model

\*\*\*...1%水準で有意、\*\*...5%水準で有意、\*...10%水準で有意

	Tobit	
企業規模(対数)	-0.014	*
	(-1.70)	
企業年齢(対数)	0.003	
	(0.22)	
一人当たり建物面積(対数)	-0.057	***
	(-4.79)	
鋳造ダミー	-0.083	*
	(-1.74)	
鉄骨・製缶ダミー	-0.156	***
	(-3.49)	
機械加工ダミー	-0.109	***
	(-2.93)	
板金ダミー	-0.076	*
	(-1.68)	
プレス加工・金型ダミー	-0.003	
	(-0.06)	
樹脂ダミー	0.031	
	(0.72)	
表面処理ダミー		dropped
レンズ・ガラス加工ダミー	0.121	*
	(1.89)	
組立ダミー	0.229	***
	(5.65)	
定数項	0.584	***
	(7.42)	
Loglikelihood	121.430	
Wald Chi2	211.07***	
LINKTEST	0.134	
OBS	411	

( ) 内は t 値。

補論図表 4 変数の基本統計量

	変数名	観察数	平均	標準偏差	最小値	最大値
①	女性従業員比率	199	0.325	0.242	0	1
②	企業規模(対数)	199	3.476	1.064	0	5.886
③	企業年齢(対数)	199	3.441	0.552	1.386	4.500
④	一人当たり建物面積(対数)	199	3.634	0.816	0.588	5.814
⑤	鑄造その他ダミー	199	0.030	0.171	0	1
⑥	鉄骨・製缶ダミー	199	0.121	0.326	0	1
⑦	機械加工ダミー	199	0.286	0.453	0	1
⑧	板金ダミー	199	0.050	0.219	0	1
⑨	プレスダミー	199	0.045	0.208	0	1
⑩	金型・治具ダミー	199	0.111	0.314	0	1
⑪	樹脂ダミー	199	0.085	0.280	0	1
⑫	表面処理ダミー	199	0.050	0.219	0	1
⑬	組立ダミー	199	0.221	0.416	0	1

補論図表 4 では欠損値のあるデータは除去してある。

補論図表5 変数の相関行列

	①	②	③	④	⑤	⑥	⑦	⑧	⑨	⑩	⑪	⑫	⑬
①	1.000												
②	0.126	1.000											
③	-0.188	0.061	1.000										
④	-0.304	-0.286	0.217	1.000									
⑤	-0.079	0.150	0.119	0.096	1.000								
⑥	-0.226	-0.200	0.137	0.162	-0.065	1.000							
⑦	-0.251	-0.213	0.012	0.025	-0.112	-0.235	1.000						
⑧	-0.082	0.047	0.117	0.064	-0.041	-0.085	-0.146	1.000					
⑨	0.028	0.054	0.071	0.059	-0.038	-0.081	-0.138	-0.050	1.000				
⑩	-0.192	-0.084	-0.134	-0.123	-0.062	-0.131	-0.223	-0.081	-0.077	1.000			
⑪	0.051	-0.040	0.016	0.080	-0.041	-0.085	-0.146	-0.053	-0.050	-0.081	1.000		
⑫	0.095	0.057	-0.077	0.109	-0.054	-0.113	-0.194	-0.070	-0.067	-0.108	-0.070	1.000	
⑬	0.567	0.321	-0.122	-0.280	-0.094	-0.197	-0.338	-0.123	-0.116	-0.188	-0.123	-0.163	1.000

補論図表6 推計結果：OLS, Two-Limit Tobit

\*\*\*\*1%水準で有意、\*\*\*5%水準で有意、\*10%水準で有意

	OLS1		OLS2		Tobit	
企業規模(対数)	-0.039	***	-0.039	*	-0.039	***
	(-2.75)		(-1.78)		(-2.82)	
企業年齢(対数)	-0.028		-0.028		-0.027	
	(-1.11)		(-1.11)		(-1.10)	
一人当たり建物面積(対数)	-0.067	***	-0.067	***	-0.068	***
	(-3.69)		(-3.01)		(-3.86)	
鑄造その他ダミー	-0.095		-0.095		-0.094	
	(-0.97)		(-1.31)		(-0.99)	
鉄骨・製缶ダミー	-0.201	***	-0.201	***	-0.202	***
	(-2.77)		(-3.55)		(-2.83)	
機械加工ダミー	-0.169	**	-0.169	***	-0.170	***
	(-2.53)		(-3.16)		(-2.61)	
板金ダミー	-0.116		-0.116	*	-0.116	
	(-1.38)		(-1.69)		(-1.41)	
プレスダミー			(dropped)			
金型・治具ダミー	-0.228	***	-0.228	***	-0.229	***
	(-3.07)		(-3.98)		(-3.15)	
樹脂ダミー	0.037		0.037		0.038	
	(-0.49)		(-0.60)		(-0.50)	
表面処理ダミー	0.004		0.004		0.004	
	(0.05)		(0.05)		(0.05)	
組立ダミー	0.189	***	0.189	***	0.188	***
	(2.76)		(3.00)		(2.81)	
定数項	0.861	***	0.861	***	0.866	***
	(6.42)		(5.64)		(6.60)	
Adj R-squared	0.4258					
F-Value	14.35***					
Breusch-Pagan Test	Hetero					
Ramsey Reset Test	0.187					
mean VIF	2.61					
Log likelihood					55.637	
Wald Chi2					120.42***	
Link Test						
OBS			199			

( ) 内は t 値。

OLS1 は通常の標準誤差を用いている。

OLS2 は不均一分散下で一致推定量となる頑健的な標準誤差を用いている。

### 参考文献

- Altonji, J and Blank, M (1999) "Race and Gender in the Labor Market", *Handbook of Labor Economics* Volume 3c, Orley Ashenfelter and David Card Eds, Elsevier: Amsterdam.
- Carrington, W. and Troske, K (1993), "Gender Segregation in Small Firms", *U.S.Census Bureau CES, Working Papers*, CES-WP-92-13
- Hellerstein, J. Neumark, D and Troske, K (2002) "Market Forces and Sex Discrimination," *Journal of Human Resources*, Vol. 37, No. 2, pp.353-380.
- Reilly, K and Wirjanto, T (1999), "The Proportion of Females in the Establishments: Discrimination, Preferences and Technology", *Canadian Public Policy*, Vol. XXV, pp.73-94
- Reilly, K. Garcia, J. Hernandez, P. Lopez-Nicolas, A. Zanchi, L (2006) "The Why of More or Less: Evidence from Spain on Gender Segregation at the Establishment Level of the Firm", *mimeo*
- 川口大司〔2003〕「性差別のマーケットテスト」『わが国企業における統治構造の変化と生産性に関する調査研究(3)』機械工業経済研究報告書 H14-1-1A、財団法人機械振興協会、pp. 156-176.
- 坂爪洋美 (2002) 「ファミリー・フレンドリー施策と組織のパフォーマンス」『日本労働研究雑誌』, No. 503
- 児玉直美〔2004〕「女性活用は企業業績を高めるか」『日本労働研究雑誌』, No. 525
- 松繁寿和〔2007〕「企業内施策が女性従業員の就業に与える効果」*OSIPP Discussion Paper*, DP-2007-J-001
- 経済産業省男女共同参画研究会〔2003〕『女性の活躍と企業業績』