

雇用主の性別役割意識が企業の女性割合に与える影響

安田 宏樹

(九州産業大学講師)

本稿では、雇用主の持つ性別役割意識が企業の女性割合に与える影響について検証した。特に、雇用主の裁量が強く働くと考えられ、また日本企業の大部分を占める企業規模300人未満の企業を対象に、従業員数2～299人、5～299人に分けて分析を行った。本稿の分析から、企業規模を問わず、雇用主が性別役割意識を強く持つことが企業の女性割合を低下させていることが示された。性別役割意識変数を外生変数として扱ったOLS(最小2乗推定法)推計においては、2～299人、5～299人の両推計ともに「夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい」「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」という性別役割意識を雇用主が強く持つことによって、企業の女性割合を引き下げている可能性が示された。また、性別役割意識変数の内生性を考慮した操作変数法による推計においては、従業員数2～299人の企業では、雇用主が「母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによく影響を与える」という意識を強く持つ企業ほど女性割合が低く、従業員数5～299人の企業では、雇用主が「なんといても女性の幸福は結婚にある」という意識を強く持つ企業ほど女性割合が低いことが観察された。

【キーワード】女性労働問題、女性労働政策、労働経済

目次

- I はじめに
- II 先行研究
- III 雇用主の嗜好と企業の女性割合
- IV データ
- V 変数の概要
- VI 回帰分析
- VII 性別役割意識の内生性について
- VIII 結論

I はじめに

本稿の目的は、雇用主が持つ性別役割意識¹⁾が企業の女性割合に与える影響について分析することである。

日本は、平均余命や教育水準、一人当たり

GDPなどの経済的・文化的豊かさは国際的に高い水準にあるものの、労働市場における女性の活躍が十分ではない数少ない国である。国連開発計画(UNDP)が発表している人間開発指数(Human Development Index: HDI)²⁾を見ると、日本のHDI(2007年)は0.960で計測可能な182カ国中10位であった。一方、同じくUNDPが1995年から発表しているジェンダー・エンパワーメント指数(Gender Empowerment Measure: GEM)³⁾を見ると、日本のGEM(2009年)は0.567で測定可能な109カ国中57位であった。このように、日本は経済的・文化的な豊かさを持ちながら、労働市場における女性の活躍が低い国であることが分かる。また、日本のGEMは最も順位の高かった1995年の27位から低下傾向をたどっており、日本における女性の活躍は相対的に低下傾向にある

といえる⁴⁾。

このように日本の労働市場での女性の活躍が進展しない背景として、これまで主に研究対象となってきたのが雇用主の嗜好による差別である。先行研究の多くでは、雇用主の嗜好による差別を支持する結果が得られているが⁵⁾ (Kawaguchi 2007; Sano 2009; シーゲル・児玉 2011; Siegel and Kodama 2011などを参照)、嗜好による差別に関して、川口(2008)では、「固定観念による差別」も嗜好による差別理論と同じ枠組みで説明できるとしている。

この固定観念による差別の研究は緒に就いたばかりであり、雇用主が他の職位と比べて性別役割に関する固定観念を強く持っていることは実証されているものの(安田2011)、雇用主がこのような固定観念を持っていることが実際の企業における女性割合にマイナスの影響をもたらしているのかについては未解明の課題である。

そこで、本稿では、雇用主の持つ性別役割に関する固定観念が企業の女性割合を引き下げることにつながっているのかについて検証する。特に、雇用主の裁量が強く働くと考えられ、また日本企業の大部分を占める従業員数300人未満の企業を対象に分析を行う。したがって、本稿の分析では、日本を代表する大企業は分析から除外されているため、日本企業全体を示す分析ではないことをあらかじめ指摘しておきたい。

本稿は以下のように構成される。次のⅡではこれまでの先行研究についてまとめ、本稿の位置づけを明らかにする。続くⅢでは雇用主の嗜好と企業の女性割合の決定要因について概観し、Ⅳでは分析で使用するデータの紹介を行う。また、Ⅴで回帰分析で使用する変数について概観した後、Ⅵ・Ⅶでは回帰分析を行う。最後に、Ⅷで本稿から得られた結果についてまとめる。

Ⅱ 先行研究

本節では、労働市場における女性の過少雇用に関する先行研究について概観する。

まず、Kawaguchi(2007)、Sano(2009)では、企業の女性雇用比率と利潤との相関を見る市場テ

ストを行い、雇用主の嗜好による差別を示唆する結果を得ている⁶⁾。また、シーゲル・児玉(2011)、Siegel and Kodama(2011)では、日本の製造業において、女性役員が増えること、女性役員がいること、女性課長がいることが企業の収益性を高めることが実証されており、嗜好による差別理論と整合的な結果を得たとしている。

一方、Kodama, Odaki and Takahashi(2009)は、「再雇用制度の存在」や「男女の勤続年数格差が小さいこと」などの企業固有の要因が女性比率と利益率をともに引き上げているとしており、女性の過少雇用がどのような要因から発生しているのかに関しては議論の余地がある。この嗜好による差別に関して、川口(2008)では、嗜好による差別理論の他に企業による非合理的な女性差別を類型化し、固定観念による差別、偏った認識による差別、セクシャル・ハラスメント、不十分なWLB(ワーク・ライフ・バランス)施策による差別、情報不足による差別(統計的差別)の5つを挙げている。そして、特に固定観念による差別は嗜好による差別の理論と同じ枠組みで説明できるとしている。

この固定観念による差別に関して、安田(2011)では、雇用主が持つ固定観念について分析を行い、雇用主は他の職位と比べて「好みによる差別意識」(変数として「(候補者として相応しい)知事候補の女性に投票するか否か」の意思表示を使用)を強く持つ傾向は観察されないものの、性別役割意識という「固定観念による差別」意識は強く持っていることが示されている。ただし、雇用主が持つ固定観念による差別が実際の企業における女性割合にマイナスの影響をもたらしているのかについては未解明の課題であり、本稿ではこの点について検証する。

このような性別役割意識が経済行動に与える影響に着目した研究は国内外を問わず注目を集めつつある。Akerlof and Kranton(2000; 2010)では、個人の嗜好や能力ではなく、男女が特定の仕事をするべきだという社会規範が労働市場における男女間の経済格差を説明する上で重要だと指摘している。また、Fortin(2005)は、性別役割意識が女性の就業率や男女間賃金格差に与える影響

について分析しており、Fortin (2009) は、性別役割意識が女性の労働供給に与える影響について分析している⁷⁾。また、Parboteeah, Hoegl and Cullen (2008) は、管理職の中でも男性管理職が性別役割意識を強く持っていることを示しており、Alesina, Giuliano and Nunn (2011) は性別役割意識と伝統的な農業形態との関連について分析している。

日本においても Kawaguchi and Miyazaki (2009) が15歳時に母親がフルタイムで働いていた人は性別役割意識を持つ傾向が低いことを見出している。さらに、水落 (2010) は夫婦の性別役割意識が妻の就業に与える影響について分析しており、島 (2010) は妻の就業状態が夫の性別役割意識に与える影響について分析している。

このように性別役割意識が経済行動に与える影響についての研究が蓄積されてきているが、先行研究においても雇用主が持つ性別役割意識が企業の女性割合に与える影響について分析した研究は筆者の知る限り存在しない。そこで、本稿では、雇用主の持つ性別役割意識が実際に企業の女性割合を引き下げることにつながっているのかについて検証していく。

Ⅲ 雇用主の嗜好と企業の女性割合

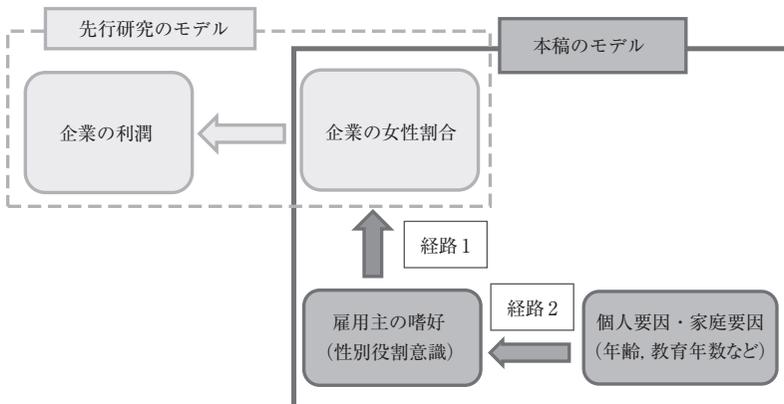
雇用主の嗜好は、企業の女性割合にどのように影響を与えるのであろうか。本節では、雇用主の

嗜好が企業の女性割合に与える影響について先行研究のモデルと本稿のモデルについて概略を説明する。

Becker の嗜好による差別理論では、雇用主は利潤と雇用者の男女比率から効用を獲得し、効用最大化を目指した行動を取る。そして、女性に対して差別的な嗜好を持つ雇用主は女性を雇用することによる負の効用と利潤のトレードオフに直面することになる。その結果、より女性に対する差別意識の弱い雇用主は相対的に多くの女性を雇用し、より差別意識の強い雇用主は相対的に少ない女性を雇用することになる。したがって、従業員数や業種など他の条件を一定とすれば、差別的な扱いを受ける(割り引かれた賃金に直面する)可能性のある女性を追加的に雇用する企業では利潤を高める可能性があり、Ⅱで詳しく見たようにこれまでの先行研究では、企業の利潤と企業の女性比率との関係を実証する研究が蓄積されている(図1の「先行研究のモデル」)。

しかしながら、川口 (2008) で指摘されているように「従業員に占める女性比率が高い企業ほど利潤が低い」という仮説が実証されたとしても、「それは差別が非合理的であることを証明したにすぎず、経営者の嗜好に基づいて差別が行われていることを証明したことにはならない」(川口 2008: 59)。すなわち、企業の利潤と女性割合にプラスの関係があるとしてもそれが雇用主の嗜好から生じたものであるとは限らない。そこで、本

図1 先行研究のモデルと本稿のモデル



稿では、従業員数や業種など他の条件を一定としたときの企業の女性割合と雇用主の嗜好（性別役割意識）との関係を検証し、雇用主の嗜好が企業の女性割合に与える直接的な影響について検討する（図1の「本稿のモデル」）。

特に本稿では、雇用主の嗜好の中でも固定観念による差別の代表と考えられる性別役割意識に着目し、雇用主が持つ性別役割意識と企業の女性割合との関連について検証する（図1の「経路1」）。性別役割意識に着目する理由は、雇用主は他の職位と比べて「好き嫌い」という意味での嗜好による差別意識は持っておらず、性別役割に関する固定観念を強く持っていることが実証されている（安田2011）ためである⁸⁾。例えば、採用や解雇などの人事施策に関して強い権限を持つ雇用主が「男性は外で働き、女性は家庭を守るべきだ」などの意識を持っている場合、女性に対する差別意識ではなく、性別役割規範から女性の雇用割合を引き下げている可能性があると考えられる。実際に、川口（2011）では、経営者がWLB志向を強く持つ企業では女性の勤続年数が長く、経営者が均等志向を強く持つ企業では女性管理職割合が高いことが示されており、経営者が持つ嗜好や志向が女性の雇用に非常に大きな影響を持つことが明らかにされている。したがって、本稿ではこの雇用主の嗜好、特に性別役割に関する固定観念が企業の女性割合を引き下げることに繋がっているかを検証する。

ただし、雇用主の嗜好は外生的に与えられるものではなく、本人が受けた教育や幼少期に両親の就業形態を見て育ってきたことなどによって醸成される可能性がある。したがって、分析においては、雇用主の嗜好を外生変数として扱う推計とともに雇用主の嗜好を内生変数とみなし（図1の「経路2」）、操作変数法による推計も実施する。

また、当然ながら、企業の女性割合を決定する要因は、雇用主の嗜好のみで決定されているわけではない。例えば、外国人株主比率や社外取締役比率などのステークホルダーやガバナンスに関する要因、従業員の給与水準、年齢構成などの要因も企業の女性割合に大きな影響を与えられ⁹⁾。しかしながら、データの制約から上記

変数の入手が困難であるため、本稿ではデータとして入手可能な企業特性としての業種や規模、地域特性をコントロールした上で雇用主の性別役割意識と企業の女性割合との関係について分析を行う。この点は本稿の限界であることを明記しておきたい。

IV データ

本稿の分析に用いるデータは、日本版 General Social Surveys (JGSS) の2000年、2001年、2002年の3カ年分のプールデータである¹⁰⁾。JGSSは、シカゴ大学の National Opinion Research Center が1972年から継続して行っている総合的社会調査 (General Social Survey : GSS) を範として1999年から開始された日本の全国規模の社会調査である。日本全国の満20歳から89歳までの男女を対象に層化二段無作為抽出法によって抽出されたサンプルに調査が実施されており、調査は面接調査票と留置調査票が併用されている¹¹⁾。

JGSSを用いる利点としては、全国規模の調査であることや回収率が高く、年齢も幅広く調査されている点が挙げられる。また、職位や年収などの客観的情報と性別役割意識などの主観的情報に対する設問がバランス良く調査されており、雇用主の持つ性別役割意識が企業の女性割合に与える影響を検証するのに適したデータであるといえる。

なお、JGSSは現時点（2013年4月）では、2010年のデータまで公表されているものの、企業の女性割合に関する設問は、2000年、2001年、2002年の3カ年分の調査でしか設問が設けられていないため、本稿では、この3カ年分のプールデータを用いて分析を行う。

また、JGSSは全国調査であるがゆえに、規模の小さい企業が非常に多い¹²⁾。したがって、次節以降の分析においては、サンプルが十分に確保できる従業員数300人未満の企業を対象を限定して分析を行う。したがって、本稿の分析結果は大企業を含めた日本企業全体を代表しているわけではないことをあらかじめ指摘しておきたい。ただし、こうした比較的規模の小さな企業では、雇用主がより直接的に採用の権限や裁量を持つ傾向が

強いと考えられるため¹³⁾、雇用主の性別役割意識が企業の女性割合に与える影響を分析する本稿のテーマには適したデータであるといえる。

V 変数の概要

本稿では、雇用主の持つ性別役割意識が企業の女性割合に与える影響を検証するため、まず、分析対象を雇用主に限定する。具体的には、本稿では「経営者・役員」「自営業主・自由業者」を雇用主とする。JGSSでは、職位に関する設問において、「経営者・役員」と「自営業主・自由業者」の選択は回答者自身の判断に委ねられているため、「経営者・役員」のみを雇用主とするのは適切ではないと考え、「経営者・役員」「自営業主・自由業者」を雇用主とする¹⁴⁾。

また、本稿では分析対象を男性に限定する。その理由は、現時点では日本企業の雇用主の多くが男性であることに加え、性別役割意識は男性が女性よりも非常に強く持つ傾向があるため (Pateebah, Hoegl and Cullen 2008; 安田 2011) である¹⁵⁾。

さらに、従業員数に関しては「従業員1人」のサンプルを分析から除く。従業員1人の企業では、雇用主自身を指していると考えられるため、企業の女性割合は0%にしかならない(男性のみを分析対象としているため)。本稿の目的は、雇用主の性別役割意識が企業の採用行動や人事施策を通じて女性割合に与える可能性について検証することであり、雇用主自身しか含まないと考えられる「従業員1人」の企業を分析対象とすることは適切ではないと考えられる。同様に、従業員2~4人の企業も雇用主本人が男性であるサンプルを扱うため、従業員数が少ない企業ほど女性割合が高くなるというバイアスが生じる。そこで、本稿では、「従業員数1人」の企業をサンプルから除くことに加えて、従業員数2~299人をサンプルとする分析と従業員数5~299人をサンプルとする分析を行い、両者の結果を比較することで従業員1~4人の企業ももたらすバイアスについて議論する。

次節以降の推計では、被説明変数に「企業の女

性割合」を用い、説明変数に雇用主の持つ性別役割意識に関する変数を導入し、企業特性である企業の業種や従業員数、地域特性、調査年をコントロールした後に性別役割意識変数の係数の有意性を観察することで、雇用主の持つ性別役割意識が企業の女性割合に与える影響を検証する。

被説明変数に用いる「企業の女性割合」は表1のように作成した¹⁶⁾。

表1 被説明変数の作成方法

問	その事業所(注)で働いている人のうち、女性の割合はどれくらいですか。		
1	0%	5 31~40%	9 71~80%
2	1~10%	6 41~50%	10 81~90%
3	11~20%	7 51~60%	11 90~100%
4	21~30%	8 61~70%	12 わからない

注:1)「その事業所」とは、回答者が働いている場所(会社全体ではなく、工場、事務所、商店、病院などの事業所)を指している。
2)各選択肢の中央値を取り、「わからない」と「無回答」を欠損値とし変数化した。

女性割合は、会社全体ではなく、回答者が働いている工場や事業所の女性割合であることには留意が必要である。すなわち、回答者の働く事業所が支店や支社の場合には、採用の権限が雇用主ではなく、支店長や支社長などに付与されている可能性も考えられる。そのような場合には、雇用されている女性割合が雇用主の影響をどれほど受けたものであるのかを確認することが難しくなる。そこで、本稿では、回答者の働く事業所を他に事業所などはない「単独事業所」に限定することで「女性割合」を会社全体の女性割合とみなし、女性割合に与える雇用主の影響力を担保する¹⁷⁾。

また、説明変数に導入する性別役割意識に関する変数は安田(2011)に倣い、表2のように作成した。

まず、性別役割意識に関する①から⑦の7つの設問を合算した変数を「性別役割意識スコア」とした。単純合算により合成尺度を作成する妥当性を確認するため、Cronbachの α 係数を算出した結果、Cronbachの α 係数は0.7891であり、十分に高いことが確認された。また、各変数を一つずつ取り除いた際の α 係数も0.6605から0.8197

と高い値であるため、7つの変数を単純合算した「性別役割意識スコア」を説明変数に導入する。

その他に説明変数として、自営業主・自由業者ダミー、企業の業種、従業員数、地域ダミーを導入し推計を行う。地域ダミーはAbe (2012a, 2012b) に倣い、「埼玉・千葉・神奈川」「東京」「山形・富山・新潟・石川・福井・鳥取・島根」「京都・大阪・兵庫」「愛知・岐阜・三重」の各変数を導入する(基準は「その他」である)。

次に、分析に先立ち、経営者・役員などの雇用主とその他の常時雇用者の間の性別役割意識の回

答分布を従業員規模別に見ていきたい(表3)。

表3から、雇用主(経営者・役員、自営業主・自由業者)は、サンプルがある程度確保できる2~299人、2~4人、5~9人、10~29人の従業員規模のすべてで常時雇用の一般従事者よりも性別役割意識スコアの平均値が高いことが分かる。したがって、雇用主は常時雇用の一般従事者よりも性別役割意識を強く持つ傾向にあるといえる。

表2 性別役割意識スコアの作成方法

	賛成	どちらかといえば賛成	どちらかといえば反対	反対
① 夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい	4	3	2	1
② なんといても女性の幸福は結婚にある	4	3	2	1
③ 男性は身の回りのことや炊事をしなくてもよい(注)	4	3	2	1
④ 夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ	4	3	2	1
⑤ なんといても男性の幸福は結婚にある	4	3	2	1
⑥ 母親が仕事をもつと、小学校へ上がる前の子どもによくない影響を与える	4	3	2	1
⑦ 妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である	4	3	2	1
性別役割意識スコア=①+②+③+④+⑤+⑥+⑦	28 (max) 7 (min)			

注：調査票では「男性も身の回りのことや炊事をするべきだ」という設問に対する回答を尋ねているが、賛成、反対を他の設問と合わせるために「男性は身の回りのことや炊事をしなくてもよい」と置き換え、数値が大きいほど性別役割意識が強いという変数に作り替えた。

表3 性別役割意識スコアの従業員規模別分布

(単位：%)

スコア	経営者・役員、自営業主・自由業者						常時雇用一般従事者						
	従業員規模						従業員規模						
	2~299人	2~4人	5~9人	10~29人	30~99人	100~299人	2~299人	2~4人	5~9人	10~29人	30~99人	85%	
7	0	0	0	0	0	0	0.19	0	0	0.57	0	0	
8	0	0	0	0	0	0	0.19	0	0.94	0	0	0	
9	0.46	0	1.41	2.33	0	0	0	0	0	0	0	0	
10	1.82	1.33	4.23	0	0	25	1.31	1.39	0.94	0.57	2.36	1.85	
11	1.37	1.66	1.41	0	0	0	2.06	5.56	1.89	1.71	0.79	1.85	
12	1.59	1.66	1.41	2.33	0	0	2.25	6.94	0.94	3.43	0	0	
13	2.51	1.33	5.63	0	15	0	1.87	0	0.94	2.29	1.57	5.56	
14	3.64	3.32	2.82	2.33	10	25	4.31	5.56	3.77	3.43	3.94	7.41	
15	5.24	5.65	2.82	0	20	0	6.55	5.56	5.66	5.71	7.09	11.11	
16	5.01	4.32	8.45	6.98	0	0	9.55	6.94	12.26	8	12.6	5.56	
17	6.61	6.98	2.82	9.3	10	0	9.36	8.33	12.26	8.57	10.24	5.56	
18	8.2	9.63	7.04	4.65	0	0	11.05	8.33	7.55	13.71	9.45	16.67	
19	11.16	8.64	9.86	23.26	25	25	9.36	9.72	11.32	8	7.87	12.96	
20	11.62	11.63	15.49	9.3	0	25	12.92	12.5	14.15	12.57	14.96	7.41	
21	12.3	12.29	15.49	11.63	5	0	10.49	9.72	10.38	11.43	11.81	5.56	
22	7.52	8.97	4.23	4.65	5	0	6.37	11.11	3.77	6.29	6.3	5.56	
23	6.15	5.65	5.63	13.95	0	0	4.68	2.78	5.66	5.14	3.94	5.56	
24	4.78	5.98	1.41	2.33	5	0	3.18	1.39	3.77	2.86	4.72	1.85	
25	5.24	4.65	7.04	6.98	5	0	2.81	2.78	3.77	4	1.57	0	
26	1.82	2.33	1.41	0	0	0	1.12	1.39	0	1.14	0.79	3.7	
27	2.51	3.32	1.41	0	0	0	0.19	0	0	0	0	1.85	
28	0.46	0.66	0	0	0	0	0.19	0	0	0.57	0	0	
Obs.	439	301	71	43	20	4	534	72	106	175	127	54	
平均	19.42	19.72	18.82	19.60	17.40	15.75	18.50	18.08	18.54	18.68	18.59	18.17	
標準偏差	3.89	3.84	4.16	3.36	3.65	4.65	3.52	3.84	3.38	3.60	3.26	3.73	

VI 回帰分析

本節では、雇用主が持つ性別役割意識が企業の女性割合に与える影響について回帰分析を行う。

まず、雇用主の性別役割意識を外生変数として扱い、推計を行う(図1の「経路1」)。具体的には、被説明変数に「企業の女性割合」を用い、説明変数に雇用主の持つ性別役割意識変数を導入し、企業の業種や従業員数、地域特性、調査年をコントロールした後に性別役割意識に関する変数の係数の有意性を観察することで、雇用主の持つ性別役割意識が企業の女性割合に与える影響を検証する。

推計はOLSによる推計を行う(基本統計量は表

4)。

表5は、従業員数2~299人と従業員数5~299人の2つのサンプルに分け、さらに企業の業種、従業員数、地域ダミー、調査年のみを導入した推計と雇用主の「性別役割意識スコア」を加えた推計の4つの推計結果を掲載してある。

まず、本稿で着目している雇用主の「性別役割意識スコア」を見ると、2~299人、5~299人のいずれの推計においても1%水準で有意にマイナスの影響を示していた。したがって、性別役割意識を強く持つ雇用主のいる企業ほど女性割合が低いことが確認できる。

安田(2011)では、雇用主は他の職位と比べ性別役割意識を強く持つことが明らかにされているが、表5の推計から、雇用主は性別役割意識を強

表4 基本統計量

変数	2~299人 (Obs.=430)				5~299人 (Obs.=137)			
	平均	標準偏差	最小値	最大値	平均	標準偏差	最小値	最大値
女性割合	32.629	25.861	0	95.5	29.456	27.939	0	95.5
性別役割意識スコア	19.437	3.882	9	28	18.766	3.936	9	27
自営業主・自由業者ダミー	0.649	0.478	0	1	0.372	0.485	0	1
従業員数2~4人	0.681	0.466	0	1				
従業員数5~9人	0.165	0.372	0	1	0.518	0.502	0	1
従業員数10~29人	0.100	0.300	0	1	0.314	0.466	0	1
従業員数30~99人	0.047	0.211	0	1	0.146	0.354	0	1
従業員数100~299人	0.007	0.083	0	1	0.022	0.147	0	1
農業	0.158	0.365	0	1	0.022	0.147	0	1
林業	0.002	0.048	0	1				
漁業	0.012	0.107	0	1	0.015	0.120	0	1
鉱業	0.002	0.048	0	1	0.007	0.085	0	1
建設業	0.181	0.386	0	1	0.226	0.420	0	1
製造業	0.149	0.356	0	1	0.197	0.399	0	1
電気・ガス・熱供給・水道業	0.002	0.048	0	1				
運輸業	0.019	0.135	0	1	0.051	0.221	0	1
卸売業	0.026	0.158	0	1	0.036	0.188	0	1
小売業	0.160	0.367	0	1	0.139	0.347	0	1
飲食店	0.067	0.251	0	1	0.044	0.205	0	1
金融・保険業	0.012	0.107	0	1	0.015	0.120	0	1
不動産業	0.033	0.178	0	1	0.029	0.169	0	1
新聞、放送、出版業、広告業、映画制作業	0.014	0.117	0	1	0.022	0.147	0	1
情報・通信サービス業	0.012	0.107	0	1	0.022	0.147	0	1
医療・福祉サービス業	0.040	0.195	0	1	0.058	0.235	0	1
教育・研究サービス業	0.005	0.068	0	1	0.015	0.120	0	1
法律・会計サービス業	0.007	0.083	0	1	0.007	0.085	0	1
その他のサービス業	0.100	0.300	0	1	0.095	0.294	0	1
埼玉・千葉・神奈川	0.126	0.332	0	1	0.175	0.382	0	1
東京	0.081	0.274	0	1	0.102	0.304	0	1
山形・新潟・富山・石川・福井・鳥取・島根	0.074	0.263	0	1	0.066	0.249	0	1
京都・大阪・兵庫	0.105	0.306	0	1	0.066	0.249	0	1
愛知・岐阜・三重	0.105	0.306	0	1	0.117	0.322	0	1
その他	0.509	0.500	0	1	0.474	0.501	0	1
2000年	0.319	0.466	0	1	0.292	0.456	0	1
2001年	0.321	0.467	0	1	0.387	0.489	0	1
2002年	0.360	0.481	0	1	0.321	0.469	0	1

表5 雇用主の「性別役割意識スコア」が女性割合に与える影響 (OLS)

被説明変数企業の女性割合	2~299人				5~299人			
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別役割意識スコア			- 0.885	0.279 ***			- 1.586	0.541 ***
自営業主・自由業者ダミー	- 1.758	2.755	- 1.748	2.765	- 1.701	5.199	- 2.282	4.971
従業員数2~4人【基準:従業員数30~99人】	- 3.452	7.103	- 4.783	6.947				
従業員数5~9人	- 8.220	7.115	- 9.321	6.965	- 8.643	7.839	- 8.804	7.809
従業員数10~29人	- 2.886	7.707	- 4.045	7.547	- 0.572	8.500	- 1.008	8.313
従業員数100~299人	- 4.972	7.177	- 8.488	7.314	- 8.885	8.791	- 13.931	9.296
農業【基準:製造業】	7.683	4.044 *	9.673	4.226 **	23.105	8.096 ***	21.881	8.249 ***
林業	25.997	3.673 ***	26.518	3.691 ***	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
漁業	- 4.177	10.047	- 1.8621	0.368	- 22.836	8.827 **	- 17.152	9.445 *
鉱業	- 26.484	7.921 ***	- 30.395	8.043 ***	- 23.747	11.571 **	- 28.024	11.161 **
建設業	- 19.582	3.497 ***	- 17.550	3.554 ***	- 18.956	6.193 ***	- 15.371	6.056 **
電気・ガス・熱供給・水道業	13.998	3.852 ***	22.698	4.561 ***	(omitted)	(omitted)	(omitted)	(omitted)
運輸業	- 14.955	7.317 **	- 14.430	7.109 **	- 15.348	9.632	- 14.159	9.412
卸売業	3.992	6.798	5.801	7.570	3.845	12.366	12.119	13.809
小売業	12.722	4.231 ***	15.873	4.289 ***	10.573	9.524	13.519	9.404
飲食店	19.077	4.733 ***	20.911	4.801 ***	24.803	12.029 **	24.034	11.593 **
金融・保険業	1.866	10.486	2.876	9.873	2.746	19.647	5.594	14.883
不動産業	11.532	6.784 *	15.181	6.544 **	39.468	11.071 ***	36.809	9.568 ***
新聞、放送、出版業、広告業、映画制作業	2.422	9.664	1.663	8.767	2.723	14.759	3.490	12.043
情報・通信サービス業	- 25.467	3.881 ***	- 25.248	4.195 ***	- 22.350	8.187 ***	- 22.880	8.542 ***
医療・福祉サービス業	33.516	5.073 ***	33.861	5.044 ***	38.741	9.251 ***	37.749	9.761 ***
教育・研究サービス業	29.661	21.845	26.332	21.876	28.881	25.102	23.466	23.511
法律・会計サービス業	25.143	7.670 ***	25.493	8.726 ***	10.575	11.846	7.446	11.818
その他のサービス業	2.313	5.194	3.124	5.531	1.377	9.557	3.438	10.158
埼玉・千葉・神奈川【基準:その他】	- 4.742	3.394	- 6.621	3.563 *	- 5.475	6.933	- 5.991	6.983
東京	- 4.729	4.178	- 5.826	4.252	- 9.278	8.411	- 11.882	7.834
山形・新潟・富山・石川・福井・鳥取・島根	- 4.164	4.609	- 5.147	4.434	- 17.844	6.665 ***	- 17.468	5.852 ***
京都・大阪・兵庫	- 1.926	3.544	- 2.876	3.577	- 3.256	10.382	- 4.678	10.408
愛知・岐阜・三重	3.825	3.528	3.675	3.420	3.665	7.185	4.277	7.221
2001年【基準:2000年】	2.156	2.693	0.622	2.786	7.361	5.071	6.471	5.071
2002年	1.999	2.549	0.014	2.636	7.573	5.487	4.277	5.521
定数項	34.714	7.275 ***	53.210	9.030 ***	30.952	8.632 ***	61.753	13.123 ***
R2	0.312		0.342		0.432		0.479	
Obs.	453		430		139		137	

注:***は1%、**は5%、*は10%水準で統計的に有意であることを示す。サンプルは、「経営者・役員」「自営業主・自由業者」の男性である。

表6 雇用主の性別役割意識が女性割合に与える影響 (OLS)

2~299人	[1]		[2]		[3]	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別役割意識変数(注2)	- 3.353	1.191 ***	- 1.755	1.312	1.041	1.379
R2	0.330		0.318		0.313	
Obs.	446		442		448	
5~299人	[1]		[2]		[3]	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別役割意識変数(注2)	- 5.294	2.223 **	- 6.109	2.479 **	2.301	2.101
R2	0.460		0.457		0.435	
Obs.	138		138		138	

注1) ***は1%、**は5%、*は10%水準で統計的に有意であることを示す。サンプルは、「経営者・役員」「自営業主・自由業者」の男性である。

2) 説明変数に導入した性別役割意識変数は、以下の通りである。

【1】: 夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい。【2】: なんととっても女性の幸福は結婚にある。【3】: 男性は身の回りのことや炊事をしなくてもよい。【4】: 夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ。【5】: なんととっても男性の幸福は結婚にある。【6】: 母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによく影響を与える。【7】: 妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である。

3) 説明変数に導入した、自営業主・自由業者ダミー、従業員数、業種、地域、調査年の結果は割愛している。

く持つだけでなく、実際に雇用主が性別役割意識を強く持つ企業ほど女性割合が低いことが確認された。川口（2011）でも経営者がWLB志向を強く持つ企業では女性の勤続年数が長く、経営者が均等志向を強く持つ企業では女性管理職割合が高いことが示されており、経営者が持つ嗜好や志向は女性の雇用に非常に大きな影響を与えていることが分かる。

次に、企業特性の一つである業種を見ると、従業員数2～299人、5～299人のいずれの推計においても農業、飲食店、不動産業、医療・福祉サービスといった業種で有意に女性割合が高いことが分かる。2013年2月の『労働力調査』では、医療・福祉（80.5%）、宿泊業・飲食サービス業（69.9%）、生活関連サービス業・娯楽業（66.5%）、教育・学習支援業（57.8%）、卸売業・小売業（55.9%）といった業種で女性割合が高く（カッコ内は女性割合）、データは異なるものの、本稿の推計結果と整合的である。一方、鉱業、建設業はすべての推計で女性割合は有意に低く、業種によって女性割合は大きく異なることが確認された。この効果は雇用主が持つ「性別役割意識スコア」をコントロールしてもなお残るため、Akerlof and Kranton（2000；2010）で指摘されているように男性の仕事、女性の仕事を決めている社会規範が職業の男女分離を生み出している可能性がある。従業員数に関しては、2人以上の企業規模では特に企業規模による女性割合に大きな差異は観察され

ないことが分かった。

次に、「性別役割意識スコア」を作成する際に用いた7つの変数をそれぞれ説明変数に導入し、具体的に雇用主がどのような性別役割意識を強く持っていることが女性割合を低下させる強い要因となっているのかについて確認したい（表6）。

表6をみると、従業員数2～299人の推計では、【1】「夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい」、【4】「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」、【6】「母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによく影響を与える」の3つの変数が1%水準で有意にマイナスの影響を与えていた。また、【7】「妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である」も5%水準で有意にマイナスの影響を示していた。

したがって、従業員数2～299人の企業では、性別役割意識の中でも特に「夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい」「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」「母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによく影響を与える」「妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である」という意識を雇用主が強く持つ企業ほど女性割合が低いことが分かった。

次に、従業員数5～299人の推計においては、【4】「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」が1%水準で有意にマイナス、【1】「夫に十分な収入

[4]		[5]		[6]		[7]	
係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
- 3.493	1.289 ***	- 2.081	1.305	- 3.412	1.187 ***	- 3.003	1.297 **
0.330		0.321		0.331		0.329	
444		445		440		442	

[4]		[5]		[6]		[7]	
係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
- 6.249	2.253 ***	- 5.334	2.393 **	- 3.455	2.314	- 4.412	2.476 *
0.465		0.464		0.452		0.457	
138		137		137		137	

がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい」、**[2]**「なんといっても女性の幸福は結婚にある」、**[5]**「なんといっても男性の幸福は結婚にある」が5%水準で有意にマイナス、**[7]**「妻にとっては自分の仕事を持つよりも夫の仕事の手助けをする方が大切である」が10%水準で有意にマイナスであった。

2～299人、5～299人の両推計ともに5%水準以下で有意であったのは、**[1]**「夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい」、**[4]**「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」であり、雇用主がこのような性別役割意識を強く持つことによって、企業の女性割合を引き下げていることにつながっていると推察される。

また、従業員数5～299人の推計では、従業員数2～299人の推計では有意でなかった**[2]**「なんといっても女性の幸福は結婚にある」、**[5]**「なんといっても男性の幸福は結婚にある」が5%水準で有意にマイナスであり、この規模の企業では、特に結婚を重要視している雇用主の下で女性割合が低いことが分かる。雇用主が女性社員が結婚をする際に就業継続に理解を示さないことや、子供のいる女性の採用に消極的になるといった行動を取るなどによって女性割合を引き下げることにつながっていると推察される。また、配偶者や子供がいない女性の場合も将来的な結婚・出産行動を見越して採用を控えることに結びついている可能性もある。いずれにせよ、表5、表6の推計結果から、日本の企業において女性の雇用割合が低い背景には、雇用主の性別役割意識が影響している可能性が示唆される。

Ⅶ 性別役割意識の内生性について

前節では、性別役割意識に関する変数を外生変数とみなし推計を行った。その結果、性別役割意識を雇用主が強く持つ企業ほど女性割合が低く、特に「夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい」「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」という意識を雇用主が強く持つ企業ほど女性割合が低いことが分かった。

しかしながら、これまでの推計では、説明変数

に導入した性別役割意識が内生性を持つために推計にバイアスがもたらされている可能性があると考えられる。すなわち、もともと女性割合が低い企業において、雇用主の性別役割意識が醸成されてしまうという逆の因果関係が生じている可能性がある。

そこで、本節では、このような逆の因果関係による性別役割意識の内生性の問題について考慮するために操作変数法による推計を行う（図1の「経路2」）。操作変数には、「本人の年齢」「本人の教育年数」「15歳時に母親はいなかったダミー」の3変数を活用する。

性別役割意識に関する先行研究から、年齢が高くなるにつれて性別役割意識を持つ傾向がより強くなることが明らかになっている（佐々木2012）。また、本人の教育年数に関しては、年齢以上に性別役割意識に強い影響を持つことが示されており、教育年数の長い者ほど性別役割意識に否定的な傾向が観察されている（中澤2007；橋本2008；佐々木2012）。

また、母親の存在に関しては、母親が専門職や管理職である場合、子どもは性別役割意識に否定的となることが分かっている（中澤2007）。さらに、Kawaguchi and Miyazaki (2009)では、母親がフルタイムで働いていた場合、性別役割意識が弱くなる傾向を見出している。こうした先行研究の結果を踏まえ、本稿においても15歳時の母親の就業形態に関する変数を操作変数として模索したが、適切な操作変数の候補となる変数を見つけることが難しかった¹⁸⁾。しかしながら、「15歳時に母親はいなかった」という変数は、母親の就業形態に関する変数ではないものの有効な操作変数の候補であると考えられる。先行研究からは、母親の就業形態が子どもの性別役割意識に与える影響が明らかになっているが、そもそも15歳時に母親が何らかの理由で家庭にいなかった場合は、子どもは性別役割意識を醸成する機会がないと考えられるため、性別役割意識を強く持つ可能性は低いと考えられる。

以上の理由から、「本人の年齢」「本人の教育年数」「15歳時に母親はいなかったダミー」の3つの操作変数は、内生変数である雇用主の性別役割

意識とは相関を持ち、さらに、被説明変数である企業の女性割合に影響を与える経路は雇用主の性別役割意識を通じた経路に限られると考えられるため、操作変数の候補として相応しい変数であると思われる。

2段階最小2乗法による推計結果は表7である。

まず、表7の従業員数2～299人の推計結果における第1段階推計のF値を確認すると内生変数である性別役割意識に関して、【スコア】「性別役割意識スコア」、【2】「なんといっても女性の幸福は結婚にある」、【5】「なんといっても男性の幸福は結婚にある」、【6】「母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによくない影響を与える」、【7】「妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である」の5つの推計で操作変数の係数がゼロであるという帰無仮説を1%水準で棄却している。したがって、これらの5つの推計においては、内生変数と相関を持つという操作変数の仮定は満たされているといえる。

ただし、Staiger and Stock (1997) で提唱されているF値が10以上を基準に考えると、【スコア】「性別役割意識スコア」、【2】「なんといっても女性の幸福は結婚にある」、【5】「なんといっても男性の幸福は結婚にある」の3つの推計においては、F値は10以上であるものの、【6】「母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによくない影響を与える」、【7】「妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である」の2つの推計においてはF値がWeak Instrumentの問題を回避するに十分な値とはいえないため、Weak Instrumentの問題が内包されている可能性に留意する必要がある¹⁹⁾。

次に、2段階最小2乗法による推計の第2段階の推計のSargan検定の結果から、過剰識別性の検定結果を見ると、第1段階の推計で操作変数の係数がゼロであるという帰無仮説を1%水準で棄却しているすべての推計で第2段階の推計の誤差項と操作変数の相関がゼロであるという仮説が受容されており、操作変数の設定は適切であると解釈できる。

これらの結果を踏まえて性別役割意識変数の推

計結果を見ると、【スコア】「性別役割意識スコア」、【2】「なんといっても女性の幸福は結婚にある」、【6】「母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによくない影響を与える」の3つの性別役割意識変数を説明変数に導入した推計において、性別役割意識変数が企業の女性割合に5%水準で有意にマイナスの影響を与えていた。また、【5】「なんといっても男性の幸福は結婚にある」、【7】「妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である」の2つの性別役割意識変数を説明変数に導入した推計において、性別役割意識変数が企業の女性割合に10%水準で有意にマイナスの影響を与えていた。

ただし、この5つの推計におけるWu-Hausman検定の結果を見ると、p値が5%水準で該当変数が外生であるという仮説を棄却している推計は、【6】「母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによくない影響を与える」のみであり、他の4つの推計では性別役割意識変数は内生変数ではなく外生変数であると解釈できる。したがって、従業員数2～299人の推計における雇用主の性別役割意識の内生性を考慮した操作変数法による推計では、「母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによくない影響を与える」という意識の強い雇用主のいる企業ほど女性割合が低いことが分かった。

次に、従業員数5～299人の推計結果を見ると第1段階推計のF値が10を超える推計はなく、内生変数である性別役割意識に対して操作変数の係数がゼロであるという帰無仮説を5%水準で棄却している推計は、【スコア】「性別役割意識スコア」、【2】「なんといっても女性の幸福は結婚にある」、【5】「なんといっても男性の幸福は結婚にある」の3つの推計のみであった。これら3つの推計においては、内生変数と相関を持つという操作変数の仮定は満たされているといえるが、Weak Instrumentの可能性は残る。

次に、2段階最小2乗法による推計の第2段階の推計のSargan検定の結果から、過剰識別性の検定結果を見ると、第1段階の推計で操作変数の係数がゼロであるという帰無仮説を5%水準で棄却している3つの推計すべてで第2段階の推計の

表7 操作変数法(2段階最小2乗法)による推計結果

2～299人	【スコア】		【1】		【2】		【3】	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別役割意識変数(注3)	-2.302	1.039 **	-16.170	8.370 *	-9.817	4.541 **	-8.109	28.872
第1段階目の操作変数								
本人の年齢	0.077	0.016 ***	0.010	0.004 **	0.017	0.003 ***	-0.002	0.003
本人の教育年数	-1.014	0.465 **	-0.191	0.117	-0.250	0.103 **	-0.079	0.098
15歳時に母親はいなかったダミー	-2.396	1.064 **	-0.235	0.272	-0.582	0.237 **	-0.051	0.227
F値	11.06		3.19		12.18		0.33	
P-value	0.000		0.024		0.000		0.801	
Sargan statistic	1.539		1.529		1.254		6.128	
Chi-sq (2) P-value	0.463		0.466		0.534		0.047	
Wu-Hauman F test	2.019		2.931		3.573		0.107	
P-value	0.156		0.088		0.059		0.744	
Obs.	427		442		438		444	

5～299人	【スコア】		【1】		【2】		【3】	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別役割意識変数(注3)	-4.349	1.859 **	-24.627	13.572 *	-21.702	8.397 **	-5.028	19.286
第1段階目の操作変数								
本人の年齢	0.084	0.029 ***	0.012	0.008	0.018	0.006 ***	-0.003	0.007
本人の教育年数	-0.954	0.833	-0.219	0.227	-0.175	0.178	-0.240	0.199
15歳時に母親はいなかったダミー	1.344	2.294	-0.512	0.628	0.412	0.492	-0.228	0.550
F値	3.67		1.32		4.37		0.57	
P-value	0.015		0.272		0.006		0.637	
Sargan statistic	1.366		2.098		0.228		7.994	
Chi-sq (2) P-value	0.505		0.350		0.892		0.018	
Wu-Hauman F test	2.294		2.777		4.087		0.122	
P-value	0.133		0.099		0.046		0.728	
Obs.	135		136		136		136	

注: 1) ***は1%, **は5%, *は10%水準で統計的に有意であることを示す。サンプルは、「経営者・役員」「自営業主・自由業者」の男性である。
 2) 操作変数には、「本人の年齢」「本人の教育年数」「15歳時に母親がいなかったダミー」の3変数を使用した。
 3) 2段階目の推計結果を示している。なお、説明変数に導入した性別役割意識変数は、以下の通りである。
 【スコア】性別役割意識スコア 【1】: 夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい。【2】: なんといたっても女性の幸福は結婚にある。【3】: 母親が仕事をもち、小学校へ上がる前の子どもによく影響を与える。【4】: 妻にとっては、自営業主・自由業者ダミー、従業員数、業種、地域、調査年の結果は割愛している。

誤差項と操作変数の相関がゼロであるという仮説が受容されており、操作変数の設定は適切であると解釈できる。

これらの結果を踏まえて性別役割意識変数の推計結果を見ると、【スコア】「性別役割意識スコア」、【2】「なんといたっても女性の幸福は結婚にある」、【5】「なんといたっても男性の幸福は結婚にある」の性別役割意識変数を説明変数に導入した推計において、性別役割意識変数が企業の女性割合に5%水準で有意にマイナスの影響を与えていた。

ただし、この3つの推計における Wu-Hausman 検定の結果を見ると、p値が5%水準以下で該当変数が外生であるという仮説を棄却している推計は、【2】「なんといたっても女性の幸福は結婚にある」の推計のみであり、この推計では性別役割意識変数は内生変数であると解釈できる。この

ように、従業員数5～299人の企業における雇用主の性別役割意識の内生性を考慮した操作変数法による推計では、「なんといたっても女性の幸福は結婚にある」と雇用主が強く考える企業ほど女性割合が低いことが分かった。

本節の推計結果から、性別役割意識変数の内生性を考慮してもなお、日本企業において女性割合が低い背景には、経営者・役員などの雇用主が性別役割意識を持つことが影響している可能性がうかがえる。そのため、企業の女性割合を高めるためには、こうした雇用主の意識改革を促す政策や施策を講じる必要があると思われる。

VIII 結 論

本稿では、雇用主の持つ性別役割意識が企業の

[4]		[5]		[6]		[7]	
係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
- 13.344	6.827 *	- 8.659	4.694 *	- 17.431	7.755 **	- 14.122	7.265 *
0.014	0.004 ***	0.015	0.004 ***	0.010	0.004 **	0.013	0.004 ***
- 0.084	0.108	- 0.318	0.105 ***	- 0.063	0.115	- 0.017	0.106
- 0.243	0.250	- 0.260	0.244	- 0.710	0.268 ***	- 0.281	0.245
5.01		10.42		3.98		4.79	
0.020		0.000		0.008		0.003	
2.184		2.499		0.362		2.143	
0.336		0.287		0.834		0.342	
2.355		2.137		4.280		2.714	
0.126		0.145		0.039		0.100	
440		441		436		439	

[4]		[5]		[6]		[7]	
係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
- 23.320	11.256 **	- 19.896	8.055 **	- 20.942	16.209	- 16.120	12.509
0.017	0.007 **	0.016	0.007 **	0.011	0.007	0.013	0.007 *
0.023	0.205	- 0.325	0.190 *	- 0.024	0.212	- 0.007	0.196
- 0.050	0.567	0.320	0.523	- 0.575	0.583	- 0.715	0.540
2.01		4.16		0.96		1.51	
0.117		0.008		0.416		0.218	
1.996		0.077		3.661		4.983	
0.369		0.962		0.160		0.083	
2.796		3.824		1.379		0.858	
0.097		0.053		0.243		0.356	
136		135		135		135	

福は結婚にある。【3】：男性は身の回りのことや炊事をしなくてもよい。【4】：夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ。【5】：なんといっても自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である。

女性割合に与える影響について、従業員数2～299人、5～299人に分けて分析を行った。

本稿の分析から、企業規模を問わず、雇用主が性別役割意識を強く持つことが企業の女性割合を低下させていることが示された。性別役割意識変数を外生変数として扱った推計においては、従業員数2～299人の企業では、雇用主が「夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方がよい」「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」「母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによくない影響を与える」「妻にとっては、自分の仕事をもつよりも、夫の仕事の手助けをする方が大切である」という性別役割意識を強く持つ企業ほど女性割合が低いことが確認された。従業員数5～299人の企業では、雇用主が「夫に十分な収入がある場合には、妻は仕事をもたない方が

よい」「なんといっても女性の幸福は結婚にある」「夫は外で働き、妻は家庭を守るべきだ」「なんといっても男性の幸福は結婚にある」という性別役割意識を強く持つ企業ほど女性割合が低いことが確認された。

また、性別役割意識変数の内生性を考慮した推計においては、従業員数2～299人の企業では、雇用主が「母親が仕事を持つと、小学校へ上がる前の子どもによくない影響を与える」という意識を強く持つ企業ほど女性割合が低く、従業員数5～299人の企業では、雇用主が「なんといっても女性の幸福は結婚にある」という意識を強く持つ企業ほど女性割合が低いことが観察された。

本稿の分析から、日本の労働市場における女性の活躍を進展させるためには、雇用主が持つ性別役割意識を弱める施策を推進する必要があるとい

えよう。そのためには、安田（2011）でも指摘されているように、雇用主の性別役割意識を解消するための教育や研修、広報活動などを行うことが必要であると考えられる。また、川口（2008）で指摘されているように、性別役割意識という固定観念はBeckerの嗜好による差別と同様に企業の利潤を犠牲にしながらいわれている可能性を加味すれば、市場競争を促進する政策も女性の雇用促進に一定の効果を持つ可能性があると考えられる。このような政策を実施してもなお女性の雇用促進が進展しない場合には、雇用主の嗜好が介在しないように割り当て制度（クォータ制）の導入を検討する必要があるかもしれない²⁰⁾。

最後に本稿に残された課題について述べたい。まず、本稿の分析結果は従業員数300人未満の企業を対象にしたものであり、日本を代表するような大企業は分析に含まれていない。今後は、大企業を含めた日本企業全体に当てはまる分析が可能な調査の蓄積が望まれる。また、データの制約から、企業の女性割合が正社員の女性を示しているのか、それとも非正社員の女性を含むのかを識別することができなかった。女性割合が非正社員を含んでいるのか否かで分析結果の解釈も大きく異なるため、この点は本稿の大きな課題である。さらには、ガバナンス変数をはじめとして従業員の年齢構成や平均賃金などの企業特性を十分にコントロールすることができなかった。これらは今後の研究課題としたい。

付録 雇用主の性に対する規範意識とGEMの国際比較

本稿では、雇用主が性別役割意識を強く持つことが企業の女性割合を低下させていることが示されたが、雇用主が性に対する規範意識を持つことが労働市場における女性の活躍と結びついていることは国際的にも確認できるのであろうか。

この付録では、『ギャラップインターナショナルミレニアム記念調査1999』（以下、『ギャラップ調査』と略す）から世界60カ国における雇用主の性に対する規範意識とGEMとの関連について考察する。『ギャラップ調査』は1999年の8月から

10月にかけて、世界60カ国の成人を対象に行われた調査であり、有効回答数は5万3851人であった（日本の有効回収数は1321人）。

この『ギャラップ調査』から得られる【a】「女性よりも、男性の教育の方が大切である」、【b】「一般的に男性の方が女性よりも政治家にふさわしい」、【c】「仕事がない場合、女性より男性が優先的に職を得るべきである」、【d】「女性が充実した生活を送るには子供を産むことが必要だ」の4つの性に対する規範意識と各国のGEMとの相関関係を算出し、両者の関係について考察していく。

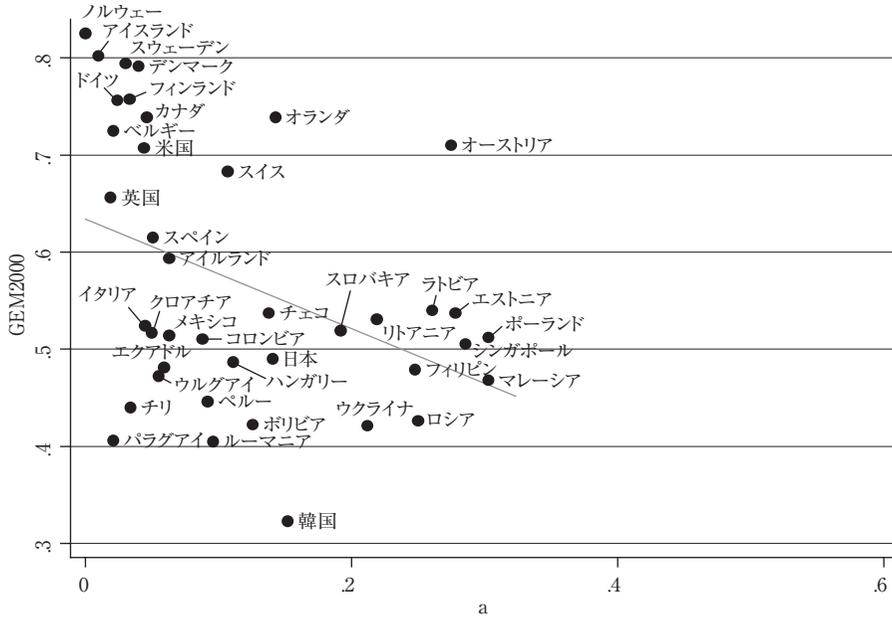
具体的には、性に対する規範意識は「賛成である」「反対である」「わからない」の三択で回答を求めているため、「賛成」と回答した割合と『ギャラップ調査』翌年の2000年のGEMとの相関関係についてみていく（【a】～【d】の平均値とGEMとの相関関係についてもみていく）。

なお、『ギャラップ調査』では、職業を18の選択肢から選択することになっているが、その中で本稿では、「店・会社オーナー」「ビジネスオーナー/パートナー」と回答した者を雇用主とした。

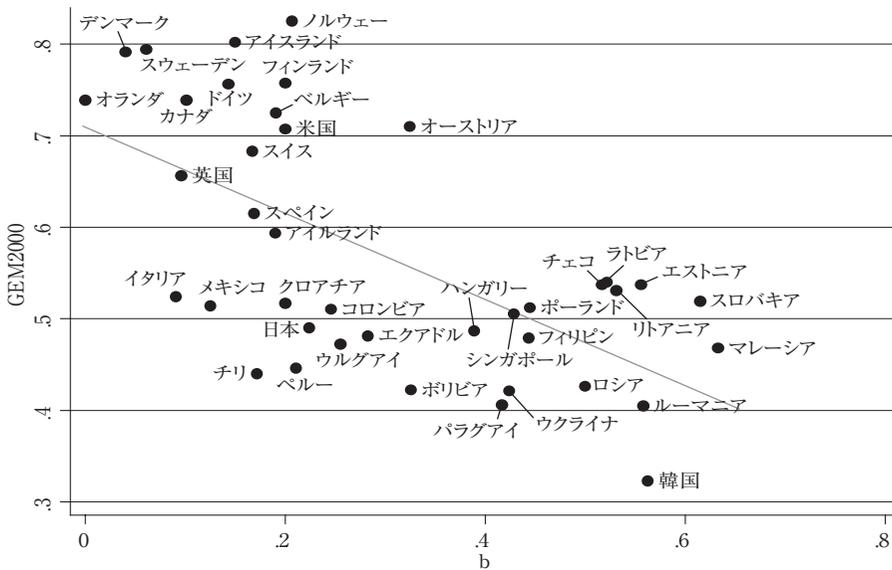
付録図1から付録図5の性に対する規範意識とGEMとの相関係数を見ると、すべて1%水準で有意にマイナスの関係が観察された。したがって、雇用主が性に対する規範意識を強く持っている国ほど労働市場における女性の活躍が進展していないといえる。単純な相関関係のみではあるが、雇用主の性に対する規範意識と労働市場における女性の活躍が強く結びついていることは、日本のみならず国際的にも確認できることが分かった。

なお、GEMに関しては『ギャラップ調査』翌年の2000年の値だけでなく、その他の年のGEM（例えば最新の2009年のGEM）でも算出を行ったが、結果は同様であった。また、性に対する規範意識に関しては、各国の回答数をウェイトに用いて算出した加重平均を用いて相関係数を算出したが、その結果も付録図1から図5までの結果と同様であったことを補足しておきたい。

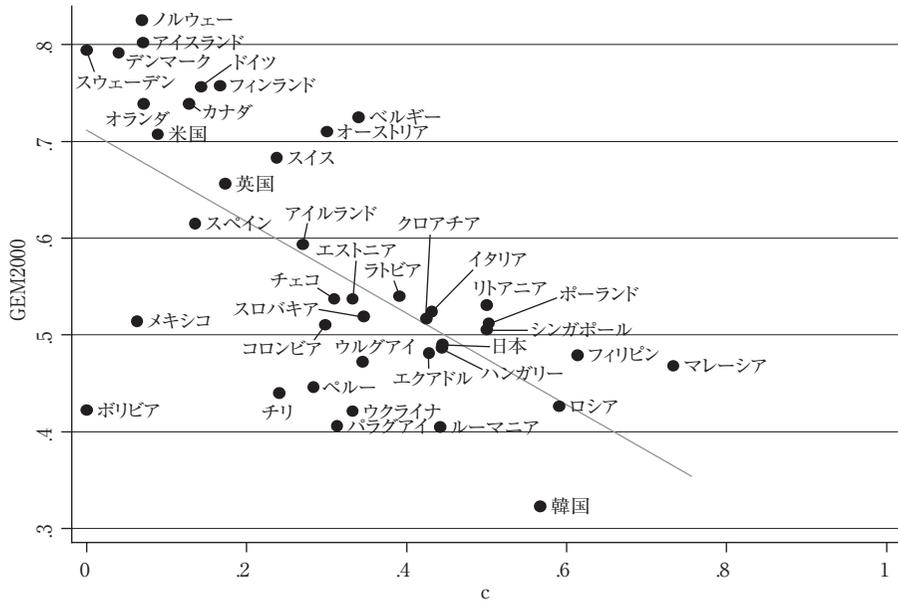
付録図1 【a】「女性よりも、男性の教育の方が大切である」への賛意と GEM との関連



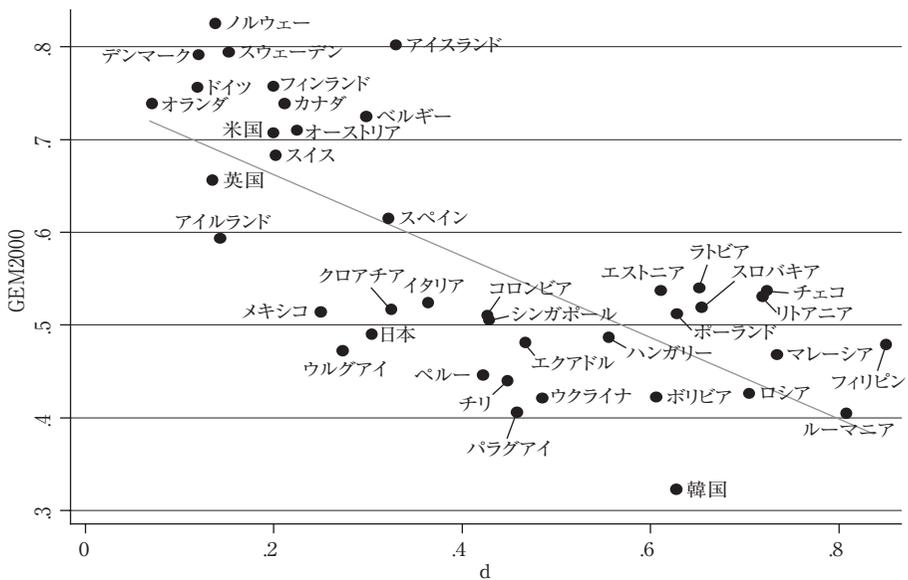
付録図2 【b】「一般的に男性の方が女性よりも政治家にふさわしい」への賛意と GEM との関連



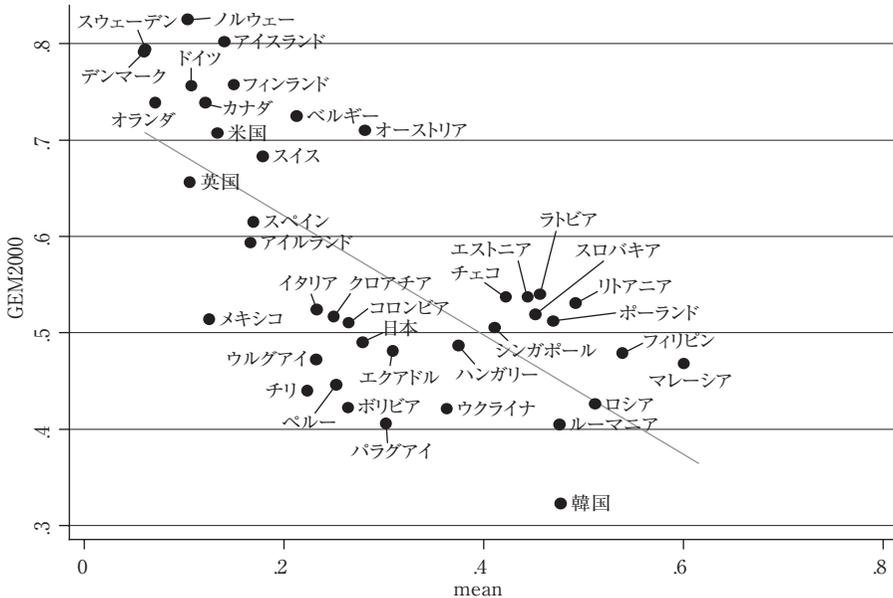
付録図3 【c】「仕事がない場合、女性より男性が優先的に職を得るべきである」への賛意とGEMとの関連



付録図4 【d】「女性が充実した生活を送るには子供を産むことが必要だ」への賛意とGEMとの関連



付録図5 【a】～【d】の平均値と GEM との関連



*本稿の作成に際し、太田聰一先生（慶應義塾大学）、赤林英夫先生（慶應義塾大学）の両先生から多くのご助言を賜りました。また、日本経済学会 2012 年度春季大会（北海道大学）における報告では、討論者の水落正明先生（南山大学）、座長の安部由起子先生（北海道大学）からも有益なコメントを多数いただきました。さらには、統計研究会・労働市場研究委員会、関西労働研究会の報告では、参加者の皆様から多くの丁寧なコメントを頂戴しました。最後に、本誌の 2 名の匿名レフェリー、編集委員会の先生方からも貴重なコメントを多数頂戴しました。ここに記して感謝申し上げます。なお、本稿に残る誤りのすべては筆者の責任であることは言うまでもありません。

- 1) 本稿では、性別役割意識を「社会・経済のさまざまな領域における性による役割の振り分け・分業に関する人々の固定的な規範意識や考え、態度」と定義する。
- 2) HDI は、人間開発の達成度を測るための指標である。具体的には、①平均余命、②成人識字率、③総就学率、④一人当たり GDP を構成要素として作成されている。GEM の算出方法の詳細は、United Nations Development Programme (2009: 208) を参照。
- 3) GEM は、女性が積極的に経済活動や政治活動に参加し、意思決定に参画しているかを測るための指標である。具体的には、①男女の国会議員比率、②男女の管理職比率、専門職・技術職比率、③男女の推定勤労所得を構成要素として作成されている。GEM の算出方法の詳細は、United Nations Development Programme (2009: 208) を参照。
- 4) 最も順位が低かったのは、2008 年の 58 位 (108 カ国中) である。
- 5) 嗜好による差別の理論に関する詳細は、Becker (1971), Altonji and Blank (1999) を参照。
- 6) 海外における女性差別の実証分析には、Hellerstein, Neumark and Troske (2002), Goldin and Rouse (2000) など

がある。

- 7) 近年、性別役割意識以外にも、価値観や信条、思想が実際の行動や経済活動に与える影響についての研究が蓄積されてきている。国による各宗派の比率の違いや価値観の違いが経済成長に与える影響について分析した Barro and McCleary (2003) や信頼度が貿易に与える影響について分析した Guiso, Sapienza and Zingales (2009) などの研究がある。
- 8) 安田 (2011) で用いられた嗜好 (変数として「候補者として相応しい」知事候補の女性に投票するか否か) の意思表示を使用) と女性割合の関連を V 以降の分析方法で分析したところ、両者の間に有意な相関関係は観察されなかった。
- 9) 川口・西谷 (2011) は、機関投資家によるガバナンスが強い企業ほどポジティブ・アクションに積極的に取り組んでおり、また、女性の正社員や女性管理職も多いことを明らかにしている。
- 10) 日本版 General Social Surveys (JGSS) は、大阪商業大学比較地域研究所が、文部科学省から学術フロンティア推進拠点としての指定を受けて (1999 ~ 2003 年度)、東京大学社会科学研究所と共同で実施している研究プロジェクトである (研究代表: 谷岡一郎・仁田道夫, 代表幹事: 佐藤博樹・岩井紀子, 事務局長: 大澤美苗)。東京大学社会科学研究所附属日本社会科学研究センター SSJ データアーカイブがデータの作成と配布を行っている。
- 11) 本稿の作成に際し、東京大学社会科学研究所附属日本社会科学研究センター SSJ データアーカイブから『日本版 General Social Survey (JGSS 累積データ 2000 ~ 2003)』、『ギャラップ国際ナショナルミレニアム記念調査 1999』(付録の分析で使用) の個票データの提供を受けた。記して謝意を表したい。
- 12) 従業員数 1 人が 6.61%, 2 ~ 4 人が 18.89%, 5 ~ 9 人が 11.91%, 10 ~ 29 人が 21.05%, 30 ~ 99 人が 20.44%, 100 ~ 299 人が 11.04% であり、サンプル全体の 89.95% は従業員数 300 人未満の企業である。ちなみに、300 ~ 499 人が 3.15%,

500～999人が2.76%，1000～1999人が1.71%，2000～9999人が1.54%，1万人以上が0.89%であった。

- 13) 中小企業基盤整備機構(2011)によると、ベンチャー企業をはじめとする中小企業の採用の課題として、「社長が属人的に選考を行うことから、社長自身の専門外の人材についてはうまく評価ができなかったり、自分よりも優秀な人材を理解できない・採用しきれない」などの指摘されており、中小企業における雇用主の採用権限の強さがうかがえる。
- 14) このように本稿では、企業の役員も「雇用主」に含まれている可能性がある。また経営者であっても採用や昇進の権限のすべてを掌握しているとは限らない。したがって、本稿で使用する「雇用主」は、採用や昇進を決める重要な権限を持つ人物の中の一入であることを指摘しておきたい。
- 15) ただし、以下の分析は女性を分析に含めても主要な結果に変わりはないことを補足しておきたい。
- 16) JGSSでは、女性割合が正社員だけを示すものであるのか、非正社員を含むものであるのかを識別することはできない。この点については、本稿の分析の限界の一つであり、今後の研究課題である。
- 17) JGSSでは、「あなたが働く事業所はこの中のどれにあたりますか」という設問があり、この設問を基に単独事業所だけにサンプルを限定して分析を行った。ちなみに、選択肢は「官公庁」(0.66%)、「単独事業所(他に事業所などはない)」(85.43%)、「支店・支所(本社・本店は他にある)」(3.05%)、「本社・本店(他に支店・支所などがある)」(7.28%)、「わからない」(3.18%)の5つである。その他に無回答が0.6%であった(カッコ内は回答割合)。
- 18) その大きな理由としては、本稿の分析サンプルが先行研究とは異なり、「経営者・役員」「自営業主・自由業者」といった雇用主をサンプルとしているためであると推察される。
- 19) Limited Information Maximum Likelihoodによる推計も実施し、主要な結果は変わらないという結果を得た(推計結果は、紙面の都合上割愛する)。
- 20) クオータ制に関する詳細は、内閣府(2011)の特集編を参照。

参考文献

川口章(2008)『ジェンダー経済格差——なぜ格差が生まれるのか、克服の手がかりはどこにあるのか』勁草書房。
——(2011)『均等法とワーク・ライフ・バランス——両立支援政策は均等法に寄与しているか』『日本労働研究雑誌』No.615, pp.25-37。
——・西谷公孝(2011)「コーポレート・ガバナンスと女性の活躍」『日本経済研究』No.65, pp.65-93。
佐々木尚之(2012)「JGSS累積データ2000-2010にみる日本人の性別役割意識の趨勢——Age-Period-Cohort Analysisの適用」JGSS Research Series, No.9。
シゲル、ジョーダン・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。
島直子(2010)「妻の常雇就労が夫の性別役割分業意識に及ぼす影響——夫の経済力による交互作用」『国際ジェンダー学会誌』Vol.8, pp.99-112。
中小企業基盤整備機構(2011)『ベンチャー企業の人材確保に関する調査』中小機構調査レポート。
内閣府(2011)『平成23年版男女共同参画白書』中和印刷。
中澤渉(2007)「性別役割分業意識の日英比較と変動要因：British Household Panel Surveyを用いて」東京大学社会学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ No.3。

橋本摂子(2008)「性別役割意識の揺らぎをたどる(1)——結婚アスピレーションから見た行動規範と現状追認の距離」東京大学社会学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズ No.16。
水落正明(2010)「夫婦の性別役割意識と妻の就業」『季刊家計経済研究』第86号, pp.21-30。
安田宏樹(2011)「雇用主の性別役割意識に関する実証分析——雇用主が持つのは「好みによる差別」意識か、「固定観念」か」『経済分析』第184号, pp.51-74。
Abe, Yukiko(2012a)“Historical Development of Regional Differences in Women’s Participation in Japan,” mimeo, Hokkaido University。
——(2012b)“Regional Variations in Labor Force Behavior of Women in Japan,” mimeo, Hokkaido University。
Akerlof, George and Rachel Kranton(2000)“Economics and Identity,” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.115, No.3, pp.715-753。
——(2010) *Identity Economics*, Princeton University Press (山形浩生・守岡桜訳(2011)『アイデンティティ経済学』東洋経済新報社)。
Alensina, Alberto, Paola Giuliano and Nathan Nunn(2011)“The Origins of Gender Roles: Women and the Plough,” NBER Working Paper No.17098。
Altonji, Joseph and Rebecca Blank(1999)“Race and Gender in the Labor Market,” in *Handbook of Labor Economics*, Vol.3C, Orley Ashenfelter and David Card eds., Elsevier。
Baron-Cohen, Simon(2003) *The Essential Difference: The Truth about the Male and Female Brain*, Basic Books (三宅真砂子訳(2005)『共感する女脳、システム化する男脳』日本放送出版協会)。
Barro, Robert and Rachel McCleary(2003)“Religion and Economic Growth across Countries,” *American Sociological Review*, Vol.68, No.5, pp.760-781。
Becker, Gary(1971) *The Economics of Discrimination 2nd Edition*, The University of Chicago Press。
Fortin, Nicole(2005)“Gender Role Attitudes and The Labour-Market Outcomes of Women Across OECD Countries,” *Oxford Review of Economic Policy*, Vol.21, No.3, pp.416-438。
——(2009)“Gender Role Attitudes and Women’s Labor Market Participation: Opting-Out, AIDS, and the Persistent Appeal of Housewifery,” mimeo。
Goldin, Claudia and Cecilia Rouse(2000)“Orchestrating Impartiality: The Impact of “Blind” Auditions on Female Musicians,” *American Economic Review*, Vol.90, No.4, pp.715-741。
Guiso, Luigi, Paola Sapienza and Luigi Zingales(2009)“Cultural Biases in Economic Exchange?” *Quarterly Journal of Economics*, Vol.124, Issue3, pp.1095-1131。
Hellerstein, Judith David Neumark and Kenneth Troske(2002)“Market Forces and Sex Discrimination,” *Journal of Human Resources*, Vol.37, No.2, pp.353-380。
Kawaguchi, Daiji(2007)“A Market Test of Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Panel Data,” *International Journal of Industrial Organization*, Vol.25, No.3, pp.441-460。
Kawaguchi, Daiji and Junko Miyazaki(2009)“Working Mothers and Son’s Preferences regarding Female Labor Supply: Direct Evidence from Stated Preferences,” *Journal of Population Economics*, Vol.22, No.1, pp.115-130。
Kodama, Naomi, Kazuhiko Odaki and Yoko Takahashi(2009)“Why Does Employing More Females Increase Corporate

- Profits? Evidence from Japanese Panel Data," *Japan Labor Review*, Vol.6, No.1, pp.51-71.
- Parboteeah, Praveen, Hoegl, Martin and John Cullen (2008) "Managers' gender role attitudes : a country institutional profile approach," *Journal of International Business Studies*, Vol.39, pp.795-813.
- Sano, Shinpei (2009) "Testing the Taste-Based Discrimination Hypothesis : Evidence from Data on Japanese Listed Firms," *Japan Labor Review*, Vol.6, No.1, pp.36-50.
- Siegel, Jordan and Naomi Kodama (2011) "Labor Market Gender Disparity and Corporate Performance in Japan," RIETI Discussion Paper Series 11-E-075.
- Staiger, Douglas and James Stock (1997) "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments," *Econometrica*, Vol.65, No.3, pp.557-586.
- United Nations Development Programme (2009) *Human Development Report 2009*, New York : UNDP.
- 〈投稿受付 2011 年 2 月 28 日, 採択決定 2013 年 3 月 8 日〉

やすだ・ひろき 九州産業大学経済学部講師。最近の主な論文に「管理職への昇進希望に関する男女間差異」『社会科学研究』第 64 巻第 1 号, 2012 年。労働経済学専攻。