

## 政治参加におけるジェンダー・ギャップ - JGSS-2003 による資源・政治的関与要因の検討 -

武田 祐佳  
同志社大学社会学部

The Gender Gap in Political Participation:  
A JGSS-2003 data-based Analysis of Political Resources and Political Involvement

Yuka TAKEDA  
Department of Sociology  
Doshisha University

This paper aims to explore the factors of the gender gap in political participation. The analysis based on JGSS-2003 data found that the indirect relationship between gender and political participation is explained by women's weak interest in politics, lower participation-oriented attitude, lower sense of political efficacy, and lower ratio of participation in the labor market. Those three political attitudes are also determined by socio-economic factors and social attitudes, such as education, age, occupation, group activity and gender-role attitudes.

From these findings, the author discusses 1) how gender-role attitudes influence on political attitudes, 2) what factors have strong effect on women's political behaviors, and 3) what relations there are between group activity and political participation.

Key Words: JGSS, political participation, gender gap

本稿では、JGSS-2003 のデータを用いて、政治参加のジェンダー・ギャップの原因について検討をおこなった。その結果、性別と政治参加との関連は直接的なものではなく、「就業」「政治的関心」「有効性感覚」「参加志向」を介した間接的な関連であったことが明らかになった。すなわち、政治参加の男女差は、女性の政治に対する関心や有効性感覚の低さ、政治参加への志向性の低さとともに、仕事に就くことの相対的少なさによって引き起こされていた。

さらに、「政治的関心」「有効性感覚」「参加志向」という3つの政治的態度もまた、教育や年齢、職業的地位、集団参加といった社会経済的要因と、性別役割意識によって規定されていた。

以上の結果をもとに、1)女性の政治的態度に対する性別役割意識の影響、2)女性の政治参加を高める要因、3)集団参加と政治参加との関連について考察を加えた。

キーワード：JGSS，政治参加，ジェンダー・ギャップ

## 1. はじめに

ジェンダー概念の登場以降、社会のさまざまな分野において、それまで自明視されていたジェンダーによる相違に注目が集まるとともに、ジェンダーにもとづく不平等を解消するための社会的な取り組みがおこなわれてきた。わが国においても、ジェンダーによる格差是正に向けた取り組みの結果、教育のように、男女の格差がかなり改善された分野がある一方、依然として、顕著な男女格差が存在する分野もある。本稿のテーマである政治も、そうした分野のひとつである。

内閣府がおこなっている「男女共同参画社会に関する世論調査」(2009年10月)には、「男女の地位が平等になっていない分野」についての質問がある。政治にかんしては、男性のほうが優遇されていると回答している人は、全体の7割以上を占めており、これは、「社会通念・慣習・しきたり」となっており、もっとも高い数値である。

一例として、国会議員に占める女性議員の割合をみると、2009年5月現在、衆議院で9.2%(44人)、参議院で18.2%(44人)であり、女性議員の割合の国際比較によると、この数値は、187カ国中、134位であるという。(内閣府男女共同参画局ホームページより)。また、地方議会レベルにおいても、女性議員は、全体の約1割を占めるにすぎない(2007年末現在)(独立行政法人国立女性教育会館編2009)。

政治へのかかわり方には、立候補して公職に就く以外にも、有権者として、投票やその他の政治活動に参加するという形もある。しかしながら、これまでの研究から、投票以外の政治活動にかんしても、女性の参加レベルは低いことが知られている。

男女共同参画社会基本法には、男女共同参画社会を実現するための基本理念のひとつとして、政策などの立案や決定への共同参画がかかげられているが、こうした女性の政治参加をとりまく現状をみる限り、その実現は困難であるといわざるをえない。

ところで、女性が政治参加に消極的である理由については、つぎのようなことが指摘されてきた。すなわち、男性と女性の社会化過程の違いが、政治的活動や政治意識の男女差をもたらしている。男性にくらべて、教育、収入、職業的地位などにかんして不利であることが、女性の政治参加を低くしている。あるいはまた、家庭生活において女性に課せられる役割が、女性の政治参加をはばんでいるなどである(Schlozman et al. 1994, Burns et al. 2001)。しかしながら、これらの知見は、その多くが欧米の研究にもとづくものであり、日本のデータを用いて、政治参加の男女差の要因について検討した研究は少ないのが現状である。

そこで、本稿では、JGSS-2003のデータを使用して、政治参加にみられるジェンダー・ギャップが、どのような要因によって引き起こされているのかについて検討をおこなうことにする。

## 2. 女性と政治参加

上述のとおり、政治参加における男女差にかんしては、投票での性差はほとんどみられないものの、投票以外の政治的な行動、たとえば、選挙運動や地域活動、政治家や官僚との接触などは、男性のほうが活動的であることが指摘されている(増山ほか2004、大山2002)。こうした傾向は、若干の違いはあるものの、多くの国においてもみられる(Verba et al. 1978=1981)。

女性が男性にくらべて政治に参加しないという事実は、性別役割意識の議論と結びついて理解されることが多い。政治的社会化と呼ばれる一連の研究では、政治的態度における男女の違いについて、「男性=公的領域、女性=私的領域」に従事しよう社会化されるため、男性は政治に親和的な態度や意識を発達させる一方、女性は男性の世界である政治に対して消極的な態度を示すようになる、と説明されてきた<sup>(1)</sup>。

たしかに、こうした説明は感覚的にも理解しやすいが、ある個人が政治活動にかかわるかどうかは、本人の意識だけでなく、教育や職業、個人をとりまく環境によっても大きく左右される。したがって、政治参加にかかわるさまざまな要素を考慮したうえで、性別役割意識や性別分業との関連について考えなければならない。

このような観点から、政治参加の男女差の問題を、政治参加と不平等という、より大きな問題のな

かに位置づけ、研究をおこなっているのが、ヴァーバたちである(Schlozman et al. 1994, Verba et al. 1995, 1997, Burns et al. 2001)。ヴァーバたちのモデルでは、政治参加を資源、政治的関与、リクルートメントの3つの要因から説明する。資源とは、政治参加に費やせる時間、資金、市民的スキル(civic skills)のことである。このうち、市民的スキルとは、家庭や学校、職場をはじめとする社会生活のなかで獲得される「参加を容易にし、参加者としての個人の有効性を高めるようなコミュニケーション能力と組織能力」(Burns et al. 2001:33)を意味する<sup>(2)</sup>。一方、政治的関与とは、政治への心理的なかかわり方であり、リクルートメントとは、親族や職場、教会の仲間からの政治参加への誘いのことである。

彼らは、これら3つの要因に、家族要因(婚姻状態、就学前/就学中の子どもの有無)を加えて重回帰分析をおこない、資源(教育・収入・市民的スキル尺度)と政治的関与(政治的関心・政治的知識・有効性感覚)とくに、後者における女性の相対的低位が政治参加の男女差をもたらしていることを明らかにしている。さらに、政治的関与の男女差は、資源や家族要因をコントロールしてもなお消えないことから、彼らは、そこに政治的社会化による影響をみてとる(Verba et al. 1997)。

一方、日本に目を向けると、政治参加の男女差が言及されることはあっても、性差と政治参加というテーマを正面から扱った経験的な研究は少ない。

山田(2007)は、ヴァーバたちのモデルをもとに、女性が男性よりも政治に参加しないのは、「女性は男性よりも政治に参加するための資源に恵まれないから」「女性は男性よりも政治に興味がないから」という2つの仮説を立て、検討をおこなっている。山田によると、市民的スキル、教育、政治的関心のいずれにおいても、女性の値が男性のそれより低いことから、政治参加の男女差は、政治的資源と政治的関心の男女格差によって説明できるとしている。ただ、こうした性別と各項目とのあいだにみられる単純な相関は、本人の年齢や職業といった変数をコントロールすると消える可能性もある。

また、前田(2007)は、本稿と同じくJGSS-2003のデータを用いて、家庭生活や就業形態・職種における男女の違いが女性の政治参加を抑制しているのではないかという観点から分析をおこなっている。これはヴァーバたちのモデルでいうと、主に資源に着目した分析といえる。男女別に重回帰分析をおこなった結果、就業形態(正規雇用と自営)と家族環境(結婚と子どもの存在)が女性の政治参加をうながすことが確認されたが、男女差をもたらす媒介的な要因については、明確な結論は得られていない。

### 3. 分析枠組

本稿の目的は、政治参加におけるジェンダー・ギャップを生じさせる要因を明らかにすることである。したがって分析は、性別が第3変数を媒介して政治参加に影響を与えていることを想定したうえで、この第3変数になにかを検討することになる。媒介変数として検討されるべき変数は、性別と政治参加との関連がともに、ある程度、見込まれるものでなければならない。こうした点から先行研究で取り上げられた諸変数を整理し、図1のような分析枠組を設定した。

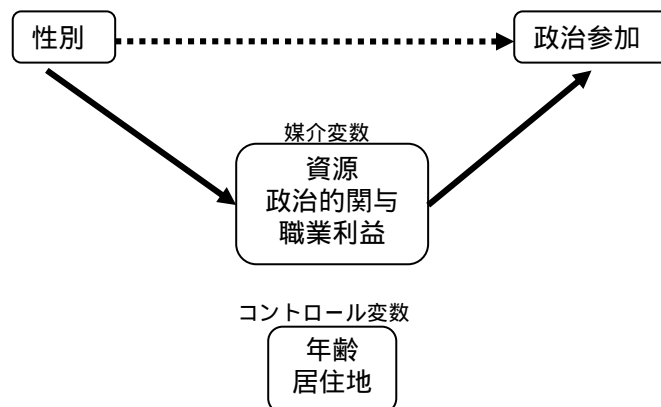


図1 性別と政治参加の媒介的な関係

媒介変数には、資源、政治的関与、職業利益を用いる<sup>(3)</sup>。このうち、資源と政治的関与は、ヴァーバたちの分析モデルに依拠している。同じくヴァーバたちの分析モデルにあったリクルートメント変数が媒介変数に入っていないのは、リクルートメントを測定する質問項目が JGSS-2003 にならなからだが、それにくわえ、資源の乏しい者や参加意志のない者は、たとえ勧誘を受けたとしても参加行動をとるとは考えにくいことから、ヴァーバたちがリクルートメントよりも資源と政治的関与を重視しているためでもある。

つぎに、職業利益について、欧米では一般的に、社会的地位の高い人ほど政治に参加する。しかし、日本では社会的地位と政治参加は関連せず、政治と職業利益が深くかかわる農業者や商工自営業者の政治参加が高いことが、これまでの研究で指摘されてきた(蒲島 1988)。日本における政治参加を検討する場合、この特徴を無視できないことから、分析にくわえることにする。

一方、政治参加は年齢や居住地とも関連することが知られている。年齢と政治参加との関連は非線形で、年齢が高くなるにつれ政治への参加度も高くなるが、50 歳代をピークにそれ以降は低下する(蒲島 1988)。また、居住地については、都市部よりも農村部での参加度が高い。本稿では、これら 2 つをコントロール変数として取り扱う。

## 4. データと指標

### 4.1 データ

JGSS-2003 (B 票) のうち、分析に用いる変数すべてに回答が有効な 1041 ケース (男性 485 人、女性 556 人) のデータを使用する。

### 4.2 指標

従属変数である政治参加の指標には、問 28 にある、過去 5 年間に経験した政治にかかわる行動「選挙で投票した」「自治会や町内会で活動した」「必要があって地元の有力者と接触した」「必要があって政治家や官僚と接触した」「議会や役所に請願や陳情に行った」「選挙や政治に関する集会に出席した」「選挙運動を手伝った」「市民運動や住民運動に参加した」「請願書に署名した」「献金やカンパをした」について、「した」に 1 点、「しなかった」に 0 点を与え、合計したものをを用いる。以下、これを「政治参加スコア」と呼ぶことにする (0~10 点: 係数 = .703)<sup>(4)</sup>。

つぎに、独立変数については、表 1 のように操作化した。

#### (1) 資源

「世帯収入」は資金に、「教育年数」「専門」「役職」「就業」「集団参加」は市民的スキルにかんする指標である<sup>(5)</sup>。このうち、市民的スキルについては、説明が必要だろう。

市民的スキルとは、参加を容易にし、参加者としての個人の有効性を高めるようなコミュニケーション能力と組織能力のことであった。市民的スキルの指標としてヴァーバたちは、教育や言語操作能力にくわえ、職場・ボランティア・アソシエーション・教会において、過去 6 か月の間に、手紙を書く、集団としての意思決定をおこなう会議へ参加した、会議の設定や主催をした、人前で意見発表やスピーチをした経験をたずねている。

残念ながら、JGSS-2003 にはこれに相当する質問項目はない。しかし、質問の内容から、自分の考えを他者に伝達する能力や、意見を調整する能力を測定しているように思われる。だとすれば、教育レベルの高い人は、学校教育をとおしてそうした能力を取得しやすいだろうし、社会的地位の高い職業に就いている人、管理職に就いている人は、そうでない人にくらべて、市民的スキルを実践し、発展させる機会が多いと考えられる。そこで、市民的スキルの指標として、教育年数、専門職に就いているか(「専門」)、組織内で役職に就いているか(「役職」)を用いることにする。

さらに、市民的スキルを取得し、実践するためには、個人は組織につながっていなければならない (Verba et al. 1995:311)。ヴァーバたちは、仕事に就いていること、ボランティア・アソシエーション

や教会といった非政治的組織への加入を指標としている<sup>(6)</sup>。ここでは、仕事に就いているか否かと、ボランティアグループ、宗教団体、スポーツ関係のグループ、趣味の会など、政治に関係しない集団への加入数を用いる。

表1 分析に使用する独立変数

分類	変数	内訳
性別		女性=1 男性=0
コントロール変数	年齢	20代(基準)/30代/40代/50代/60代/70代以上
	居住地	郡部=1 その他=0
資源	世帯収入	中央値を使用 0~2300万円
	教育年数	6~18年
	専門	専門=1 その他=0
	役職	「経営者・役員」「課長相当職」「部長相当職」=1 それ以外=0
	就業	有職=1 無職=0
	集団参加(0~4点)	「ボランティア」「宗教団体」「スポーツ」「趣味の会」各々参加=1 不参加=0を加算
政治的関与	政治的関心(1~4点)	問15 「あなたは政治上の出来事に、どれくらい注意をはらっていますか」 1. 「ほとんど注意をはらっていない」~4. 「つねに注意をはらっている」(元の値を反転)
	有効性感覚(2~8点)	問19_A 「自分のようなふつうの市民には、政府のすることに対して、それを左右する力はない」
		問19_B 「政治や政府は複雑なので、自分には何をやっているのかよく理解できない」
		1. 「賛成」~4. 「反対」の値を加算( $\alpha$ 係数=.663)
参加志向(3~12点)	問26_A 「政治とは、自分から積極的に働きかけるものである」	
	問26_C 「政治とは、なるようにしかならないものである」	
	問26_D 「政治的なことにはできればかかわりたくない」	
	問26_Aのみ元の値を反転させ、1. 「そう思う」~4. 「そう思わない」の値を加算( $\alpha$ 係数=.644)	
職業利益	自営	専門職以外の職業における「自営業主」「家族従業員」=1 それ以外=0

## (2)政治的関与・職業利益

政治的関与の指標は、「政治的関心」「有効性感覚」「参加志向」である。このうち、「政治的関心」「有効性感覚」は、ヴァーバたちの分析でも使用されている<sup>(7)</sup>。点数が高いほど、その志向が高いようにしてある。

このほか、JGSS-2003 には、「政治とは、自分から積極的に働きかけるものである」「政治とは、なるようにしかならないものである」「政治的なことにはできればかかわりたくない」という質問があり、これらは個人の政治へのかかわり方を知るうえで重要である。回答は、「そう思う」(1点)から「そう思わない」(4点)まで求められている。ここでは、「政治とは、自分から積極的に働きかけるものである」の回答を反転させたうえで、3つの回答の点数を合計した「参加志向」尺度を用いる。これもほかの変数と同様、点数が高いほど政治への参加意志の強さをあらわすようにしてある。

一方、職業利益にかんしては、農業自営と商工業自営を合わせたもの、つまり専門職以外の自営業(家族従業員含む)を指標として用いる<sup>(8)</sup>。

## 5. 分析

### 5.1 政治参加のジェンダー・ギャップを引き起こす要因

#### 5.1.1 性別と従属変数・独立変数との関連

まず、性別と政治参加スコア、資源、政治的関与、職業利益との関連について確認しておこう（表2、表3）。

従属変数である政治参加スコアと性別との関連は 0.1%水準で有意であり、単純な相関をみるかぎり、たしかに女性は男性よりも政治に参加しないといえる<sup>(9)</sup>。しかし関連の強さをみると、男性と女性の違いは大きいものではない。

他の変数との関連をみていくと、政治的関与にかかわる変数はすべて有意である。つまり、女性は男性よりも政治的関心、有効性感覚、参加志向が低い。これらは、女性の政治的態度や行動について一般的にいわれている特徴と一致する。一方、資源については、教育年数と役職、就業が有意である。女性には教師が多いためか、専門は有意ではない。

全体的に性別との関連は強くないが、これら性別と有意に関連するいくつかの変数が、媒介変数である可能性が高い。

表2 性別と従属変数・独立変数との関連（分散分析）

	政治参加スコア	世帯収入	教育年数	集団参加	政治的関心	有効性感覚	参加志向
男性	2.9	613.2	12.3	0.5	2.8	4.5	8.6
女性	2.4	577.2	11.9	0.5	2.6	4.1	7.8
有意確率	.000	n.s.	.002	n.s.	.000	.000	.000
$\eta^2$	.017	.002	.009	.000	.020	.012	.031

(注) 表の値は平均値。なお、世帯収入の単位は万円、教育年数の単位は年。

表3 性別と独立変数との関連（ $\chi^2$ 検定）

	専門	役職	就業	自営
男性	8.7 (42)	15.7 (76)	69.3 (336)	12.8 (62)
女性	8.3 (46)	1.6 (9)	50.2 (279)	9.4 (52)
有意確率	n.s.	.000	.000	n.s.
CramerV	.007	.256	.194	.055

(注) 表の数値は各項目に就いている人の割合(%)を示す。()内はケース数。

#### 5.1.2 性別と政治参加との関連

さて、本稿の目的である性別と政治参加との関連の検討に入ろう。年齢、居住地、資源、政治的関与、職業利益の各変数をコントロールしても、性別の効果はみられるのだろうか。

表4は、政治参加スコアを従属変数にした重回帰分析の結果である。モデル1は、独立変数として性別と年齢、居住地を投入したモデル、モデル2は、モデル1に資源と政治的関与、職業利益の各変数を投入したものである。

性別の回帰係数をみると、モデル1では有意であったが、すべての変数を投入したモデル2では有意でなくなっている。

表 4 政治参加スコアの重回帰分析

	モデル1	モデル2
性別	-.129 ***	-.044
30代	.186 ***	.158 ***
40代	.310 ***	.197 ***
50代	.328 ***	.178 ***
60代	.330 ***	.249 ***
70代	.215 ***	.190 ***
居住地	.019	.043
世帯収入		.113 ***
教育年数		-.010
専門		-.047
役職		.011
就業		.097 *
集団参加		.200 ***
政治的関心		.161 ***
有効性感覚		.066 *
参加志向		.129 ***
自営		.034
調整済みR <sup>2</sup>	.065 ***	.236 ***

(注1) \*\*\* $p < .001$ , \*\* $p < .01$ , \* $p < .05$

(注2) 数値は標準化回帰係数 $\beta$ 。

モデル 2 を詳しくみていこう。5%水準未満で有意な変数は、年齢、世帯収入、就業、集団参加、政治的関心、有効性感覚、参加志向である。つまり、20代にくらべて上の世代ほど政治に参加するし、収入の高い人、働いている人、加入集団数が多い人ほど政治に参加する。さらに、政治に対する関心や有効性感覚が高く、政治にかかわろうとする意志をもつ人ほど政治に参加するというわけである。

一方、市民的スキルの指標である教育年数、専門、役職や、職業利益の指標である自営は、政治参加に関連していない。教育年数、専門については、社会的地位と政治参加は相関しないという日本の政治参加の特徴と合致している。職業利益については、農業自営と商工自営の合成変数を使用したため、先行研究での知見と異なる結果になったのかもしれない。

ところで、政治参加と有意な変数のうち、性別とも有意に関連していたのは、就業、政治的関心、有効性感覚、参加志向である。回帰係数の値がもっとも高い集団参加は、性別との関連はみられなかった(表 2)。つまり、これらが意味するのは、性別と政治参加との関連は直接的なものではなく、就業、政治的関心、有効性感覚、参加志向を介した、間接的な関連であったということである。

### 5.1.3 間接効果の検討

性別と政治参加との関連は、就業、政治的関心、有効性感覚、参加志向を介したものであることが明らかになったが、ここで新たな問いが生じる。それは、これら 4 つの媒介変数のうち、性別と政治参加との関連をもっとも強く媒介しているのはどの変数なのか。いいかえると、媒介変数の間接効果はそれぞれの程度の大きさなのか、という問いである。この問いに答えるために、ここでは、次のような方法で間接効果を測ることにする<sup>(10)</sup>。

まず、政治参加スコアを従属変数とし、性別と年齢、居住地を独立変数にした先のモデル 1 の結果を基本モデルとして位置づける。そして、この基本モデルにひとつの媒介変数、たとえば就業を追加

した場合に、基本モデルにくらべて、性別の回帰係数がどのくらい変化したのかをみていくという方法である。就業以外の他の変数についても同様の方法で回帰係数の変化量を算出する。回帰係数の変化量は、性別から媒介変数への効果と、媒介変数から政治参加への効果をあわせたものと考えられるので、この変化量が大きいほど、間接効果が大きいとみなすことができる<sup>(11)</sup>。

表5には、以上の方法で求めた性別の回帰係数の変化量が示されている。なお、変化量の値は、非標準化回帰係数にもとづき算出している<sup>(12)</sup>。

表5 就業・政治的関心・有効性感覚・参加志向による間接効果の検討

基本モデル	投入した媒介変数	性別の標準化回帰係数	性別の非標準化回帰係数	非標準化回帰係数の変化量
性別+年齢+居住地		-.129	-.490	-
	+参加志向	-.082	-.312	.178
	+政治的関心	-.091	-.345	.145
	+就業	-.099	-.374	.116
	+有効性感覚	-.103	-.391	.099

非標準化回帰係数の変化量は大きいものから順に、参加志向、政治的関心、就業、有効性感覚となっている。参加志向と政治的関心との差は0.033、政治的関心と就業との差は0.029、就業と有効性感覚との差は0.017であり、4つの媒介変数のなかでは、参加志向と政治的関心による間接効果がやや大きい感がするものの、他の2つの変数にくらべて顕著な差があるとまではいえない。

## 5.2 政治的関心・有効性感覚・参加志向の規定因

以上のように、媒介変数による間接効果にかんしては、4つの変数のあいだに明確な違いを見出すことはできなかった。しかしながらいえることは、参加志向、政治的関心、有効性感覚が高いほど、また、無職よりも有職であるほうが、政治により参加するということである。いいかえると、女性の政治的関与（参加志向・政治的関心・有効性感覚）が高くなるほど、あるいは就業する女性が多くなるほど、女性の政治参加度は高くなることを意味している。

そこで最後に、女性の政治参加を高める要因について考えるためにも、これらの媒介変数に影響を与えている要因について検討しておくことにしたい。ただし、ここでは、媒介変数のうち、参加志向、政治的関心、有効性感覚についてのみ検討することにする。というのは、ある女性が就業する/しないは、本人の個人的要因だけでなく、女性就業をとりまく制度的要因も考慮しなければならず、本稿の守備範囲を超える。それと、女性の政治参加行動とともに、女性の政治的態度がなにによって説明されるのかという問い自体が、探求すべき課題だからである（たとえば、飽戸1975、神林2004など）。

表6は、参加志向、政治的関心、有効性感覚を従属変数とした重回帰分析の結果である。女性の意識について検討することが目的なので、分析は男女別になされている。

独立変数には、5.1.2の分析で使用した変数にくわえ、新たに性別役割意識が投入されている。2節で述べたとおり、女性の政治的態度の形成には、性別役割意識が深くかかわっているという指摘が数多くなされてきた。この見解が経験的に正しいかどうか、データを使って確認してみる必要がある。性別役割意識の指標には、「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」「母親が仕事をもつと、小学校へあがる前の子どもによく影響をあたえる」に対する回答の点数を合計したものをを用いる（係数=.769）。値は、性別役割に肯定的な意見に高い値を与えるようにしてある。



表 6 参加志向・政治的関心・有効性感覚の規定因

	参加志向		政治的関心		有効性感覚	
	女性	男性	女性	男性	女性	男性
30代	-.013	.115	.078	.005	.058	-.002
40代	.014	.199 **	.216 **	.188 **	.069	.037
50代	.088	.278 ***	.353 ***	.248 ***	.080	.086
60代	.040	.334 ***	.332 ***	.426 ***	-.012	.234 **
70代	.001	.258 **	.338 ***	.365 ***	.041	.099
居住地	.009	.033	-.013	-.053	.043	-.118 **
世帯収入	.004	.096	.074	.111 *	.056	.091
教育年数	.174 **	.126 *	.189 ***	.242 ***	.098	.200 ***
専門	.025	-.053	.044	-.114 *	.095 *	-.047
役職	.027	-.013	.085 *	.000	.045	.061
就業	-.030	.014	-.028	-.058	-.139 *	.041
集団参加	.156 ***	.210 ***	.150 ***	.222 ***	.194 ***	.150 **
自営	.047	-.014	.094 *	.024	.096 *	-.010
性別役割意識	-.003	-.092 *	.014	-.022	-.134 **	-.173 ***
調整済みR <sup>2</sup>	.047 ***	.100 ***	.139 ***	.223 ***	.090 ***	.149 ***

(注1) \*\*\*  $p < .001$ , \*\*  $p < .01$ , \*  $p < .05$

(注2) 数値は標準化回帰係数  $\beta$ 。

女性の結果についてみていくと、まず、参加志向は、教育年数と集団参加が有意である。教育年数が高いほど、加入集団数が多いほど政治参加への志向性が高い。

政治的関心については、年齢と教育年数、役職、集団参加、自営が有意な効果をもっている。20代にくらべて40代以上の人のほうが政治への関心が高く、参加志向と同様に、教育年数が高いほど、加入集団数が多いほど政治に対する関心は高くなる。また、自営と役職がともに有意であることから、会社の経営や意思決定にかかわる立場にあることが、政治に対する関心を高めるようである。

有効性感覚については、集団参加と専門、自営が正の効果をもっている。性別役割意識の値は性別役割への肯定度をあらわすので、性別役割に肯定的であるほど有効性感覚が低いことを意味している。一方、就業は有効性感覚を高めると予想していたが、効果は負であった。この負の効果は、就業形態をコントロールしても変わらない。つまり、正規であっても非正規であっても、働いている女性は働いてない女性にくらべて有効性感覚が低いというわけである。これはどのように解釈すればいいのだろうか。

有効性感覚には、自分自身が政治に影響力をもちうるという内的有効性感覚と、民意に応じて政府や政治が変わりうるという外的有効性感覚があるが、JGSS-2003でたずねているのは前者である(安野・池田 2002)。この自己の影響力という点に注目すると、次のような解釈も可能であると思われる。すなわち、労働市場において、女性は男性にくらべて労働条件や仕事内容の面で不利である。しかし、こうした状況を自らの力で変えていくのは容易でない。この「現状を変革することが困難である」という認知(神林 2004)が、無職女性にくらべて、有職女性の有効性感覚を低くさせているのではないかというものである。

この論理にしたがえば、有効性感覚に対する自営と専門の効果にかんしても、次のように説明できるだろう。専門職や自営業の女性は、他の就業形態にくらべると、仕事の自律性は比較的高い。また、専門はその専門的知識・技能ゆえに、自営はその地位(家族)ゆえに、自身の意見や考えを会社内で

の意思決定に反映させやすいと思われる。こうした特徴が、専門職や自営業の女性の有効性感覚を高めているのではないか。

ただ、この論理にはおおきな飛躍がある。というのは、ある集団における有効性感覚が、政治に対する有効性感覚に直結するとは必ずしもいえないからである。したがって、これらの解釈には、さらなる検討が必要である<sup>(13)</sup>。

## 6. おわりに

本稿の目的は、政治参加のジェンダー・ギャップがなににより引き起こされているのかを明らかにすることであった。得られた知見をまとめると、つぎのようになる。

まず、性別と政治参加の関連は直接的なものではなく、就業と政治的関与（政治的関心、有効性感覚、参加志向）を介した間接的な関連であることが明らかになった。すなわち、政治参加のジェンダー・ギャップは、女性の政治に対する関心や有効性感覚の低さ、政治参加への志向性の低さによって引き起こされるとともに、仕事をとおして得られる政治的資源（市民的スキル）に接する機会の少なさも、ジェンダー・ギャップの一因となっている。

つぎに、媒介変数による間接効果については、就業と政治的関心、有効性感覚、参加志向のあいだに、明確な違いを見出すことはできなかった。

さらに、媒介変数のうち、政治的関与変数にかんして、その規定因を分析した結果、参加志向については、教育年数／集団参加が、政治的関心については、年齢／教育年数／役職／集団参加／自営が有意な効果をもっていた。また、有効性感覚については、集団参加と専門、自営が正の効果をもっていることが明らかになった。

これらの結果をふまえたうえで、以下、3つの点について、筆者の見解を述べておきたい。

まず、女性の政治的態度に対する性別役割意識の影響についてである。女性の政治に対する態度を基本的に規定しているのは性別役割意識である、という指摘がなされてきたが、今回の分析では、性別役割意識は、有効性感覚に対してのみ影響を与えていた。ところが、表6をみると、性別役割意識は、男性の政治的態度に対しても、女性と同じく負の影響を与えている。だが、理論的に考えると、性別役割意識の効果の向きは、男性と女性とでは逆になることから（注3参照）、この効果が、本当に性別役割意識によるものなのか、少々疑わしい。

この点にかんして、神林は、性別役割意識の質問項目が回答者の性別役割観を測定しているのではなく、性別役割意識と正の相関をもつ権威主義的態度を測定している可能性を指摘している（神林2004）。神林の分析によると、有効性感覚と性別役割意識との有意な関連は、権威主義的態度をコントロールすると、男性では、性別役割意識の有意が消えた代わりに、権威主義的態度が有意になり、女性では、性別役割意識と権威主義的態度がともに有意になった。この結果から神林は、男性の性別役割意識の効果は、権威主義的態度による疑似的な相関であり、女性の性別役割意識の効果は、単純に権威主義に還元できないものの、それが本当に「性別役割の内面化の程度」として有効に機能したのか疑問であると述べている（神林2004：91）。

今回のデータには、権威主義的態度にかんする項目がないため、神林の主張を確認することができないが、権威主義による疑似相関の可能性も含め、「性別役割の内面化の程度」の指標としての性別役割意識の妥当性についても、今後、検討が必要であろう。

つぎに、女性の政治参加を高める要因について、今回の分析からどのようなことがいえるだろうか。政治参加の男女差は、就業と政治的関与の男女差に起因することから、女性が仕事に就き、政治への心理的関与を高めることで、政治参加の男女差は縮小すると考えられる。一方、政治的関与の規定因は、表6のとおり、参加志向、政治的関心、有効性感覚でそれぞれ異なっていた。しかし、そのなかであって、集団参加だけは、これら3つの政治意識に対して有意な効果をもっていた。つまり、集団に参加することが、女性の政治に対する関心や有効性感覚、政治参加への志向性を高めるということである。

もちろん、もともと政治に関心のある人や政治的な行動をとろうとする人は、さまざまな集団に参加するという、逆向きの因果も考えられよう。あるいはまた、別の変数による疑似相関ということもありうる。しかし、今回のデータからそれらを特定することは困難である。したがって、逆向きの因果や疑似相関の可能性を残しつつも、今回のデータにもとづけば、さまざまな集団に参加することが、女性の政治に対する心理的な関与を高め、女性の政治活動をより活発なものにすると考えられよう。

それにくわえ、5.2 の分析で示されたように、たんに仕事に就くだけでなく、会社としての意思決定に影響を及ぼしうる地位に就くことも、女性の政治参加を高めるうえで、重要であると思われる。

最後に、集団参加と政治参加について。集団参加は、政治参加行動と政治的関与のすべてに関連していたが、集団参加は、政治とどのようにかかわるのだろうか。

政治参加における集団参加の重要性については、社会的連帯仮説として小林がすでに述べているところである。小林は、全体が問題になるのは、孤立した個人がさまざまな形で社会に参加して社会的な存在になるときであり、そこで形成された社会的連帯こそが全体への関心を引き起こし、それが政治参加へと人を導くという。このように、社会的連帯が民主的な政治参加に係るものは、集団参加自体が、参加の意義を人びとに認知させ、ひいては、全体社会の政治も参加の構図でみる動機づけを与えるためである（小林 2002：71,80-81）。

集団参加が、政治参加行動や参加志向、政治的関心に関連していることは、この説明により理解できる。また、就業が政治参加行動に関連していたことも、職業集団への参加という点から説明することも可能である。

だが、ひとつ気になるのは、集団参加がどのようにして人びとに参加の意義を認知させたり、全体社会の政治を参加の構図でみる動機づけを与えるのか、という点である。

参加志向とそれ以外の政治意識との関連、あるいは参加志向とさまざまな政治行動との関連を調べていくと、とくに女性において、参加志向と有効性感覚とのあいだに、やや強い相関があることがわかる（全体=.419、女性=.448、男性=.363：すべて0.1%水準で有意）<sup>(14)</sup>。つまり、政治に参加しようという人たちは同時に、自分たちが政治を変えようという意識をもつ人たちなのである。

このことから、うえの疑問について、こうは考えられないだろうか。集団の一員として仲間とともに考え、行動することをとおして得られる、自分が仲間に対してなにかをなしうるという感覚が、特定の集団を超えて、より大きな社会に対する自己の影響力を確信させ、個人を全体社会とのかかわりへと押し出すのではないかと。つまり、集団への参加をとおした有効性感覚の増大が参加志向を高め、さらには、女性の政治参加をうながすことにつながるのではないかと考えられるのである。

しかし、質問で問われているのは、全体社会の政治に対する有効性感覚であって、個人的な有効性感覚ではない。したがって、この説明は、仮説の域を出るものではない。この説明が妥当なものかどうかは、今後、経験的なデータによって問われなければならないだろう<sup>(15)</sup>。

#### [Acknowledgement]

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研究情報センター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。

#### [注]

- (1) 性差の視点に立った政治的社会化研究の概括については、青木（1991）を参照のこと。
- (2) Verba et al.（1995）では、市民的スキルを「政治生活において時間と資金を効果的に使うことを可能にするコミュニケーション能力と組織能力」と定義しているが、Burns et al.（2001）におけるこの定義のほうがより適切であるように思われる。

(3) 分析枠組に、家族要因と性別役割意識が入っていないことについて、補足的に説明しておく。

まず、婚姻状態や子どもの有無といった家族要因は、性別と関連しないため、媒介変数であるとは考えられない。次に、性別役割意識であるが、一般的に、性別役割意識は、女性よりも男性のほうが保守的であることが知られている（たとえば、吉川（1998））。だとすれば、男性には性別分業に肯定的な意見をもつ者が多く、彼らは政治を男性の仕事ととらえ、政治に積極的なはずである。一方、同じように保守的でも、女性の場合は、政治に対して消極的になるだろう。このように、性別役割意識の効果は男女で逆に作用すると考えられるため、政治参加における男女差の要因分析に、性別役割意識を含めるのは適切ではないと判断した。

試みに、5.1.2の政治参加スコアを従属変数とした重回帰分析において、性別役割意識変数（後述）を含めた分析もおこなってみたが、性別役割意識は有意ではなく、分析結果に違いはみられなかった。

- (4) 多様な政治参加の形態をこのように尺度化することに対する批判もある。西澤（2004）や山田（2004）は、個々の参加形態は、参加の難易度によって一次的に配列されるのではなく、それぞれ独自の論理で選択されていると主張する。そうした可能性も否定しないが、政治参加スコアの係数は尺度として用いても問題のないレベルであること、また、全般的な政治参加と性別との関連を検討する本稿の目的から、ここでは連続尺度を用いる。
- (5) 時間にかかわる変数（通勤・勤務時間）は、就業との相関が高かった（.844）ため、今回の分析から除外した。なお、「通勤・勤務時間」は、「通勤時間」と「週当たりの勤務日数」をかけた数値に、「勤務時間（週合計）」を足して算出した。
- (6) より厳密に言えば、就業と非政治的組織は、市民的技能そのものの指標というより、市民的技能を育む場としてとらえられる（Verba et al. 1995）。
- (7) ヴァーバたちは、政治的関与の指標として、「政治的関心」「有効性感覚」「政治的知識」を用いているが、「政治的関心」「有効性感覚」が主観的な指標であるのに対し、「政治的知識」は客観的であり、前の2つとは異なると述べている（Verba et al. 1995 : 347）。ここでは、政治への心理的なかわり方という政治的関与の定義にしたがい、主観的指標のみ取り上げることにした。
- (8) 「農業」と「商工自営」を別の変数として扱わなかったのは、「農業」という変数は意味する内容が不明瞭であり、これのみでは概念化が難しいが、「商工自営」を含めた変数であれば職業利益としての概念化が可能であると考えたためである。
- (9) 男女別に個々の参加形態における経験者の比率をみると、「献金」を除くすべての参加形態において、経験者の比率は男性のほうが高い。しかし、男女で比率が有意に異なっているのは、「地元の有力者と接触」「政治家や官僚と接触」「集会に出席」( $p < .001$ )、「選挙運動の手伝い」( $p < .01$ )の4項目だけであり、「投票」「町内会で活動」「議会や役所に請願」「市民運動に参加」「署名」「献金」にかんしては、有意な違いはみられない。
- (10) 間接効果を測る方法にかんしては、本稿のやり方ではなく、4つある媒介変数の可能なすべての組み合わせを投入していき（たとえば、「就業+政治的関心」「就業+政治的関心+有効性感覚」など）決定係数の変化量をみてはどうかというコメントをいただいた。しかし、決定係数はモデルとしての適合度を示すものであり、ここでの問いである、個々の媒介変数の間接効果を検討するには適切な方法ではないと思われる（たとえば、媒介変数を追加した結果、決定係数が大きく上昇しなくても、その変数が効果を示し、代わりに性別の効果が減退する可能性も考えられる）。
- (11) 性別から媒介変数への効果については、それぞれの媒介変数を従属変数とし、年齢・居住地でコントロールした多変量解析によっても確認している。
- (12) 標準化は、連続的な値を平均0、標準偏差1に変換する操作なので、カテゴリー変数である性別をわざわざ標準化する必要はない。むしろ非標準化の値をみたほうがわかりやすい。
- (13) 家族要因は、性別と関連する変数ではないため、ジェンダー・ギャップを生じさせる媒介変数とはいえないとした（注3）。しかし、女性だけを対象にして、政治的な行動や意識のレベルを問う場合、女性内部における違いを引き起こす要因となりうる（たとえば、前田 2007）。念のため、婚姻状態（既婚/未婚）と6歳以下の末子の有無を含め、同様の分析をおこなったが、結果に違いはみられなかった。

- (14) 数値は、年齢（連続変数）でコントロールした偏相関係数である。  
 (15) ここで述べていることは、5.2の有効性感覚の解釈にも関連している。

#### [参考文献]

- 青木泰子, 1991, 『世論民主主義 - 女性と政治 - 』早稲田大学出版部.  
 飽戸弘, 1975, 「現代女性の政治意識とライフスタイル - 夫婦の意識の関連を中心に - 」日本人研究会編 『日本人研究』No.3:178-221.  
 Burns, Nancy, Kay Lehman Schlozman, and Sidney Verba, 2001, *The Private Roots of Public Action: Gender, Equality, and Political Participation*, Harvard University Press.  
 独立行政法人国立女性教育会館編, 2009, 『男女共同参画統計データブック 2009』ぎょうせい.  
 蒲島郁夫, 1988, 『政治参加』東京大学出版会.  
 神林博史, 2004, 『階層意識とジェンダーに関する計量社会学的研究』平成 16 年度東北大学大学院文学研究科博士学位論文.  
 吉川徹, 1998, 「性別役割分業意識の形成要因」尾嶋史章編 『ジェンダーと階層意識』1995 年 SSM 調査シリーズ 14, 1995 年 SSM 調査研究会.  
 小林久高, 2000, 「政治意識と政治参加の動態」間場寿一編 『政治』講座社会学 9, 東京大学出版会.  
 前田幸男, 2007, 「性別役割分業と政治参加」永井暁子・松田茂樹編 『対等な夫婦は幸せか』勁草書房.  
 増山幹高・山田真裕, 2004, 『計量政治分析入門』東京大学出版会.  
 西澤由隆, 2004, 「政治参加の二重構造と『関わりたくない』意識: Who said I wanted to participate?」『同志社法学』55-5:1215-1243.  
 大山七穂, 2002, 「政治的態度と行動にみるジェンダー」『東海大学紀要文学部』78:167-183.  
 Schlozman, Kay Lehman, Nancy Burns and Sidney Verba, 1994, “Gender and the Pathways to Participation: The Role of Resources,” *The Journal of Politics* 56-4:963-90.  
 Verba, Sidney, Kay Lehman Schlozman, and Henry E. Brady, 1978, *Participation and Political Equality: A Seven-Nation Comparison*, Cambridge University Press (三宅一郎・蒲島郁夫・小田健訳, 1981, 『政治参加と平等 - 比較政治学的分析』東京大学出版会).  
 Verba, Sidney, Kay Lehman Schlozman, and Henry E. Brady, 1995, *Voice and Equality: Civic Voluntarism in American Politics*, Harvard University Press.  
 Verba, Sidney, Nancy Burns, and Kay Lehman Schlozman, 1997, “Knowing and Caring about Politics: Gender and Political Engagement,” *The Journal of Politics* 59-4:1051-72.  
 山田真裕, 2004, 「投票外参加の論理 - 資源、指向、動員、党派性、参加経験 - 」『選挙研究』9:85-99.  
 山田真裕, 2007, 「日本人の政治参加におけるジェンダー・ギャップ」川人貞史・山元一編 『政治参画とジェンダー』東北大学出版会.  
 安野智子・池田謙一, 2002 「国民と政治の関わり - 政治の有効性感覚と社会関係資本」岩井紀子・佐藤博樹編 『日本人の姿 JGSS にみる意識と行動』有斐閣選書.