

社会心理学研究 第12巻第2号
1996年, 77-85

「男であること」・「女であること」の有利性に関する内集団・外集団 意見分布の推定

堀田 美保 (近畿大学文芸学部)

Perceived distributions of ingroup and outgroup opinions about the advantage of being men and women

Miho HOTTA (*Department of Arts and Literature, Kinki University*)

Three-hundred and sixty four males and females were asked to estimate the distributions of men's and women's (ingroup and outgroup) opinions about the advantage of being men and women. They were also asked to indicate their own opinions about the advantage of the two sexes as well as their satisfaction with being their own sex. First, intergroup differences were found in the estimated opinion distributions; both male and female respondents estimated that, in their outgroup rather than in their ingroup, there must be more opinions that the respondents' own sex is advantaged, while the perceived intergroup differences showed the reverse directions regarding their opposite sex. Second, the outgroup homogeneity effect were identified in male respondents' estimates. Third, those who considered their own sex more advantaged and estimated higher percentage of the same opinion in their ingroup were more satisfied with being their own sex. Forth, the female respondents were satisfied with being their own sex as much as the males were, in spite of the recognition of relative disadvantage of being women.

Key words: distribution estimate, intergroup biases, equality between sexes, fairness

キーワード: 分布推定、集団間バイアス、男女平等、公平感

男女のあり方について、現代は伝統主義から平等主義への移行期であるといわれている。就業・家事・子育てなどにおける男女の役割分担、男らしさ・女らしさ、あるいは夫婦の姓の選択など多様な問題について論議が繰り返されてきているが、このような社会的動きは、ひとつには、「女であることは損である」という認識から始まったといえよう。男女平等化とは権利・義務・機会などの社会的資源の分配問題であり、「損である」あるいは「不公平である」といった認知は、様々な要因から導き出された、分配に対する総体的判断である。このような認知は情緒的反応を引き起こし、状況変化を促す動因となる (Adams, 1965)。

男女平等の実現は目指すべき理念として公けに認められてきているが、「平等」とは具体的に何を等しくすることなのか、その実践原理についての見解は多様であり (Breakwell, 1990; 竹中, 1994)、女性に対するアファーマティブ・アクション (格差是正のための積極的優遇措置) についての近年の論議はその一例であろう (Opatow, 1992)。男女平等化の出発点であった「男・女であること」の損得という問題についてでさえ、マスコミ (たとえば SPA, 1994) あるいは日常会話など多くの場で今なお論議が続いている。また、「表面上は平等主義だが基本的には伝統主義 (p. 272)」である疑似平等主義者 (東・鈴木, 1991) あるいは新性差別主義者

(neosexists, Tougas, Crosby, Joly, & Pelchat, 1995) が増加しているという指摘もある。これらは、男女平等が理念として定着しているがために公的意見としては平等主義を示す者が増加しているが、個々人の私的意見は余り変化していないことの現れとも考えられる。

個人の意見と社会における意見風土との関連性についてはいくつかの理論が呈示されてきている。たとえば、ノエル・ノイマン (1988) の「沈黙の螺旋」理論は両者の関係を以下のように説明している。争点となっている事柄に関して、自己の意見が社会の中で優勢であると認知した者は声高にその意見を唱える一方で、劣勢であると認知した者は孤立への恐怖から声を潜め、優勢意見へ同調していく。その結果、優勢意見の勢力が次第に拡大していく。このように螺旋理論では「孤立への恐怖による優勢意見への同調」がその中心に置かれているが、優勢・劣勢意見は何かを把握する能力 (準統計的能力) の保持が理論の前提とされており、実は、社会の中での意見分布を推定する能力は、同調行動を決定づける重要な役割を持つといえる。特に、対象となる事柄に関して社会の中での意見分布が不確かあるいは変動していると認知されるとき、あるいは、個人が自己の立場を評価するための基盤が揺らいでいると認知されるときに、分布推定の重要性が増すと考えられる。本研究では、現在、価値観が変動しているとされる男女間での社会的資源の分

配についての論議、特に男女の有利性（得である・損である）という問題をとりあげ、それに関する意見分布推定の特性について検討した。

さて、意見分布推定は個人の態度さらには社会全体の動向に重要な意味を持つと考えられるが、それが現実分布をどの程度反映しうるのかは研究者の関心の一つであった。我々の分布推定はかなり正確であるとする見解がある一方で (Nisbett & Kunda, 1985)、分布推定には組織的なバイアスが介入するという報告は多い。

第一に、ステレオタイプに関する諸研究からは、分布推定における様々な内集団-外集団バイアスが報告されている。たとえば、外集団同質性効果 (out-group homogeneity effects) とよばれる推定バイアスはかなり一貫した認知傾向とされる (Judd, Ryan, & Park, 1991; Park & Rothbart, 1982; Park, Ryan, & Judd, 1992; Quattrone & Jones, 1980)。外集団同質性効果とは、外集団に対する分布推定ではその散らばりが過小評価され、典型性が過大評価される傾向を指す。つまり「我々」は様々な特性を持つ異なる存在であると認知されるのに対して、「彼（女）ら」は典型的特性を共有する者として一括して認知される傾向といえる。また、内集団と外集団の差が過大評価される傾向 (Campbell, 1967)、あるいは現実には存在しない集団間差さえも認知される傾向 (Howard & Rothbart, 1980) は、内集団ひいきと伴って、集団間葛藤を引き起こす深刻なバイアスとされている (Krueger, 1992)。

このような内集団-外集団バイアスは、男女平等化という問題にとって重要な意味を持つと考えられる。男女の役割分担や夫婦の姓の選択の問題について、男女間での意見格差がしばしば指摘されているが (NHK 世論調査部, 1991; 鈴木, 1994)、もしこのような意見格差が過大視され、それぞれの集団の意見の同質性が過度に認知されているとすれば、男女間の対立感が助長され、さらにその対立感が意見差の認知を強めるという悪循環に陥る可能性がある (Dawes, Singer, & Lemons, 1972)。果たして、男女間での社会的資源の分配に関する男性意見と女性意見はそれぞれどのように認知されているのだろうか。

また、意見分布推定における別のタイプのバイアスとして「合意性の錯誤 (false consensus (FC) 効果) (村田, 1986; Ross, Greene, & House, 1977) があげられる。FC 効果とは、自分と同じ意見を持つ人の割合を過大推定する傾向を指すもので、発見法的な認知メカニズムによる結果であるとされる (村田, 1986)。が、同時に、FC 効果は世間の意見と自己意見の一致を求める傾向ともいわれ、両者の一致感が肯定的な自己受容につながるという見解もある。たとえば、社会的同一性理論は、所属集団への同一性が高い成員は、その集団の意見と自

己意見との一致を求める傾向があり、性はそのような傾向を生み出す集団カテゴリーとして重要であるとされる (Turner, 1982)。このような見解からすると、自己意見-同性意見間の一致と自己の性の肯定的評価との間には正相関があることが予想される。

しかし、男女の有利性に関する意見の場合、同性意見と自己意見の一致と自己の性の評価との間には別の関係が存在する可能性もある。Major (1994) は、社会の中で不利な立場にある者が、有利な立場にある者との格差を認識せず、あるいはたとえ認識していたとしても、現状に満足していると感じる傾向を逆説的満足として分析している。この傾向は女性において顕著にみられるとされ、たとえば、同程度に社会的威信のある職業に就いている男女を比較してみると、男女の賃金差を明確に認識しているにも関わらず、女性は不満を示すことがないことや (Crosby, 1982)、家事負担が不平等であることを認めながらも、女性がそれに満足していることが報告されている (Major, 1993)。また、1986年度に総理府が行った国際比較調査は、日本の女性は男女間での不平等を感じながらも現状を否定する気持ちが低いことを示している (東・小倉, 1984)。Major (1993) は、このような逆説的満足という現象のメカニズムを次のように説明している。人は類似した他者と比較する傾向があり、したがって外集団よりも内集団成員との比較が頻繁となる。このような社会的比較のために、自己の集団が外集団と比べて不利な状況であることに気づかない、あるいは、同様に不利な状況にある内集団成員との比較により不利性を過小評価してしまうのである。

自己の性への満足感の判断にこのような内集団成員との社会的比較が介入しているとすれば、自己意見と内集団意見との一致は必ずしも高い満足感につながるとはいえない。自分では「女は損だ」と思っている女性は、同性の多くが得であるという意見を持っている (不一致) と推測するよりも、多くも損であると考えている (一致) と推測する場合に自己の性への満足度はより高いと予想される。逆に、「女は得だ」と考えている者にとっては、自己の意見は多数派である (一致) と認知している場合と比較して、少数派である (不一致) と認知している場合に、「女は損だ」とする多くの同性との比較からより高い満足感を得ると考えられる。つまり、内集団には自己の性は損であると考えている者が多いと推測するほど自己の性への満足感が高まることとなり、両者の間には正相関が予想される。果たして、男女の有利性に関して、内集団意見と自己意見の一致感自己の性への満足度とどのように関連しているのだろうか。

以上のような問題をふまえ、本研究では、男女の有利性に関する意見分布推定について以下の点を中心に検討した。(1) 内集団意見と外集団意見 (男性意見と女性意

堀田:「男であること」・「女であること」の有利性に関する内集団・外集団意見分布の推定

見)に対する分布推定の比較、(2) 意見分布推定が現実の意見分布をどの程度反映するものなのか、その正確性、(3) 意見分布推定、自己の意見、自己の性への満足度の相互関連性。

方 法

手続きおよび回答者 近畿大学文芸学部の男女大学生1016名(男性407名、女性609名)に「現代の男性像・女性像」についての調査と題した質問紙を郵送した¹⁾。回答者は444名(男性155名、女性289名)、回収率は43.7%(男性38.1%、女性47.5%)であった。記入漏れなどの理由でデータを削除し、計364名(男性126名、女性238名)の回答を分析に用いた。

質問内容 本稿では、以下の3つの質問に対する回答を分析対象とした。

1. 意見分布推定課題として、「男であること」、「女であること」の有利性それぞれについて、「世間の人の意見はどのように分かれていますか」と尋ねた。意見項目として、「得である」、「損である」、「どちらともいえない」の3つを呈示し、各々に対してそのような意見を持っているだろう人の比率(%)を推定させた。分布推定のターゲット集団として「男性」を想定するものと「女性」を想定するものの2条件を設けた。各回答者は、まず、「男であること」、「女であること」についての男性意見、次に「男であること」、「女であること」についての女性意見という順で推定値を与えた。

2. 次に、回答者自身の意見として、「男であること」、「女であること」それぞれの有利性について「非常に損である(1)」、「損である(2)」、「どちらともいえない(3)」、「得である(4)」、「非常に得である(5)」の5段階で評定を求めた。

3. 最後に、自己の性への満足度の指標として、自分の性に生まれてよかったと思うかを尋ねた。「良かったとは全く思わない(1)」、「良かったとは思わない(2)」、「どちらともいえない(3)」、「良かったと思う(4)」、「とても良かったと思う(5)」の5段階尺度とした。

結 果

内集団・外集団意見分布推定の比較 意見分布推定を

分析するにあたって、「得である」、「損である」という意見項目に対する推定値から相対的有利性指標(Relative Advantage Index, 以下RAIと略す)を回答者ごとに以下の式により算出した^{2), 3)}。

$$RAI_i = \frac{a_i - d_i}{a_i + d_i} \quad -1.0 \leq RAI_i \leq 1.0$$

a_i, d_i はそれぞれ、回答者*i*が「得である」、「損である」という意見を持つ者の比率として与えた推定値である。RAI_{*i*}が+1.0に近づくほど「得である」という意見が相対的に多いと推定されたことを示す。

2(推定ターゲット集団)×2(対象となる性カテゴリー)の4つの分布推定におけるRAI間の相関係数を男女回答者別に算出した(Table 1参照)。「男であること」と「女であること」のRAI間には一貫して負の相関が認められ、「女(男)は得である」という意見が多いと推定した者ほど「男(女)が得である」という意見は少ないと推定した。また、内集団意見と外集団意見に対する推定値間には有意な正相関が認められ、得であるという意見が内集団に多いと推定した者ほど、外集団にも同様の意見が多いと推定した。ただし、女子回答者による内集団意見と外集団意見に対する推定間の相関は、「男であること」と比較して、「女であること」についての推定で低かった($r=3.036, p<.01$)。

次に、内集団をターゲットとする場合と外集団をターゲットとする場合とでは、意見分布推定にどのような差異があるのかを検討した。RAIに対して2(回答者の性別)×2(推定ターゲット集団)×2(性カテゴリー)の分散分析を行った結果、性カテゴリーの主効果($F(1, 362) = 24.473, p<.01$)および性カテゴリーと推定ターゲット集団との交互作用($F(1, 362) = 21.445, p<.01$)が有意であった。回答者は、内集団意見と外集団意見には差があると推測していた。Fig. 1の実線に示されるように、回答者自身の性カテゴリーについては、内集団よりも外集団においてRAIがより高く、外集団には「得である」とする者がより多いと推測した($F(1, 362) = 21.511, p<.01$)。逆に、Fig. 1の破線に示されるように、異性カテゴリーについては内集団におけるRAIがより高く、内集団には「得である」とする人がより多いと推測した($F(1, 362) = 9.977, p<.01$)。

1) 本稿は調査の一部についての報告であり、調査には、「男・女らしさ」、結婚、就業と家事などの問題に関しても意見分布推定を求める設問を含んでいた。

2) RAIは報告の際の煩雑さを避けるために用いたものである。「得である」、「損である」の意見推定に対して個別に分散分析を行った結果においても、同様の傾向が確認されている。 $\alpha=.01$ で、性カテゴリーの主効果(「得」「損」のそれぞれに対して、 $F(1, 362) = 22.145, F(1, 362) = 23.056$)、性カテゴリーと推定ターゲット集

団との交互作用($F(1, 362) = 11.793, F(1, 362) = 20.226$)、回答者の性別と性カテゴリーの交互作用($F(1, 362) = 56.184, F(1, 362) = 15.158$)が有意であった。

3) 分析に先立ってRAI指標の正規性を検討した。Kolmogorov-Smirnov検定によると、観察値の分布が正規型であるという帰無仮説は棄却されなかった($D = .0157, \alpha = .05$)。よってRAIは正規分布に従うと仮定し、分析をすすめた。

Table 1 変数間の相関表

	内集団意見推定		外集団意見推定		自己意見		自己の性への満足度
	「男」	「女」	「男」	「女」	「男」	「女」	
内集団意見推定 「男」	—	-.300**	.286**	.107	.501**	-.093	.351**
「女」	-.230**	—	.018	.194*	-.234**	.260**	-.252**
外集団意見推定 「男」	.379**	.004	—	-.383**	.227**	-.163	-.043
「女」	-.032	.128*	-.229**	—	.048	.284**	.071
自己意見 「男」	.306**	-.123	.323**	-.004	—	-.012	.508**
「女」	-.286**	.267**	-.118	.105	-.123	—	.059
自己の性への満足度	-.136*	.229**	.072	-.036	-.105	.295**	—

「男」=「男であること」, 「女」=「女であること」: 推定ではRAIを用いて相関係数を算出。対角線の右上半分は男子回答者, 左下半分は女子回答者: ** $p < .01$, * $p < .05$

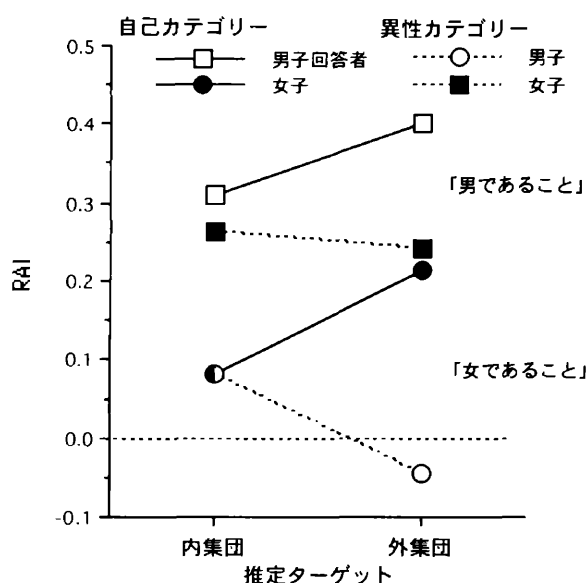


Fig. 1 推定分布におけるRAIの平均値

また、回答者の性別と性カテゴリーの交互作用が有意であり ($F(1, 362) = 86.764, p < .01$)、男子回答者は自己の性カテゴリー、女子回答者は異性カテゴリー、すなわち男女回答者とも、「女であること」よりも「男であること」について「得である」という意見がより多いと推測した(それぞれ、 $F(1, 362) = 38.778, F(1, 362) = 6.925$ 、ともに $p < .01$)。

「どちらともいえない」という項目に対する推定値について分散分析を行った。回答者の性別と推定ターゲット集団との交互作用が有意であり ($F(1, 362) = 7.756, p < .01$)、外集団意見推定において女子回答者よりも男子回答者で平均推定値が高かった(それぞれ、19.7%と23.3%, $F(1, 362) = 5.010, p < .025$)。また、回答者の性別と性カテゴリーの交互作用が有意であり ($F(1, 362) = 15.344, p < .01$)、異性カテゴリーに関する推定において男子回答者よりも女子回答者において平均値が高かった(それぞれ、19.1%と22.4%, $F(1, 362) = 6.070, p < .01$)。ただし、いずれの男女差も量的にはわずかであり、

Table 2 意見推定における Gini 値の分布 (%)

Gini	~.20	~.40	~.60	~.80	~1.00
「男であること」					
内集団意見推定	20.6	43.7	19.0	12.7	4.0
外集団意見推定	25.6	42.9	21.0	8.0	2.5
「女であること」					
内集団意見推定	19.8	53.2	15.9	5.6	5.6
外集団意見推定	30.7	42.9	18.5	5.8	2.1

上段は男子回答者, 下段は女子回答者

全体として「どちらともいえない」という意見は20%前後であると推定されたといえよう。

次に、意見分布推定における外集団同質性効果について検討した⁴⁾。回答者が「得」、「損」、「どちらともいえない」の3つの意見項目に対して、どの程度分散させてあるいは集中させて推定値を与えたかについて分析した。分布の集中度の指標として、各回答者の推定値から以下の式により Gini 係数を算出した。

$$Gini_i = \frac{\sum_{j=1}^c \left| P_{ij} - \frac{T_i}{c} \right|}{2 \left(T_i - \frac{T_i}{c} \right)} \quad 0 \leq Gini_i \leq 1.0$$

P_{ij} は回答者 i が項目 j に与えた推定値、 c は項目数(ここでは =3)、 T_i は c 個の項目に与えた P_{ij} の合計(ここでは =100)である。Gini_i=0 は分布が完全に平坦であることを示し、Gini_i=1.0 は分布が一つの項目に完全集中していることを示す。

4) Kolmogorov-Smirnov 検定により Gini 係数の正規性を検討した。観察値の分布が正規型であるという帰無仮説は棄却され ($D = .0399, \alpha = .05$)、よって Gini 係数に対してはノンパラメトリック検定を用いた。

堀田:「男であること」・「女であること」の有利性に関する内集団・外集団意見分布の推定

Table 3 自己意見分布

	比率 (%)					RAI	Gini
	「非常に損」	「損」	「どちらとも」	「得」	「非常に得」		
「男であること」	0.8	10.3	42.9	41.3	4.8	.611	.333
	1.3	7.6	48.5	38.4	4.2	.654	.367
「女であること」	1.6	20.0	44.8	32.0	1.6	.217	.160
	1.7	18.5	43.3	34.9	1.7	.289	.197

上段は男子回答者, 下段は女子回答者

Gini 値の分布を Table 2 に示す。男女別・性カテゴリー別に Wilcoxon 符号検定を行ったところ、男子回答者による「男であること」に関する意見推定において、内集団よりも外集団に対する Gini 値が高く ($z=2.441$, $p<.05$)、推定分布の集中度が後者でより高かった。また、外集団意見推定において、「男であること」よりも「女であること」に対する Gini 値が低く ($z=4.029$, $p<.01$)、後者についての意見の多様性がより高く推定された。女子回答者による推定には差は認められなかった。

以上、意見分布推定の特徴をまとめると、第1に、「男であること」は「女であること」よりも有利であるという意見が多いと推定とされた。第2に、内集団意見と外集団意見に対する推定間には正相関が認められたが、両者の意見には差があると推測された。回答者は、「自己（我々）の性カテゴリーを得であると考える者は内集団（我々自身）よりも外集団（彼ら）の中により多く存在するであろう」と推測し、逆に「異性（彼ら）の性カテゴリーを得であると考える者は内集団（我々）の中により多いであろう」と推測した。第3点として、男子回答者による自己の性カテゴリーの有利性に関する意見分布推定において外集団同質性効果が認められた。最後に、男子回答者は、「男であること」よりも「女であること」の有利性に関する外集団意見はより多様であると推測した。

自己意見分布と推定分布との比較 意見分布推定の正確性を検討するために、回答者自身の意見から得た分布と推定分布との比較を行った⁵⁾。

第1に、Table 3 に示されるように自己意見分布に男女差は認められない（「男であること」、「女であること」のそれぞれに対して $\chi^2(4)=1.675$, $\chi^2(4)=0.348$ ）。推定分布との比較のために、「非常に得/損である」という意見をそれぞれ「得/損である」と合わせ、3項目

とし、自己意見分布における RAI 値を算出した。「女であること」についての自己意見分布における RAI の内集団-外集団差は .072 であるが、推定分布における内集団-外集団間差の信頼区間の下限は、男子・女子回答者それぞれで .087, .078 ($\alpha=.05$) と、自己意見分布における差よりも大きく、推定分布での差は自己意見分布における差以上であったといえる。また、「男であること」に関して、男子回答者による推定における RAI の内集団-外集団差の信頼区間の下限 (.050, $\alpha=.05$) も自己意見分布における内集団-外集団差 (.043) より大きい。すなわち、これらの推定では男女の有利性に関する意見における性差が過大評価されたといえよう。

第2点として、自己意見分布では、「女であること」に比較して「男であること」の RAI は高く、後者が「得である」という意見がより多く、「損」という意見がより少なかった (McNemar 検定によると、男子回答者の「損」、「得」、女子回答者の「損」、「得」それぞれに対して $\chi^2(1)=4.24, 3.84, 9.442, 4.067$, $p<.05$)。この点では推定分布も同様の傾向を示していた。しかし、自己意見分布における RAI を仮説値とし、それぞれの分布推定を1標本 t 検定によって分析したところ、推定分布に比べ、自己意見分布では「男であること」に対する RAI は有意に高い値を示した (男子回答者による内集団、外集団、女子回答者による内集団、外集団意見推定の RAI それぞれに対し、 $t(125)=10.605, 8.454$, $t(237)=15.847, 18.216$, $p<.01$)。女子回答者による外集団意見推定を除き、「女であること」についても同様の傾向が見られた (男子回答者による内集団、外集団、女子回答者による内集団意見推定の RAI それぞれに対して、 $t(125)=3.894, 9.822$, $t(237)=8.744$, $p<.01$)。すなわち、ほとんどの推定において「得である」という意見が過小推定されたといえる。

第3に、推定分布では「男であること」と「女であること」の有利性の評定間に負相関が見られたが (Table 1 参照)、自己意見では有意な相関は認められず、男女の有利性は独立して判断されたと考えられる。

最後に、「どちらともいえない」という意見は 20% 前後だろうと推定されたが、自己意見ではこの項目に対

5) 意見分布推定課題では、「男性・女性の意見」という表現を用いた。一方、ここで比較する意見分布は学生自身のものである。したがって、回答者の意見分布推定には別の年代の人の意見も含まれていた可能性もあり、比較には注意を要する。この点については考察で触れることとする。

社会心理学研究 第12巻第2号

Table 4 自己意見別推定比率(%)の平均値: 合意性錯誤の検証

推定意見項目	「男であること」			「女であること」		
	該当意見保持者	他の意見保持者	z 値	該当意見保持者	他の意見保持者	z 値
内集団意見推定						
「損である」	38.3	24.0	3.510**	41.3	34.9	1.302
	37.2	26.8	2.450*	43.6	34.3	2.945**
「どちらとも」	33.0	15.7	5.644**	25.8	17.2	3.398**
	26.2	20.8	2.528*	23.6	17.3	3.685**
「得である」	63.6	41.6	6.464**	50.1	38.5	3.258**
	55.5	44.5	4.832**	49.2	40.3	3.813**
外集団意見推定						
「損である」	33.0	22.7	1.826	51.0	40.9	2.329*
	38.9	27.3	2.929**	29.7	30.4	0.966
「どちらとも」	24.2	16.7	3.050**	20.7	16.4	1.694
	27.1	19.2	3.822**	25.0	19.5	2.643**
「得である」	62.0	51.8	3.369**	43.8	36.5	2.156*
	56.1	42.6	5.537**	53.4	44.4	4.077**

上段は男子回答者, 下段は女子回答者: ** $p < .01$, * $p < .05$

する比率は有意に高く(男子回答者による「男」に関する内集団、外集団、「女」に関する内集団、外集団意見推定それぞれに対して、 $t(125) = 12.443, 22.078, 16.111, 20.998, p < .01$ 。女子回答者に対しても同様に、 $t(237) = 20.386, 24.470, 23.691, 26.659, p < .01$)、約2倍の者がこのような意見を持っていた。

次に、自己意見の集中度について見てみると、第1に、「男であること」に比べて、「女であること」において Gini 係数が低く、後者の有利性に関する意見の多様性を示している。この傾向は推定分布でも同様にみられた。しかし、第2に、推定分布の Gini 値は自己意見分布での値に比べて全般的に高く、意見の多様性が過小評価された。自己意見分布における Gini を仮説値とし、回答者毎に算出された Gini 値と仮説値との差の偏りについて符号検定を行ったところ、男子回答者の意見推定における Gini 値はすべての条件において自己意見分布の Gini 値よりも高かった(「男」についての内集団、外集団、「女」についての内集団、外集団に対して、 $z = 2.138, 2.851, 8.552, 8.374, \alpha = .05$)。女子回答者についても、「男」についての外集団推定を除く他の推定において Gini 値は自己意見分布よりも高かった(「男」についての外集団、「女」についての内集団、外集団に対して、 $z = 2.333, 10.760, 8.945, \alpha = .05$)。

推定分布では男子回答者による「男であること」に関する意見分布推定において外集団同質性効果が認められたが、Gini 値の差の信頼区間の下限は .005 ($\alpha = .05$) であり、自己意見分布での内集団-外集団推定間での差(.034)を上回るものではなかった。

以上、推定分布と自己意見分布の比較から、いくつか

の推定において、集団間の意見差の過大推定、意見の多様性の過小推定、「得である」ならびに「どちらともいえない」という意見の過小推定が認められた。

意見分布推定, 自己意見, 自己の性への満足度の関連性 まず、意見分布推定における FC 効果について分析を行った。各推定意見ごとに、回答者を「該当意見保持者」⁶⁾と「その他の意見保持者」とに分類し、Mann-Whitney の U 検定により推定値を比較した。Table 4 に示されるように、ほとんどの推定意見項目において、該当項目を自己意見として持つ者はそうでない者よりも推定値を高く見積もる傾向にあり、FC 効果が認められた。

自己の性への満足度の平均値は、男女回答者それぞれで 4.5, 4.4 であった。男女差は認められず、およそ8割の者が自己の性に生まれて「良かったと思う」または「非常に良かったと思う」と回答した。女子回答者は「女であること」は「男であること」に比べて不利であるという自己意見を持ちながらも、自己の性に対しては男子回答者と同程度に満足していることが示され、女性の逆説的満足の傾向が見られた。

次に、自己の性カテゴリーへの満足度、意見分布推定、自己意見の関連性について検討した。満足度評定、分布推定における RAI、自己意見評定間での相関が Table 1 に示されている。男女回答者ともに、自己の性カテゴリーについての自己意見および内集団意見推定と自己の性への満足度との間には正相関が認められた。また、先

6) 「損/得である」に対する該当意見保持者には「非常に損/得」とした回答者も含まれる。

堀田：「男であること」・「女であること」の有利性に関する内集団・外集団意見分布の推定

述のように自己の性カテゴリーと異性カテゴリーに関する内集団推定間には負の相関があり、後者と満足度との間にも負相関が認められた。すなわち、男女回答者とも、自分の意見として自己の性カテゴリーは得であると考え、また内集団には「自己の性カテゴリーは得であり異性カテゴリーは損である」という意見を持つものが多いと推定した者ほど、自己の性への満足度は高いという結果となった。ただし、女子回答者における相関値は男子回答者に比べ低い ($\chi^2(1)=5.291, p<.05$)。

最後に、自己意見と内集団意見推定の一致と満足度との関係について分析した。自分と同じ意見が内集団により多い(高一一致)と推定した者ほど満足感が高いといえるのか、すなわち該当意見の推定値と満足度評定の間には正相関があるかについて検討した。男女別・自己意見別に分析した結果、「女であることは損である」と考えている男子回答者において、内集団における「損」という意見の推定値と満足度との間に有意な相関がみられたのみであった ($r=.509, t(25)=2.956, p<.01$)。

考 察

本研究の主要な結果として第1に挙げられることは、意見分布推定における内集団-外集団バイアスである。回答者は男女の意見差を過大推定し、また、男子回答者は自己の性カテゴリーについて、同性集団意見に比べ、異性集団意見の多様性をより低く推定した。「男であること」に比べて、「女であること」の有利性に関する推定分布における集中度が低く、意見の多様性は認識されていたと考えられるが、いずれにしても過小推定に留まった。

これらの推定バイアスは集団間対立を強化する要因とされる (Krueger, 1992)。男女平等化に向けての様々な論議の中には男女間の意見の対立あるいは格差をクローズアップし、その解決の必要性を説くものも少なくない。実際の意見格差が解消されることは望ましいことではあるが、このような情報が逆に対立感・相違感を煽る結果となる可能性も考慮されねばならない。特に、集団間の境界が明確である場合や集団が競争関係にある場合には集団間バイアスが顕著に現れるという見解 (Judd & Park, 1988) は、このような条件が満たされていると思われる男女間での差異認知にとっては深刻な問題であろう。Stanger & Lange (1994) が憂慮するように、近年の研究ではステレオタイプや常識が持つ機能的効用に焦点が絞られる傾向にあるが、集団間における意見差の認知と対立感の悪循環を断ち切るためにも、集団間差の認知の解消を図ることは重要であり、意見分布推定の正確性の問題を今一度とらえ直す必要があるといえよう。

このような男女の意見差の認知におけるバイアスは1つの方向性を持っていることが示された。本研究では推

定課題における質問の順序が一定であり、その意味で操作が不十分であったともいえるが、男子回答者は内集団を先に、女子回答者は外集団を先に推定したにも関わらず、男女とも自分たち自身の性カテゴリーを得であると考えている者の比率は内集団(同性)よりも、外集団(異性)においてより高く、逆に、異性カテゴリーを得であると考えている者の比率は内集団においてより高いであろうと推測した。これらは、「自分たちが不利な立場にいることが異性からは過小評価される、あるいは自分たちの有利性が過大評価されているだろう」という推測と考えられる。このような推測が、「我々」に対してだけではなく、「我々」が外集団として「彼(女)達」に対しても行われていた点は興味深い。このような推定バイアスは両集団に共通する一般的認知であり、2つの集団が互いに相手の状況を十分には理解していないという推測が反映されていたとも考えられよう。

このような推定バイアスは内集団ひいきと関連する可能性が考えられる。Ng (1981) は、内集団ひいきとは外集団から差別を受けるであろうという予期への反応であり、衡平原理を保持するための一手段であるという仮説(不均衡防止仮説)を呈示している。つまり、人は「外集団は彼ら自身に得となるような分配をする」と考えるため、予期される外集団からの差別的分配による不均衡を、内集団により多く分配することによって事前に修正しようとし、その過剰な修正が内集団ひいきという結果となると Ng (1981) は説明する。このような外集団からの差別的予期が何故起こるのかという点について、ひとつには、「外集団あるいは人間は利己的である」という一般的仮定にその原因を求めることもできよう。しかし、もし、不均衡防止仮説のように、集団間関係において衡平原理を保つことに重要性が置かれるのであれば、本結果にみられたような「外集団には自分たちの不利な状況が理解されていない」あるいは「外集団は彼ら自身が損だと思っている」という推定が、外集団からの差別的分配予期の説明として考えられる。つまり、このような推定は、自分たちの分配における投入(inputs)を外集団は過小評価している、あるいは、外集団は彼ら自身の分配における投入を過大評価しているという認知であり、この認知が「外集団はそれに応じた分配をするだろう」という予期、すなわち外集団による差別的分配予期へとつながると考えられる。

本研究の主要な結果として、第2に、女子回答者における逆説的満足の傾向が挙げられる。Major (1994) は、外集団との比較を奨励することで格差の存在とその不当性を気づかせることが逆説的満足の改善にとって重要であるとする。本研究の結果では、女子回答者による「女であること」への満足度評定と「男であること」についての自己意見との間には有意な相関は認められず、

女性の満足感「男であること」の有利性とは独立して判断されたと考えられる。今後、「男であること」の有利性に対する意識を操作的に高めることによって、逆説的満足傾向を低減させることが果たして可能なのかについて検討すべきであろう。また、自己の性カテゴリーに関する内集団意見推定における RAI と満足度評定間には正相関が認められ、Major (1994) の主張する内集団成員との社会的比較が高い満足度につながるという点(両変数間における負相関)についての支持は得られなかった。さらに、推測された内集団意見と自己意見との一致についても満足感との関連性は認められなかった。「得/損である」という判断は非常に単純な表現ではあるが、このような認知がどのような要因に基づき、どのような形で判断されたのかなど、その心理的意味の複雑さは公正判断に関する多くの研究が物語っているところである。たとえば、ある分配の全体的公平さの判断において、男性は分配の結果に着目するのに対し、女性はそのような結果に至った分配の過程に着目するなど、判断の根拠が異なることが報告されている (Hotta, 1992)。また、女子回答者の満足度と自己意見との関連が男子に比べて弱いという本研究における結果は、女性が示す自己の性への満足度が何によって判断されているのかについても疑問を残すものであった。さらに、自己の性への満足度が逆に自己意見や意見推定に影響を与えるというような合理化過程が存在する可能性も考えられる。女性が何から「女であること」に満足感を得て、何に基づいて「女は損」であると考えているのかについて詳細に検討される必要があり、逆説的満足メカニズムについては今後の研究課題といえる。

本研究では大学生を調査対象としたが、男女平等化の問題の多くが女性の社会進出と関連していることを考えれば、すでに社会に出ている者は、学生という制度的平等化が比較的すすめられてきている状況にある者とは「損・得」あるいは「自己の性への満足感」の捉え方が異なるという可能性も考えられよう。本研究で見いだされたような男女の意見差認知におけるバイアスが一般的傾向といえるのか、また、このようなバイアスがどのような心理的過程と関連しているのかについて、さらなる研究を要する。

本研究の結果では、意見分布推定において FC 効果が認められた。しかし、分布推定の正確性という点では、自己の性カテゴリーについての同性の意見についてさえ、「得である」という意見の過小推定が見られた。ここに見られる内集団意見と自己意見の差は何を意味するのであろうか。ひとつの可能性として、回答者は自己を内集団(同性)に属するものでありながら、その中のある下位集団(たとえば学生)に属する者であると認知し、他の下位集団が自己の下位集団とは異なる意見を持つこと

を考慮した結果と考えられる。本研究では、男女の有利性という設問の性質から、集団間バイアスを検討するために、男性と女性という下位集団を用いた。が、たとえば、年代間の意見格差の存在は世論調査等によってしばしば示されており、他のカテゴリーによる集団間バイアスについても分析を要する。異なる下位集団の意見はどの程度区別して認知されるのか、あるいは、「世間」の意見としてどの下位集団の意見が影響力を持つのか、また、争点の内容によって影響力をもつ下位集団が異なるのかなどについても今後検討していくことが必要であろう。

最後に、「どちらともいえない」という意見の過小推定について考察を加えたい。このような中間的不定回答は、5件法による質問に比べて3件法による質問に多く見られるとされる(小嶋, 1975)。しかし、本研究では、むしろ自己意見分布で5項目、推定分布で3項目が設けられており、「どちらともいえない」という意見比率の過小推定は設問形式による差以外に説明が求められる。このような意見には少なくとも次の3つの意味が考えられる。(a) 損でもなく、得でもないという中間の意味あい、(b) 損得に関しては様々な側面があり一概に決められないといった現象の複雑性を示す意味あい、(c) わからない。小嶋(1975)は、中間項への回答は、(b)のような、質問紙から想定される様々な条件を考慮した結果であることが多いとしている。このように中間項への回答を現象の複雑性の認知を示すものと考えれば、本結果は、自己の意見としては複雑性を認識していながら、他者の意見については単純化してとらえる傾向を反映している可能性もあり、「どちらともいえない」といった項目への回答を、他者の意見推定におけるバイアスの指標として活用することも今後検討されよう。

引用文献

- Adams, J. S., 1965, Inequity in social exchange. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology*, 2, 267-299.
- 東 清和・小倉千加子, 1984, 性役割の心理. 大日本図書.
- 東 清和・鈴木淳子, 1991, 性役割態度研究の課題. *心理学研究*, 62, 270-276.
- Breakwell, G. M., 1990, Social beliefs about gender differences. In C. Fraser & G. Gaskell (Eds.), *The social psychological study of widespread beliefs*. Clarendon Press, 210-225.
- Campbell, D. T., 1967, Stereotypes and the perception of group differences. *American Psychologist*, 22, 817-829.

堀田: 「男であること」・「女であること」の有利性に関する内集団・外集団意見分布の推定

- Crosby, F., 1982, *Relative deprivation and working women*. Oxford University Press.
- Dawes, R. M., Singer, D., & Lemons, F., 1972, An experimental analysis of the contrast effect and its implications for intergroup communication and the indirect assessment of attitude. *Journal of Personality and Social Psychology*, **21**, 281-295.
- Hotta, M., 1992, Fairness of adjudicated allocations (Doctoral dissertation). Carleton University, Department of Psychology. (未公刊)
- Howard, J. & Rothbart, M., 1980, Social categorization and memory for ingroup and outgroup behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, **38**, 301-310.
- Judd, C. M. & Park, B., 1988, Out-group homogeneity: Judgments of variability at the individual and group levels. *Journal of Personality and Social Psychology*, **54**, 778-788.
- Judd, C. M., Ryan, C. S., & Park, B., 1991, Accuracy in the judgment of in-group and out-group variability. *Journal of Personality and Social Psychology*, **61**, 366-379.
- 小嶋外弘, 1975, 質問調査法の技法に関する検討. 続 有恒・村上英治 (編) 『心理学研究法 9 質問紙調査』東京大学出版会, 224-266.
- Krueger, J., 1992, On the overestimation of between-group differences. *European Review of Social Psychology*, **3**, 31-56.
- Major, B., 1993, Gender, entitlement, and the distribution of family labor. *Journal of Social Issues*, **49**, 141-159.
- Major, B., 1994, From social inequality to personal entitlement: The role of social comparisons, legitimacy appraisals, and group membership. *Advances in Experimental Social Psychology*, **26**, 293-355.
- 村田光二, 1986, False consensus 効果について. *社会心理学評論*, **5**, 71-84.
- Ng, S. H., 1981, Equity theory and the allocation of rewards between groups. *European Journal of Social Psychology*, **11**, 439-443.
- NHK 世論調査部 (編), 1991, 『現代日本人の意識構造 [第3版]』日本放送出版協会.
- Nisbett, R. E. & Kunda, Z., 1985, Perception of social distributions. *Journal of Personality and Social Psychology*, **48**, 297-311.
- ノエル-ノイマン著, 池田謙一 (訳), 1988, 『沈黙の螺旋理論—世論形成過程の社会心理学』ブレーン出版. (Noelle-Neumann, E., 1980, *Die Schweigespirale*, R. Piper GmbH & Co. KG.)
- Opatow, S., 1992, Affirmative action and social justice: Introduction. *Social Justice Research*, **5**, 219-222.
- Park, B. & Rothbart, M., 1982, Perception of out-group homogeneity and levels of social categorization: Memory for the subordinate attributes of in-group and out-group members. *Journal of Personality and Social Psychology*, **42**, 1051-1068.
- Park, B., Ryan, C. S., & Judd, C. M., 1992, Role of meaningful subgroups in explaining differences in perceived variability for in-groups and out-groups. *Journal of Personality and Social Psychology*, **63**, 553-567.
- Quattrone, G. A. & Jones, E. E., 1980, The perception of variability within ingroups and outgroups: The implications for the law of small numbers. *Journal of Personality and Social Psychology*, **38**, 141-152.
- Ross, L., Green, D., & House, P., 1977, The "false consensus effect": An egocentric bias in social perception and attribution processes. *Journal of Experimental Social Psychology*, **13**, 279-301.
- SPA, 1994, ニッポンの“女尊男卑”状況を憂う. 26号.
- Stanger, C. & Lange, J. E., 1994, Mental representations of social groups: Advances in understanding stereotypes and stereotyping. *Advances in Experimental Social Psychology*, **26**, 357-416.
- 鈴木淳子, 1994, 脱男性役割態度スケール (SARLM) の作成. *心理学研究*, **64**, 451-459.
- 竹中恵美子, 1994, 「機会の平等」か「結果の平等」か. 井上輝子他 (編), 『日本のフェミニズム 4: 権力と労働』岩波書店, 50-62.
- Tougas, F., Crosby, F., Joly, S., & Pelchat, D., 1995, Men's attitudes toward affirmative action: Justice and intergroup relations at the crossroads. *Social Justice Research*, **8**, 57-71.
- Turner, J. C., 1982, Towards a cognitive redefinition of the social group. In Tajfel, H. (Ed.), *Social identity and intergroup relations*. Cambridge University Press.

(1995年7月12日受稿, 1996年4月5日掲載決定)