

資料

性役割分担に関する社会における一般的意見の分布

—大学生による推定—

堀田 美保¹

DISTRIBUTIONS OF SOCIAL OPINIONS ABOUT SEX ROLES

—Estimates by undergraduate students—

Miho HOTTA

Three hundred and thirty-eight late-adolescents (undergraduate students) were asked to estimate the distributions of men's and women's opinions about the sex roles —pursuing career and / or doing domestic works. They were also asked to indicate the degree of their satisfaction with being their own sex as well as their future preferences about pursuing career and doing domestic works (how they would want themselves and their partners to do). First, intergroup differences were found in the estimated opinion distributions ; the respondents estimated that the relatively traditional opinions must be supported more by men than by women, while the differences in their estimates showed the reverse direction regarding the relatively liberal opinions. Second, the false-consensus effect was likely to be identified in the female respondents whose future preferences were relatively liberal but in the male respondents whose future preferences were relatively traditional. Third, the female respondents, who had relatively liberal preferences and estimated that higher percentage of men must support the same opinions as their own, tended to show more satisfaction with being women.

Key words : sex roles, distribution estimates, social opinions, intergroup relations, false-consensus effect.

1985年のナイロビ国際婦人会議において採択された「西暦2000年に向けての女性の地位向上のための将来戦略」をうけ、日本でも1987年5月には「西暦2000年に向けての新国内行動計画」が策定された。その後1991年の第1次改定では男女共同参画型社会の実現を基本方向として掲げ、その計画の第1には「男女の役割分担を固定的に考える意識の是正」が示されている。

このような動きとともに、性役割分担についての意識調査が盛んに実施されるようになり、それらの調査

結果がマスメディアを通じて発表される機会も増加してきた。これらの調査結果は為政者にとって政策立案のための重要な情報である。と同時に、価値観の激動が唱われる現代社会では、意識調査の結果は社会における意見分布の動向についての情報であり、社会的に共有されている一般的意見としての性役割観を示すものであるとされる。

このような性役割に関する社会の一般的意見は、特に青年期後期という段階にいる大学生にとっては、次第に身近なものとなりつつある将来の諸選択の際の重要な情報であろう。また、社会からの性役割期待は青年の自己受容に影響を与えるとされる(Breakwell, 1990 ;

¹ 近畿大学 (Department of Arts and Literature, Kinki University)

柏木, 1974)。たとえば, 柏木 (1974) は, 社会一般の性役割期待と青年自身の性役割観との関係について検討し, 特に女性において両者の間には質的・量的ズレが見られ, そこに多くの葛藤をはらんでいると指摘している。社会における一般的意見をどのようなものと認知するかは, 青年の将来の行動選択や自己受容にとって重要な影響を与えるものであり, 本研究の目的はそのような認知の分析にある。

性役割分担に関する近年の調査結果には伝統的性役割観否定派の増加を伝えるものも多い (朝日新聞, 1992c, 1995; 毎日新聞, 1993; 東京読売新聞, 1993b)。このような情報はどのように認知され, 青年の性役割観に吸収されていくのだろうか。

1つの可能性は増加しているとされる意見への同調である。Noelle-Neumann (1988) は, 社会的存在である私たちには孤立することへの不安があり, そのため社会での意見動向に常に注意を払っていると。彼女によると, 争点となっている事柄に関して, 自分と同じ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のとは反対に, 劣勢であると認知した者は孤立への恐怖から沈黙を守り, 優勢意見へと同調していく。その結果, 実際に優勢意見の勢力が拡大し, そのことがより顕在化し, さらに優勢意見への同調がすすむとされる。このような考え方に従えば, 伝統的性役割観否定派の増加という情報の伝達は, 共生的意識への変革に貢献していくことが期待できる。

しかし, 同時に, 性役割分担に関する調査結果では男女間での意識格差が指摘されていることも多い (朝日新聞, 1992b, 1996; 毎日新聞, 1991; 東京読売新聞, 1993a)。男女間での意識格差という情報は, ステレオタイプに関する諸研究における知見からすると, 「男女共生へ」という目標とは逆の方向へ影響を与える可能性が考えられる。集団間関係に関する研究では, 内集団と外集団それぞれにおいてある特性や意見がどのように分布しているかを推定した場合に, 2つの集団間の差が実際以上に過大推定される傾向があることが指摘されており (Campbell, 1967; 堀田, 1996), これは集団間葛藤を引き起こす原因の1つとされる (Krueger, 1992)。分布推定においてこのような内集団-外集団対比バイアスが作用すれば, 男女間での意見格差という情報は過大評価され, 男女の対立感・相違感を高めてしまうという危険性もあろう (Dawes, Singer & Lemons, 1972; 湯川, 1995)。

社会における意見分布の認知については, 個人の意見との関係からも検討されている。その中でも合意性の錯誤 (false consensus: FC) 効果-自分が保持してい

る意見を共有しているだろう人の割合を高く推定するという傾向は頻りに報告される認知バイアスである (Bosveld, Koomen & van der Pligt, 1994; 村田, 1986; Ross, Greene & House, 1977; Sherman, Presson, Chassin, Corty & Olshavsky, 1983)。FC効果は「類似した他者との選択的接触およびその結果の利用可能性」といった発見法的認知過程の産物であると同時に, 「社会における一般的意見と自己意見との一致欲求」によるものとも考えられている (Marks & Miller, 1987)。そして, 両者が一致しない場合には否定的なアイデンティティにつながる可能性が示唆されている (Breakwell, 1990; 山口, 1995)。これらの知見から, 認知された社会の一般的意見と自己意見との一致は自己の肯定的評価と正相関の関係にあると予想される。また, 社会的アイデンティティ理論によると, 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, 性はこのような傾向をもたらし集団カテゴリーの1つであるとされている (Turner, 1982)。この点を考慮すると特に同性意見との一致が自己受容にとって重要となることが予想される。

本研究では, 以上のような問題をふまえ, 性役割分担に関する社会における一般的意見, 特に男女の意見格差が, 青年期にある大学生においてはどのように認知されているのかを明らかにすることを目的とした。さらに, 意見分布認知, 自己意見および自己の性への満足度の関連性について検討を加えた。

方 法

手続きおよび回答者 4年制私立大学の文芸学部に在籍する学生1016名 (男子407名, 女子609名) に質問紙を郵送した。回収率は43.7% (男子38.1%, 女子47.5%)。回答に不備のあったデータを削除し, 338名 (男子119名, 女子219名) の回答を分析に用いた。

質問内容² 意見分布推定を検討するために, 「男性にとっての仕事と家庭」「女性にとっての仕事と家庭」(以下「男性役割」「女性役割」と略す) という問題に関して「世間の人々の意見はどのように分かれますか」と尋ねた。それぞれの問題に関して5つの意見項目を呈示し (TABLE 1), 各々の意見項目に対し, どのくらいの人があるような意見を持っていると思われるか, その比率 (%) を推定するよう回答者に求めた。分布推定のターゲット集団として, 「男性」の中での意見分布

² 調査には, 「男・女らしさ」, 結婚, 男女の損得などの問題に対しても意見分布推定を求める設問を含んでおり, 本稿は調査の一部についての報告である。

を推定する場合と「女性」の中での意見分布を推定する場合の2条件を設けた。具体的には、男性役割、女性役割に関する男性意見、男性役割、女性役割に関する女性意見という順で推定を求めた。

次に、「仕事と家庭」という問題について将来回答者自身はどうしたいのか、パートナーにはどのようにして欲しいのか、それぞれについて7項目を呈示し、その中から自己の希望に最も近いものを1つずつ選択するよう求めた。7項目のうち5項目は、意見分布推定の際に呈示した男性役割・女性役割に関する意見項目に対応するものであり、推定の際に用いた「するべきである・するべきではない」という表現を、自己の希望としては「したい・したくない」、パートナーへの希望としては「して欲しい・して欲しくない」という表現に置き変えた。これらに、「相手の希望する通りに」「その他」の2項目を加えた。

自己の性への満足度として、自分の性に生まれてよかったと思うか、「良かったとは全く思わない(1)」から「とても良かったと思う(5)」までの5段階尺度で回答を求めた。

TABLE 1 分布推定課題において呈示した意見項目

男性役割について
仕事に専念し、家事や子育てをするべきではない(仕事専念)
家事や子育ては余裕があるときに手伝う程度にするべきである(消極的参加)
子育てには積極的に関わるべきである(積極的育児参加)
家事にも子育てにも、積極的に関わるべきである(積極的家事・育児参加)
仕事をしなくてもいいから、家事や子育てに専念するべきである(家庭専念)
女性役割について
結婚したら家事や子育てに専念し、仕事をするべきではない(結婚後家庭専念)
子供ができたら家事や子育てに専念し、仕事をするべきではない(出産後家庭専念)
子供の手が離れてからは、仕事をするべきである(育児終了後仕事)
家事や子育ての負担を減らし、積極的に仕事をするべきである(両立)
家事や子育てをしなくてもいいから、仕事に専念するべきである(仕事専念)

註) 括弧内は本論文で用いる略称であり、課題では呈示していない。

結 果

分布推定における推定ターゲット集団の効果 まず、男性役割に関して与えられた推定値に対して2(回答者の性別)×2(推定ターゲット集団)×5(意見項目)の分散分析を行った。その結果、推定ターゲット集団と意見項目の交互作用が有意であった($F(4, 1344)=156.144, p<.001$)。FIGURE 1に意見分布推定の平均値を示す。「仕事専念」「消極的参加」という意見項目では、女性意見に対する推定値よりも男性意見に対する推定値が高く、他の3項目では逆に女性意見に対する推定値がより高かった(FIGURE 1の左から順に $F(1, 336)=168.377, 138.467, 99.643, 210.398, 16.422, p<.001$)。

女性役割についても同様の分析を行った結果、推定ターゲット集団と意見項目の交互作用が有意であった($F(4, 1344)=150.785, p<.001$)。FIGURE 2に示された平均値に見るように、「結婚後家庭専念」「出産後家庭専念」という意見項目では女性意見に対する推定値よりも男性意見に対する推定値が高く(順に $F(1, 336)=243.919,$

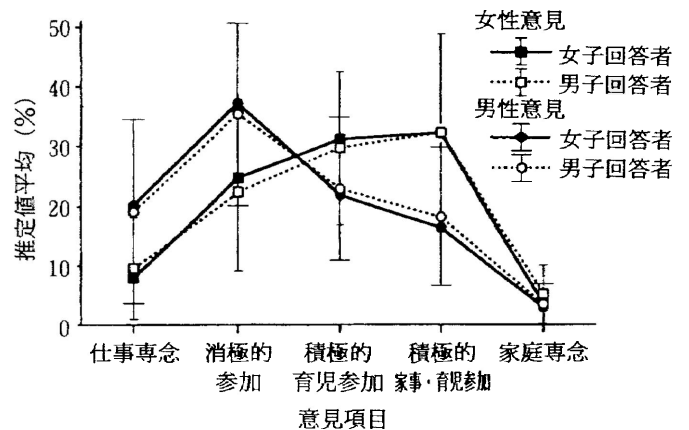


FIGURE 1 「男性役割」に関する意見分布推定値の平均

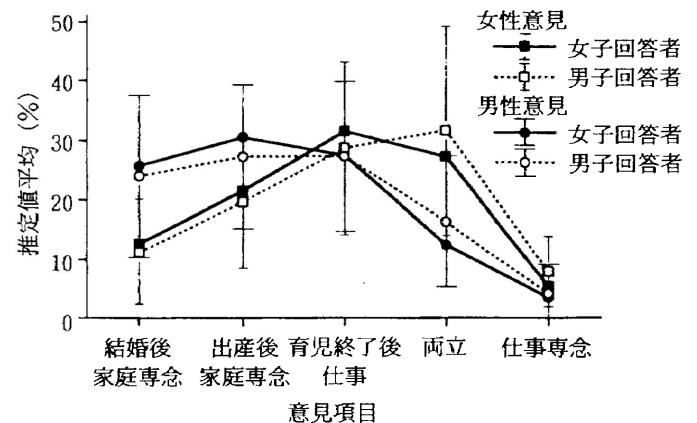


FIGURE 2 「女性役割」に関する意見分布推定値の平均

107.652, $p < .001$), 他の3項目では女性意見に対する推定値がより高かった(順に $F(1, 336) = 11.448, 207.334, 68.904, p < .001$)。また, 回答者の性別と意見項目の交互作用が有意で ($F(4, 336) = 5.477, p < .001$), 「出産後家庭専念」という項目に対して, 男子回答者よりも女子回答者による推定値が高く ($F(1, 1367) = 5.710, p < .02$), 「両立」という項目に対しては女子回答者よりも男子回答者による推定値がより高かった ($F(1, 1367) = 14.974, p < .001$)。

以上, 「仕事と家庭」という問題に関する男性意見と女性意見の間には差があると推測されており, また, 男性役割についても, 女性役割についても, より伝統的と思われる意見の支持者は男性により多く, より進歩的と思われる意見の支持者は女性により多いと推測されたといえる。

意見分布推定, 自己希望, 自己の性への満足度の関連性 回答者自身の希望とパートナーへの希望の分布を TABLE 2 に示す。男性役割に関して, 男子回答者の希望は「消極的参加」「積極的育児参加」「積極的家事・育児参加」にほぼ3等分されるのに対し, 女子回答者ではパートナーに「積極的家事・育児参加」を希望する者が約半数を占め, 両者の希望には差が見られた($\chi^2(6) = 26.109, p < .01$)。女性役割についても女子回答者自身の希望と男子回答者によるパートナーへの希望には差が見られた($\chi^2(6) = 68.819, p < .01$)。女子回答者では「両立」を希望する者が最も多く, 何らかの形で仕事に関わっていききたいという意見は結婚後あるいは出産後に家庭に専念したいという意見を大きく上回る。男子回答者

でもこのような傾向は見られるが, 家庭と仕事の「両立」をパートナーに希望する者は少なく, 育児重視の傾向がうかがえる。

意見分布推定におけるバイアスを検討するために, 回答者自身の希望から得られたこれらの分布と推定分布との比較を行った³。その際, 希望分布と推定分布では意見項目数が異なるので, 比較のために自己希望分布の比率に修正を加えた。「相手の希望通り」および「その他」を希望した者を除外した上で, 残りの5項目それぞれの希望者の割合を算出した。修正後の比率を TABLE 2 の括弧内に示す。これら修正後の比率を仮説値とし, 対応する意見に対する推定値を1標本t検定によって分析した。t値が正の場合には推定値が希望分布における値を上回り, 負の場合には下回ったことを示す。TABLE 3 に示されるように, 男性による「仕事専念」, 女性による「結婚後家庭専念」「出産後家庭専念」においてt値が正でかつ有意となっており, これらの項目に対する推定の平均値は自己希望分布に比べ有意に高いといえる。同様に, 男性による「家庭専念」と女性による「仕事専念」に関する推定において, さらに, 男性による「消極的参加」という意見に関する女性意見の推定においても, 推定値は自己希望分布における比率を上回っている。逆に, 男性による「積極的家事・育児参加」と女性による「両立」「育児終了後仕事」では, ほとんどの場合, t値は負で有意となっており, 推定値は自己希望分布における比率より低い。

次に, 男性意見と女性意見の格差について推定分布と自己希望分布との比較を行った。男性意見, 女性意見に対する推定値から信頼区間 ($\alpha = .05$) を求め, それを自己希望分布における男女差と比較した。TABLE 3 に信頼区間と希望分布における差の絶対値 ($|$ 男子の希望比率 - 女子の希望比率 $|$) を示す。たとえば, 男性による「仕事専念」の希望者は男子で3.1%, 女子で0.0%であり, 希望分布における差は3.1%である。一方, 男子回答者, 女子回答者による推定値平均の差の信頼区間の下限はそれぞれ7.0, 10.2であり, いずれも自己希望分布における差である3.1を上回っている。同様の傾向が男性による「積極的育児参加」, 女性による「結婚後家庭専念」「出産後家庭専念」「仕事専念」という意見で見られ(「>」記号が示されている項目), いずれも推定

TABLE 2 回答者自身の希望分布 (%)

	[男性役割]						
	仕事専念	消極的参加	積極的育児参加	積極的家事・育児参加	家庭専念	相手の希望	その他
男子	2.5 (3.1)	29.4 (36.1)	21.8 (26.8)	26.9 (33.0)	0.8 (1.0)	12.6	5.9
女子	0.0 (0.0)	15.5 (17.8)	22.8 (26.2)	48.9 (56.0)	0.0 (0.0)	7.3	5.5
	[女性役割]						
	結婚後家庭専念	出産後家庭専念	育児終了後仕事	両立	仕事専念	相手の希望	その他
男子	5.9 (8.9)	10.9 (16.5)	34.5 (51.9)	14.3 (21.5)	0.8 (1.3)	27.7	5.9
女子	8.2 (10.2)	8.7 (10.7)	25.6 (31.6)	37.4 (46.3)	0.9 (1.1)	2.3	16.9

注) 括弧内の数値は, 推定分布との比較のために「相手の希望」「その他」を除外して算出した比率である。

³ ここで比較する自己希望分布は学生自身によるものである。一方, 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。したがって, 回答者の意見分布推定には別の年代層の意見も考慮されていた可能性もあり, 比較には注意を要する。これについては考察で論じる。

TABLE 3 希望分布と推定分布との比較結果

意見項目	比率の比較		意見格差の比較		希望分布での絶対差 (男子希望-女子希望)
	男性意見 t値	女性意見 t値	推定差の信頼区間 ($\alpha = .05$)	希望分布での絶対差	
[男性役割]					
「仕事専念」	11.932**	11.543**	7.0~12.0 >	3.1 (3.1-0.0)	
	15.869**	14.011**	10.2~14.3 >		
「消極的参加」	-0.455	4.156**	9.6~18.6	18.3 (36.1-17.8)	
	1.134	7.455**	10.0~19.1		
「積極的育児参加」	-0.540	0.673	4.3~9.4 >	0.6 (26.8-26.2)	
	-0.013	0.301	7.4~11.2 >		
「積極的家事・育児参加」	-13.066**	-15.673**	10.6~17.6 <	23.0 (33.0-56.0)	
	-21.619**	-20.889**	13.5~18.1 <		
「家庭専念」	10.201**	9.565*	0.7~2.8	1.0 (1.0-0.0)	
	12.300**	11.978**	0.6~1.1		
[女性役割]					
「結婚後家庭専念」	12.341**	12.317**	10.1~15.4 >	1.3 (8.9-10.2)	
	18.142**	4.077**	11.0~14.9 >		
「出産後家庭専念」	10.491**	9.077**	6.3~10.0 >	5.8 (16.5-10.7)	
	16.795**	14.035**	7.1~11.0 >		
「育児終了後仕事」	-22.661**	-2.435*	-1.0~3.7 <	20.3 (51.9-31.6)	
	-28.168**	-0.083	2.2~6.1 <		
「両立」	-4.867**	-8.352**	11.8~18.8 <	24.8 (21.5-46.3)	
	-12.619**	-17.041**	12.4~17.1 <		
「仕事専念」	5.814**	11.814**	2.7~4.9 >	0.2 (1.3-1.1)	
	6.274**	11.042**	1.2~2.8 >		

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

t値が正の場合には推定値が希望分布における値を上回り, 負の場合には下回ったことを示す。

分布での差は自己希望分布における差以上であったといえる。逆に, 男性による「積極的家事・育児参加」に対する推定における差の信頼区間の上限は男子回答者で17.6, 女子回答者で18.1であり, 希望分布における差 (23.0=56.0-33.0, TABLE 2参照) よりも小さく, 推定における男女の意見差は希望分布における差を下回っている。その他, 女性による「育児終了後仕事」「両立」でも同様の結果となり(「<」記号が示されている項目), 比較的共生的といえるこれらの意見では, 推定における男女の意見格差は希望分布における格差よりも小さかった。

次に, FC効果, すなわち回答者自身の希望と同じ意見の支持率の過大推定の有無について検討した。推定意見毎に, 回答者をその意見を希望する者(該当意見希望者)と別の希望を持っている者(その他の意見希望者)と

に分類し, 両群の推定を比較した。群間でサンプル数が異なるため Mann-Whitney のU検定を用いた。各群における推定の中央値を TABLE 4 に示す。たとえば, 女子回答者では, 男性による「消極的参加」に関する女性意見の推定において, 「その他の意見希望者」の推定中央値は20.0%であるのに対して, 「該当意見希望者」の推定中央値は36.5%と有意に高く, FC効果が認められる。女子回答者では同様の傾向がその他の女性意見推定においても多く認められた。また, 男性意見推定においても, 男性による「積極的育児参加」「積極的家事・育児参加」, 女性による「両立」といった比較的進歩的な意見において FC効果が認められた。男子回答者では男性意見推定において, 男性による「仕事専念」「消極的参加」, 女性による「出産後家庭専念」など, より伝統的意見において FC効果が認められた。

TABLE 4 希望別推定の中央値と差の検定結果

推定意見項目	男性意見推定の中央値 (%)			女性意見推定の中央値 (%)		
	該当意見	他の意見	z値	該当意見	他の意見	z値
	希望者	希望者		希望者	希望者	
[男性役割] ^(a)						
「仕事専念」	20.0	15.0	1.982*	10.0	6.0	1.108
	-	-	-	-	-	-
「消極的参加」	40.0	30.0	2.139*	20.0	20.0	1.414
	40.0	35.0	0.952	36.5	20.0	5.324**
「積極的育児参加」	25.0	20.0	1.369	30.0	30.0	0.544
	25.0	20.0	2.668**	40.0	30.0	4.324**
「積極的家事・育児参加」	20.0	13.0	1.444	40.0	30.0	1.519
	15.0	10.0	2.415*	39.0	25.0	5.130**
「家庭専念」	0.0	3.0	1.271	0.0	5.0	1.310
	-	-	-	-	-	-
[女性役割]						
「結婚後家庭専念」	20.0	20.0	0.023	10.0	10.0	0.126
	30.0	25.0	1.715	12.5	10.0	0.336
「出産後家庭専念」	40.0	30.0	3.646**	25.0	20.0	0.850
	35.0	30.0	1.608	20.0	20.0	1.034
「育児終了後仕事」	30.0	25.0	1.419	30.0	25.0	1.915
	30.0	25.0	1.360	34.5	30.0	2.351*
「両立」	15.0	13.0	1.267	30.0	30.0	1.226
	15.0	10.0	2.806**	30.0	20.0	2.150*
「仕事専念」	5.0	3.0	0.708	5.0	5.0	0.386
	8.0	2.0	1.429	12.5	5.0	1.352

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

^(a) 女子回答者において, 「仕事専念」「家庭専念」の希望者なし

次に、自己希望と自己の性への満足度との関係について分析した。自己の性への満足度に男女差は認められず、中央値は4.0(良かったと思う)であった。また、自己希望によって回答者を7群に分け、Kruskal-Wallis検定を行った結果、満足評定に群間差は認められなかった。

最後に、自己の希望と同じ意見の支持者をより高く推定した者ほど(高一致)自己の性への満足度は高いといえるのか、自己と同じ意見に対する推定値と満足度評定の間の正相関の有無を調べた。男女別・自己希望別に分析した結果、自分自身は将来「両立」を希望する女子回答者において、またパートナーに「積極的育児・家事参加」を希望する女子回答者において、自己と同意見であろう男性の比率の推定値と満足度との間に有意な相関が見られた(順に $r=.304$, $t(80)=2.854$, $p<.05$, $r=.248$, $t(104)=2.585$, $p<.05$)。

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、性役割分担という問題に関して、大学生は、男性意見と女性意見との間には差があると推定したという点である。男性役割についても、女性役割についても、伝統的意見の支持者は男性により多いと推定された。また、回答者の希望から得られた分布と比べ、比較的伝統的といえる意見や従来の役割分担の裏返しともいえるべき男性による「家庭専念」や女性による「仕事専念」という意見の支持率は、男性意見に対しても、女性意見に対しても、過大推定され、男女間での意見差が過大に推定された。これに対して、男性による「積極的家事・育児参加」や女性による「両立」「育児終了後仕事」といった比較的「共生的」といえる意見の支持者は低く推定され、男女の意見格差も過小推定された。ステレオタイプの特性に関しては実際以上の性差が推定されるという知見(Martin, 1987)を考慮すると、本研究の結果は、性役割分担という問題については「男性＝伝統的、女性＝進歩的」というステレオタイプの男女の意識格差が過大推定されたと考えられる。

自己希望に関する本研究における結果を含め、現時点では役割分担については男女間で意識差があるという知見が確かに多く、男女格差の情報呈示はその意味で現実の伝達であり、それが格差解消を目的としている以上否定されるものではない。しかし、男女間の意見の対立あるいは格差情報の反復的呈示は、男女差というステレオタイプの認知を強化することで、男女の溝を益々深めていく結果となる可能性も考慮されねば

ならない。集団間関係が常に対立的・競争的であるというのは学習された信念である(Schopler & Insko, 1992)。性カテゴリーのように集団間の境界が比較的明確である場合には集団間バイアスが顕著に出現するという報告もあり(Judd & Park, 1988)、男女間における「意見格差認知-対立感強化」の悪循環を回避するためには、実際の意見格差の解消とともに、集団間格差の認知におけるバイアスの解消策を模索することも重要な課題であろう。たとえば、1987年と1990年に行われた総理府による「女性に関する世論調査」の結果を比較すると、「男は仕事、女は家庭」という伝統的性役割観に同感するとした女性は36.6%から25.1%へと11.5%減少しているが、男性では51.7%から34.7%へと17.0%の減少を示している。これらの数字は伝統的性役割観の肯定派が依然男性に多いことを示しているとはいえ、その格差のみを強調するのではなく、「男性意識も変化してきた」と解釈することも可能である。現状の意見分布認知に加え、現在までの「変化率」は将来の意見分布の予測の手がかりとなり、将来の分布の推測が個人の意見に与える影響も考慮されねばならない。

次に、本結果で見られたFC効果について考察を加える。女子回答者ではより共生的な選択肢を希望する者に、男子回答者においてはより伝統的な選択肢を希望する者にFC効果が見られる傾向にあった。この結果は、FC効果の「自己の意見を正当化する必要性」あるいはCrano(1983)が述べるような「思い入れのある意見への支持の必要性」といった動機的側面を反映しているとも考えられる。ただし、関与が絶対的に高い場合にはFC効果は出現しないという報告もあり(斎藤・岡・佐久間・柴内, 1995)、大学生は、「仕事と家庭」という問題について、将来自分にも関わる問題として何らかの関心はあっても、まだ絶対的に関与度が高いわけではないと考えるべきかもしれない。関与度が高まるにつれ、推定におけるFC効果がどのように変化するのか、今後の研究課題であろう。

本研究では、意見分布推定と回答者の希望から得られた分布には差が見られた。これが意味するものは何か。そのひとつとして考えられることは、回答者は自己自身を性とは別のカテゴリー(たとえば世代によって規定される集団=若者)に属すると認知し、他の集団(中高齢)が自己の集団とは異なる意見を持つと推測した可能性もある。本結果では伝統的意見の過小推定が見られたが、もし実際に上の世代に伝統的な意見がより多いとすれば、推定との差は小さくなったり、あるいは認め

られなくなったりする可能性もある。そこで、参考までに、親世代を対象としたもので、本調査と調査時期が近いデータと本結果を比較してみた。たとえば、総務庁青少年対策本部が1994年に行った「子供と家族に関する国際比較調査」における「女性役割」に関する回答 (TABLE 5) と比較してみると、意見項目に若干の相違があるとはいえ、父親による回答と本調査における男子学生の希望分布 (比較に用いた括弧内の比率) はかなり類似した傾向にあることが分かる。さらに、母親による回答は本調査における女子学生の希望よりも伝統的意見の支持者はむしろ少ない。伝統的性役割観は全体的には減少傾向にあるとする調査結果が多くあるものの、若者 (特に女性) の保守化傾向も指摘されており (朝日新聞, 1992a ; 毎日新聞, 1992), その点が反映されているとも考えられる。もちろん意識調査結果の報告には親世代に伝統的意見が多いとするものもあり (朝日新聞, 1995), この点については詳細な検討を要する。さらに、大学生が世代間差をどの程度認知しているのか、社会の一般的意見としてどの世代の意見が認知されているのか、またそれが男女間意見格差の認知とどのような関わりを持つのかについて今後検討していくことも必要であろう。

最後に、社会における一般的意見と自己意見の一致と自己の性の肯定的評価との間の関連性について、簡単に考察を加える。本結果では、共生的な意見を自己の希望として持っている女子回答者において社会における一般的意見—自己意見間での一致と満足度との間に関連が見られたが、それは同性意見推定においてではなく、異性意見推定においてであった。これは、社会的アイデンティティ理論から導かれる「自己意見と内集団意見の一致が肯定的自己評価につながる」という予想とは異なる。梅宮 (1994) は青年期にある女性がアイデンティティを構築する際に、男性を媒介変数として重視しているとし、女性には、伝統的性役割を媒介する「男性」からの承認と引き替えに、能力を発揮することを放棄あるいは否定する傾向があるとしている。男女共生を願う女子回答者では、それを支持して

いる男性が多いという認知が女性であることへの高い満足感と関連するという本研究で得られた結果も、男性からの承認が青年期女性の自己評価に与える影響を示唆するものと考えられる。

引用文献

- 朝日新聞 1992a 2月20日朝刊 京都版
朝日新聞 1992b 6月22日朝刊 東京版
朝日新聞 1992c 12月1日朝刊 大阪版
朝日新聞 1995 5月17日朝刊 栃木版
朝日新聞 1996 1月27日朝刊 京都版
- Bosveld, W., Koomen, W., & van der Pligt, J. 1994 Selective exposure and the false consensus effect : The availability of similar and dissimilar others. *British Journal of Social Psychology*, **33**, 457—466.
- Breakwell, G.M. 1990 Social beliefs about gender differences. In Fraser, C., & Gaskell, G. (Eds.), *The social psychological study of widespread beliefs*. Oxford : Clarendon Press. Pp. 210—225.
- Campbell, D.T. 1967 Stereotypes and the perception of group differences. *American Psychologist*, **22**, 817—829.
- Crano, W.D. 1983 Assumed consensus of attitudes : The effect of vested interest. *Personality and Social Psychological Bulletin*, **9**, 597—608.
- Dawes, R.M., Singer, D., & Lemons, F. 1972 An experimental analysis of the contrast effect and its implication for intergroup communication and the indirect assessment of attitude. *Journal of Personality and Social Psychology*, **21**, 281—295.
- 堀田美保 1996 「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 社会心理学研究, **12**, 75—88.
- 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.
- 柏木恵子 1974 青年期における性役割の認知III—女子学生青年を中心として— 教育心理学研究, **22**, 205—215.
- Krueger, J. 1992 On the overestimation of

TABLE 5 「女性役割」に関する世論調査結果 (%)

	結婚後 専念	出産後 専念	育児後 仕事	両立	その他
父親	9.1	9.5	54.2	24.6	2.7
母親	2.3	4.8	58.1	32.1	2.7

註) 総務庁青少年対策本部 (1994) 「子供と家族に関する国際比較調査」より作成

- between-group differences. *European Review of Social Psychology*, 3, 31-56.
- 毎日新聞 1991 6月27日 東京本紙朝刊
 毎日新聞 1992 7月18日 東京本紙朝刊
 毎日新聞 1993 3月21日 東京本紙朝刊
- Marks, G., & Miller, N. 1987 Ten years of research on the false consensus effect : An empirical and theoretical review. *Psychological Bulletin*, 102, 72-90.
- Martin, C.L. 1987 A ratio measure of sex stereotyping. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 489-499.
- 村田光二 1986 False consensus 効果について 社会心理学評論, 5, 71-84.
- Noelle-Neumann, E. 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— プレーン出版
- Ross, L., Greene, 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.
- 斎藤 潔・岡 隆・佐久間勲・柴内康文 1995 認知反応と合意性推測の関係(II)—原子力発電に対する電機関連会社新入社員の態度との関連で— 日本社会心理学会第36回発表論文集, 418-419.
- Schopler, J., & Insko, C.A. 1992 The discontinuity effect in interpersonal and intergroup relations : Generality and mediation. In Stroebe, W., & Hewstone, M. (Eds.), *European Review of Social Psychology*, 3, Wiley.
- Sherman, S.J., Presson, L., Chassin, C.C., Corty, E., & Olshavsky, R. 1983 The false consensus effect in estimates of smoking prevalence. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 9, 197-207.
- 総務庁青少年対策本部 1994 「子供と家族に関する国際比較調査」
- 総理府 1987 「女性に関する世論調査」
 総理府 1990 「女性に関する世論調査」
- 東京読売新聞 1993a 2月19日朝刊 都民版
 東京読売新聞 1993b 6月25日朝刊 都民版
- Turner, J.C. 1982 Towards a cognitive redefinition of the social group. In Tajfel, H. (Ed.), *Social identity and intergroup relations*. Cambridge : Cambridge University Press. Pp. 15-40.
- 梅宮新田 1994 女性のアイデンティティに関する考察(その4) 日本社会心理学会第35回発表論文集, 384-385.
- 山口素子 1995 青年期女子の女性性に関する研究 風間書房
- 湯川隆子 1995 性差の研究 柏木恵子・高橋恵子(編) 発達心理学とフェミニズム ミネルヴァ書房 Pp. 116-140.

(1997.5.19 受稿, 12.15 受理)