

分配的正義におけるマクロとミクロ

女性の経済的不利益を題材に

田中重人 (東北大学文学研究科講師)

1 何のための計量分析か？

計量分析は「論文が書きやすい」分野だとよくいわれる。実際、なにか新しいテーマをみつけて、分析をきちんとおこない、それらしい導入と結論をつければ、それで論文になる。特に、近年は、信頼性の高い大規模データが研究者向けに公開されるようになっており、それらのデータをダウンロードして分析するかたちで論文が量産されるようになってきた。

しかし、それにともなって、そのような「純粋に計量的な」研究の蓄積は、かならずしも学問の発展を意味しないのではないかと、といった指摘がなされている (盛山 2008)。

それに対しての私見:

- 単に現状を明らかにする、というだけでも実証的な研究としての価値はじゅうぶんにある。そうした知見の蓄積については「学問の発展」のひとつの形態として積極的に評価すべきである
- しかし、そうした形ではない、理論を深めるという形での「学問の発展」というのも当然必要である
- そのような作業は「理論研究者」の仕事……とはいってられない実情がある (理論-実証分業モデルの崩壊)
- 計量分析の部分は計量研究者しか読まない (読めない)
- 計量研究者の側で、「どう使えるか」まで考えて提示する訓練をすべきである
- 「解くべき問題」をどこで見つけてくるか。社会学の「理論」からか、政策的な要請か、自分の原初的な問題関心か。

私自身の直感としては、計量分析の題材として何かを選んだ時点で、自分の原初的な問題関心が反映されているはずなので、それを掘り下げていく方向でいくのがいいのではないかと思う。

2 女性の経済的不利益の分析

2.1 データ

第2回全国家族調査 (NFRJ03) を使用する。これは、家族関係に焦点をあわせた調査であり、結婚・離婚などの履歴や子供ひとりひとりの属性などを細かくききとっていることが特徴である。詳細は Table 1 を参照されたい。

2.2 等価世帯所得

調査対象者の経済状態を測るため、等価世帯所得を求める。これは、世帯所得を世帯人数の平方根で割ったものである。世帯全員に平等に行き渡るようにして使ったときに、ひとりあたりが使ったことになる金額を表すものとされており、個人の生活水準を表す指標として広く使われている (OECD 2001)。

2.3 等価世帯所得の男女差

全体で見ると男女間でわずかに差がある (Table 3)。しかし、標準偏差に比較して、たいしたちがいはない。

これを結婚経験別にわけると、ある程度の差が出てくる。男性は結婚経験の影響を受けない。これに対して、離婚や死別を経験した者の間で、女性の経済状態が悪い。

これを全体でみると差がほとんどないように見えるのは、離婚・死別者の数が少ないためである。しかし、だからといって、実質的な影響力が小さいと考えるべきではない。既婚者は常に離別・死別する可能性があるから、そのことにともなうリスクを潜在的に負っている。また、離婚後の生活が悪くなると予想されると、家庭内での資源分配において不利になることが理論的に予想されている (Katz 1997; Ott 1992)。

2.4 重回帰分析

離婚後の生活における男女格差がどのようにして生じているかを把握するため、重回帰分析を行った。Table 9 の Model 4 が最終的な推定結果である。学歴、再婚経験、13歳以下の子供の存在、常時雇用されている一般従業者であることの4変数が、等価世帯所得 (対数変換後) に対して有意な効果を持っている。これらの変数を統制したあとでは、性別には有意な直接効果がみられない。

3 正義論・不平等論への示唆

3.1 分析結果のまとめ

等価世帯所得の分析から、つぎのことがわかった。

- 女性の経済的不利益は、離婚・死別経験のある者に集中してあらわれる。
- 離婚経験者の経済状態が悪くなる原因は、小さい子供がいること、常時雇用されている一般従業者でないこと、再婚しないこと、学歴が低いことによる。

これらの結果は、どう解釈できるだろうか。考察すべきことは、次の2点である。

- 等価世帯所得の男女差を分析することに何の意味があるか
- 格差の要因分解には何の意味があるか

3.2 マクロ水準における「機会の平等」原理

不平等の原因によって、よい不平等と悪い不平等を区別する発想のことを「機会の平等」原理と呼ぼう。たとえば、陸上競技の短距離走において、コースによってスタートからゴールまでの距離が同一でなかったり、特定のコースだけ路面が凸凹であったりすることを指して「機会の不平等」ということがある。この場合、スタートの位置や路面の状態などによって競技の結果が決まるようなことがあってはならないのであり、もしそのような原因によって差がつくようなことがあればそれは不当な差である、ということが含意されている。逆に、それ以外の理由（走者の体格、筋力、走行技術、当日の体調など）は選手本人の責任に帰すべきことであり、これらによって結果が決まるのは不当なことではない。

同様の発想は、社会全体でみたマクロな水準での分配が問題になる場合にもつかわれる。なんらかの「個人の責任に帰すべきではない」とされる原因によって分配に不平等が生じている場合、それは「機会の不平等」であって正義に反することである、とするのは馴染み深い発想である。

3.3 「機会の平等」原理のバリエーション

もっとも、「機会の平等」原理は、それ自体では何もいっていないに等しい。どういった原因によるものであれば「悪い不平等」に分類されるのかが特定されていないからだ。理論的には、「よい不平等」「悪い不平等」それぞれの原因が空集合でさえなければ、あらゆる組み合わせについて「機会の平等」が主張できる。実際には、自由主義的な論者の主張の中にも含まれるものはもうすこし狭い幅の中におさまる。それらのなかで基準を厳しくとる最右翼は、おそらく、公的な場面における差別に起因する不平等のみを「機会の不平等」とみなす立場 (Cavanagh 2002) だろう (この立場の中でも、なにを「公的な場面」とみなすか、「差別」とはなにか、といった点において幅広いバリエーションがありうる)。逆に、「悪い不平等」の範囲をひろくとる最左翼は、個人のコントロールを超えた事柄による不平等はすべて「機会の不平等」だとする立場 (Roemer 1998) である。この両極の間で、さまざまなタイプの「機会の平等」原理が主張されている。

3.4 男女共同参画社会基本法

男女共同参画社会基本法は、「男女が均等に政治的、経済的、社会的及び文化的利益を享受することができ、かつ、共に責任を担うべき社会」(第2条)の形成を目指すと宣言している。つまり、現在の社会では享受する利益に男女差が生じていることを認めただけで、そのようなことがない社会を目指すと述べているのである。これは、性別について「機会の平等」原理を採用したものと読むことができる。

この法律に基づいて内閣府に男女共同参画局がおかれている。これは行政組織内でかなり高いレベルにある組織であり、さまざまな制度についてジェンダー視点からの調査を行い、平等に向けての政策を推進している。このような規模で、マクロ水準での「機会の平等」原理を制度化する仕組みがつくられたのは、日本史上初めてのことである。

等価世帯所得の男女差を分析するのは、このうち経済的利益における機会の平等が男女間でどの程度実現されているかを測定していることになる。

3.5 ミクロ-マクロ連結

ただし、マクロな水準で機会の平等を目指すことが決まったからといって、それが直ちに社会のなかでの平等化につながるわけではない。社会全体は、さまざまな下位システムの相互作用によって成り立っており、全体がきちんと組織化されているわけではないからである。したがって、社会全体で実現すべき「正義」があたえられても、それがそのまま個々のシステムにおいて遵守されるべき「規範」になるわけではない。マクロ水準での正義を実現するには、ミクロな水準において行為者を拘束する「規範」に置き換えていく必要がある。この置き換え作業を適切におこなっていくことを通じて、マクロ水準での正義が制度化されていくのである。

問題は、このような作業が男女共同参画政策のなかで適切におこなわれているかである。上記の分析結果では、男女間の経済的不平等をもたらしている主な要因は、小さい子供の存在、非継続的キャリア、再婚確率のちがい、学歴のちがいであった。これらに対する政策は、男女共同参画政策の中ではどのように規定されているだろうか。

子供の有無によって経済的な不平等が生じることが正義に反する、という主張は、男女共同参画政策には出てこない。ただし、母子家庭における困窮・貧困への対策が必要であることは『男女共同参画ビジョン』（1996）で述べられており、母親の支援の必要性が主張されている。しかしそこで述べられているのは就労支援等のいわゆる「ワークフェア」政策であり、実際にはこのような政策は母子家庭の生活の向上にはつながっていないものと思われる。

非継続的キャリアについても、継続的にフルタイムで働き続ける人と、途中で仕事をやめた人の間に差が付くのが不当だとはされていない。ただし、パートタイムとフルタイムの間の「均衡処遇」は繰り返し言及されており、たとえば「同一価値労働同一賃金」のような限定された範囲での「衡平」であれば、男女共同参画政策の視野に入ってくる可能性はある。

一方、家庭責任を負っていても働き続けられるようにする「両立支援」政策は男女共同参画政策の柱のひとつであり、さまざまな政策が展開されている。ただし、現在のところ、実証的な観点から見て、効果があがっているとはいえない（田中 2008）。また、「両立支援」とは、両立したい人が両立できない制度的な障壁を取り除く趣旨であり、両立型のライフスタイルに人々を強引に誘導するという意図を（すくなくとも公式には）持っていないことにも注意が必要である。数値目標としては、2017年までに、第1子出産前後での就業継続率を55%まで引き上げるとされており、この目標が実現しても、なお多くの女性は中断型のキャリアを歩むことが予測されている。

男女間に学歴の格差がある（現在でも4年制大学・大学院への進学率には男女差がある）ことは、男女共同参画政策でも意識されている。しかし、その対策としては、教育現場での進路指導等におけるジェンダー・バイアスを除去することが主である。すでに学校を卒業してしまった人について、経済的格差を是正することは考えられていない。

このようにみえてくると、実際にとられている政策は、それぞれの領域において以前から通用していたミクロレベルの正義に沿って立案されており、そのことが政策の実効性を限界付けていることがわかる。個々の政策の効果を云々するまでもなく、ミクロ水準での正義の集積がマクロ水準での正義を実現できない構造になっているのである。

このミクロ-マクロ間の齟齬を埋め合わせる方法はあるだろうか？

1980年代以降に展開されてきた離婚給付をめぐる法学的な論考は、ひとつの解決策である。鈴木 (1992) や本沢 (1998) の論考では、離婚時の財産分与の対象は、物的な財産に限られるものではない。婚姻中に生じた子供やキャリア上の選択による人的資本の蓄積・消耗も、離婚に当たって衡平に再分配されるべきものとされている。労働市場で使われる人的資本について再分配を認めるのであれば、結婚市場において生じる不利益についても、再分配を否定する理由はないであろう。また、婚姻生活を通じて蓄積された人的資本を夫婦の共有財産として認めるのであれば、おなじ論理で、公教育を通じて蓄積した人的資本を公共の財産とみなすことも可能かもしれない。

いずれにせよ、この構造的な問題の解決は簡単ではない。マクロ水準の正義とミクロ水準の正義はどちらかが優越的な地位にあるわけではない。したがって、ミクロ水準の正義を尊重しながら、それと矛盾せずにマクロ水準の正義を実現していく途をまずは模索しなければならない。どうしても矛盾が解決できなければ、いずれかを書き換える必要が出てくるが、それはそれぞれの内在的な論理に沿っておこなわれるべきである。マイノリティに対する優遇措置 (affirmative action) の問題に多くの人びとがひきつけられるのは、このような矛盾が焦点化されるからであろう。それと同様の問題が、マクロ水準であらたな正義が導入されたときに普遍的に生じるのである。

4 文献

- Cavanagh M. 2002. *Against Equality of Opportunity*. Clarendon.
- Katz E. 1997. “The intra-household economics of voice and exit”. *Feminist economics*. 3(3): 25-46.
- 本沢 巳代子. 1998. *離婚給付の研究*. 一粒社.
- 永瀬 伸子. 2004. “離別母子家庭の就業と賃金経路”. 社会政策学会第108回大会.
- OECD. 2001. *OECD employment outlook, June 2001*. Organisation for Economic Co-operation and Development.
- Ott N. 1992. *Intrafamily bargaining and household decisions*. Springer-Verlag.
- Roemer J. E. 1998. *Theories of distributive justice*. Harvard University Press.
- 盛山 和夫. 2008. “社会調査にとって本当の課題はなにか”. *社会と調査*. 1:6-12.
- 鈴木 眞次. 1992. *離婚給付の決定基準*. 弘文堂.
- 田中 重人. 2008. “ライフスタイル中立的な平等政策へ”. 編集 = 辻村 みよ子 + 河上 正二 + 水野 紀子. *ジェンダー法・政策研究叢書12 男女共同参画のために*. 東北大学出版会. pp. 283-301.
- Tanaka S. 2008. “Career, family, and economic risks: a quantitative analysis of gender gap in post-divorce life”. 2005年SSM調査シリーズ. 9: 21-33.

5 謝辞

二次分析に当たり、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データアーカイブから第2回全国家族調査(NFRJ03)(日本家族社会学会全国家族調査委員会)の個票データの提供を受けました。

Tables and Figures

Table 1. Synopsis of NFRJ03

Survey name	National Family Research of Japan 2003 (第2回全国家族調査)
Survey organizer	Japan Society of Family Sociology, NFRJ Committee (日本家族社会学会 全国調査委員会)
Survey company	Central Research Service Inc. (中央調査社)
Survey area	All over Japan
Subjects	Japanese nationals living in Japan and born between 1926 and 1975 (28 to 77 years old as of the end of 2003)
Sampling method	Stratified two-stage random sampling.
Sample size	10,000 (response 6,302, response rate 63.02%)
Survey period	January to February 2004
Survey method	Leave and pick-up
Published reports	The first report in 2005 and the second report (2 volumes) in 2006
Data availability	Deposited at the SSJ Data Archive by the University of Tokyo (Survey Number 0517)
Website	http://www.wdc-jp.com/jsfs/english/nfrj.html

Table 2. Log equivalent household income by household size

Number of people in the household	Mean	Standard deviation	(N)
1	5.483	0.851	(365)
2	5.633	0.704	(1465)
3	5.731	0.647	(1343)
4	5.742	0.575	(1311)
5	5.682	0.578	(683)
6	5.632	0.563	(356)
7+	5.565	0.549	(205)
Total	5.675	0.649	(5728)

Natural logarithm of annual household income (in 10,000 yen) in the last year (taxes included). $R^2=0.012$ ($p < 0.01$).

Table 3. Log equivalent household income by sex and marital experience

	Unmarried	Divorced*	Widowed*	Married	Total
Male	5.697	5.631	5.688	5.736	5.722
	0.681	0.694	0.726	0.611	0.629
	(278)	(206)	(86)	(2139)	(2709)
Female	5.655	5.302	5.287	5.702	5.632
	0.682	0.760	0.765	0.617	0.664
	(192)	(253)	(244)	(2329)	(3019)
Total	5.680	5.450	5.392	5.718	5.675
	0.681	0.749	0.774	0.614	0.649
	(470)	(459)	(330)	(4468)	(5727)

Mean, standard deviation, and (N) in each cell. *: Including those who have remarried. Results of ANOVA: $p < 0.01$ for all of the main and interaction effects (by Type III SS). $R^2=0.034$ ($p < 0.01$).

Table 4. Contribution to household income (among those who experienced divorce)

	$c = 0$	$0 < c \leq 0.25$	$0.25 < c \leq 0.5$	$0.5 < c \leq 0.75$	$0.75 < c < 1$	$c = 1$	Total	(<i>N</i>)
Male	2.0	2.0	2.5	9.8	12.3	71.6	100.0	(204)
Female	13.9	17.1	13.9	11.9	2.0	41.3	100.0	(252)
Total	8.6	10.3	8.8	11.0	6.6	54.8	100.0	(456)

c = Respondents personal income / household income. Percentage in each cell. Cramer's $V = 0.463$ ($p < 0.01$).

Table 5. Remarriage or co-residence with parents (among those who experienced divorce)

	Remarried	Not remarried		Total
		Without parent	With parent	
Male	53.1 (119)	30.8 (69)	16.1 (36)	100.0 (224)
Female	33.0 (89)	46.7 (126)	20.4 (55)	100.0 (270)
Total	42.1 (208)	39.5 (195)	18.4 (91)	100.0 (494)

% (*N*). Cramer's $V = 0.205$ ($p < 0.01$).

Table 6. Presence of children under 13 (among those who experienced divorce)

Male	2.2 (224)
Female	14.4 (270)
Total	8.9 (494)

% (*N*) of those who have not remarried and live with children under 13.

Cramer's $V = 0.213$ ($p < 0.01$)

Table 7. Percentage of full-time regular employees (among those who experienced divorce)

Male	42.9 (224)
Female	24.1 (270)
Total	32.6 (494)

% (*N*). Cramer's $V = 0.199$ ($p < 0.05$).

Table 8. Descriptive statistics for regression analysis (for those who experienced divorce)

	Male		Female	
	Mean	SD	Mean	SD
Log equivalent household income	5.633	0.698	5.309	0.760
Age:				
28–37	0.118		0.193	
38–47	0.246		0.301	
48–57	0.281		0.261	
58–67	0.241		0.181	
68–77	0.113		0.064	
Education*	12.493	2.355	11.936	1.898
Remarried	0.562	0.497	0.325	0.469
One-person household	0.232	0.423	0.141	0.348
Living with parent	0.236	0.426	0.217	0.413
Child under 13	0.020	0.139	0.153	0.360
Full-time regular employee	0.438	0.497	0.257	0.438
(<i>N</i>)	(203)		(249)	

*: Years of standard requirements. SD: Standard deviation.

Table 9. Regression analysis of log equivalent household income (for those who experienced divorce)

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
Constant	5.840** (0.075)	4.526** (0.222)	4.435** (0.229)	4.350** (0.226)
Age (reference: 48–57):				
28–37	–0.156 (0.107)	–0.131 (0.103)	–0.042 (0.105)	–0.045 (0.103)
38–47	–0.208* (0.092)	–0.233** (0.088)	–0.165 (0.088)	–0.176* (0.086)
58–67	–0.327** (0.099)	–0.210* (0.097)	–0.222* (0.095)	–0.147 (0.096)
68–77	–0.512** (0.133)	–0.329* (0.131)	–0.379** (0.129)	–0.261* (0.131)
Female	–0.346** (0.069)	–0.274** (0.067)	–0.183** (0.070)	–0.121 (0.071)
Education		0.102** (0.016)	0.098** (0.016)	0.092** (0.016)
Remarried			0.246** (0.088)	0.266** (0.087)
One-person household			0.009 (0.108)	0.025 (0.106)
Living with parent			–0.098 (0.090)	–0.082 (0.089)
Child under 13			–0.373** (0.128)	–0.352** (0.127)
Full-time regular employee				0.282** (0.072)
R^2	0.087**	0.161**	0.221**	0.247**

Coefficient (standard error). **: $p < 0.01$. *: $p < 0.05$. $N=452$.